فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی - سال سوم، شماره چهارم (پیاپی ۱۱)، پاییز ۱۳۹۷ (صفحات ۱۳۵ تا ۱۶۱)

واکنش غیرخطی سیاست‌های پولی نسبت به ریسک بازارهای مالی در ایران

احمد جعفری صمیمی

استاد اقتصاد، گروه اقتصاد نظری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران

jafarisa@umz.ac.ir

امیر منصور طهرانچیان

دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد بازرگانی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران

a.tehranchian@umz.ac.ir

محسن نصرتیان نسب (نویسنده مسئول)

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران

mohsennasir2@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۳/۲۵

چکیده

در تحقیق حاضر، به منظور برآورد توابع واکنش غیرخطی سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی ایران نسبت به ریسک بازارهای مالی، از مدل رگرسیون انتقال ملایم و داده‌های فصلی طی دوره‌ی ۱۳۹۴:۳-۱۳۷۶:۱ استفاده می‌شود. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که ریسک بازارهای مالی، یک عامل مهم در تغییر رژیم رفتاری سیاست‌گذاری‌های پولی در ایران است و با عبور ریسک بازارهای مالی از یک حد آستانه‌ای، سیاست‌گذاری پولی در ایران به صورتی تهاجمی، بر تعدیل شکاف تولید معطوف شده‌است به نحوی که ضریب شکاف تولید که در قسمت خطی (رژیم اول) مخالف با ضریب مورد انتظار بر اساس قاعدهٔ تیلور است در رژیم دوم، سازگار با قاعده تیلور می‌باشد و این امر خود حاکی از متغیر بودن رفتار سیاست‌گذاری پولی در شرایط مختلف ریسک بازارهای مالی است. با این حال ضریب شکاف تورم در هر دو رژیم رفتاری و هر دو سناریوی مورد بررسی، از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: C22 ،D81 ،E52

واژگان کلیدی: سیاست پولی، ریسک بازارهای مالی، رفتار غیرخطی، مدل رگرسیون انتقال ملایم

۱. مقدمه

از اوایل دهه ۱۹۳۰، ادبیات اقتصادی مربوط به تحلیل تابع واکنش بانک مرکزی، با رشد قابل ملاحظه‌ای همراه بوده است. قاعده تیلور(۱۹۹۳) معروف‌ترین تصریح این تابع واکنش محسوب می‌شود. پس از تیلور (۱۹۹۳)، تعداد قابل توجهی از پژوهش‌ها بر استخراج توابع واکنش سیاست‌های پولی متمرکز شد. از اواخر دهه ۱۹۹۰ اقتصاددانان بر احتمال رفتار غیر خطی سیاست‌های پولی نسبت به فعالیت های اقتصادی و تورم تمرکز کرده‌اند (سونسون[2] ۱۹۹۷؛ بال[3]،۱۹۹۹؛ کلاریدا[4]و همکاران، ۱۹۹۹). این رفتار غیر خطی ممکن است به عنوان نتیجه‌ی انحراف از حداقل سازی سنتی توابع زیان درجه دوم با قیدهای خطی باشد. عامل دیگری که می‌تواند به رفتار غیر خطی در سیاست پولی منتج شود محیط اقتصادی نامطمئن است. رئیس سابق بانک مرکزی گرین اسپن[5]بیان می‌کند که نااطمینانی تنها یک ویژگی در طرح سیاست پولی نیست بلکه نااطمینانی ویژگی تعریف کننده این طرح است.

چندین منبع نااطمینانی اعمال سیاست پولی در دنیای واقعی را متاثر می‌سازد. اول، سیاست‌گذاران در مورد وضعیت اقتصادی نامطمئن هستند زیرا داده‌های مورد استفاده در سیاست گذاری‌های پولی به صورت ناقص اندازه گیری می‌شود (نااطمینانی داده ای). دوم سیاست‌گذاران درباره تاثیر سیاست‌ها بر اقتصاد و در مورد ساختار اقتصاد نامطمئن هستند (نااطمینانی پارامتری). نهایتا سیاست‌گذاران در مورد توزیع تکانه‌هایی که بر اقتصاد وارد می شود نامطمئن هستند (نااطمینانی تکانه‌ای).

اکثر تحلیل‌های مربوط به برآورد توابع واکنش غیر خطی سیاست‌های پولی بر احتمال واکنش غیر خطی بانک مرکزی نسب به تورم و یا انحراف تورم و تولید واقعی از اهداف صریح یا ضمنی آنها، تمرکز دارند. در ایران نیز تعدادی از مطالعات به برآورد توابع واکنش غیر خطی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران پرداخته‌اند که عملکردی بهتر در مقایسه با توابع خطی نشان داده‌اند. با توجه به ادبیاتی که در مورد سیاست‌های پولی در شرایط نا اطمینانی وجود دارد یعنی هنگامی که قدرت واکنش سیاست پولی به شرایط اقتصاد کلان به سطح ریسکی که اقتصاد با آن روبرو است بستگی دارد، این

---

[1]. Taylor
[2]. Svensson
[3]. Ball
[4]. Clarida
[5]. Greenspan

پژوهش به دنبال بررسی این موضوع در بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است. در این راستا ابتدا قواعد سیاست پولی خطی تخمین زده می شود. این قواعد در مورد رفتار غیر خطی ناشی از سطح تورم، شکاف تولید و وضعیت سیاست‌های پولی که در ادبیات قاعدهٔ تیلور غیر خطی بیان می‌شوند مورد آزمون قرار می‌گیرد. در نهایت این قواعد در مورد رفتارهای غیر خطی در مواجهه با اختلالات بازارهای مالی مورد آزمون قرار خواهد گرفت.

این مقاله در پنج بخش تنظیم شده‌است که به ترتیب پس از مقدمه عبارت‌اند از: پیشینه تحقیق، روش تحقیق شامل تصریح مدل و معرفی داده‌ها، برآورد مدل و تجزیه و تحلیل آن و نتایج و پیشنهادها. در ادامه به تفسیر به هر یک از این بخش‌ها و زیر بخش‌های آنها پرداخته می‌شود.

۲. پیشینه تحقیق

سیاست پولی به عنوان یکی از سیاست‌های اقتصادی با تنظیم و تعدیل نرخ رشد حجم پول، موجب تثبیت سطح عمومی قیمت ها و روان ساختن فعالیت‌های اقتصادی شده و زمینه مناسب و مطمئنی را برای کارگزاران اقتصادی فراهم می کند. اگرچه وظیفه اصلی بانک مرکزی کنترل سطح قیمت ها است، اما بالا نگه داشتن سطح فعالیت‌های اقتصادی و حمایت از پول ملی نیز از دیگر وظایف اصلی آن محسوب می‌شود (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۳).

بسیاری از اقتصاددانان حوزه کلان، طی سال‌های اخیر به دنبال طراحی قاعده‌ای به منظور دستیابی به اهداف اقتصادی فوق بوده‌اند. قاعده پولی تیلور مثال بارزی از تلاش به منظور تبیین قاعده تصمیم‌گیری سیاست‌گذار پولی است. تیلور (۱۹۹۳) با توجه به تجربه سیاست پولی ایالات متحده و بدون بیان پایه‌های خردی، قاعدهٔ ساده‌ای برای هدایت سیاست پولی مطرح کرد. بر اساس قاعده تیلور، مقامات پولی یک ترکیب خطی از تابع زیان درجه دوم بانک مرکزی از تورم و تولید را مینیمم می‌کنند و ابزار اصلی اجرای سیاست، نرخ بهره کوتاه‌مدت است. فرم عمومی قاعده‌ی تیلور به صورت رابطه‌ی (۱) می‌باشد.

$$i = \pi + r + \alpha(\pi - \pi^*) + \beta(q - q^*) \qquad (۱)$$

که در آن i، نرخ بهره ا سمی کوتاه‌مدت و r نرخ بهره واقعی تعادلی ا ست. $(\pi - \pi^*)$ و $(q - q^*)$ به ترتیب انحراف نرخ تورم و سـطح فعالیت اقتصـادی از نرخ تورم هدف و تولید بالقوه است. در نهایت α و β نشانگر واکنش متغیر سیاستی نرخ بهره کوتاه مدت به انحراف نرخ تورم و سطح فعالیت اقتصادی از نرخ تورم هدف و تولید بالقوه هستند. بر ا ساس قاعده‌ی تیلور زمانی که تورم و یا تولید بالاتر از نرخ هدف با شند، م سئولین پولی باید نرخ بهره اســـمی کوتاه مدت را افزایش دهند و در حالتی که تورم و تولید کمتر از سطوح هدف خود باشند، مقامات پولی باید برعکس عمل کنند.

قاعده تیلور چگونگی تعدیل نرخ بهره کوتاه‌مدت به عنوان ابزار سیا ستی، در پا سخگویی به شرایط اقت صادی را ن شان می‌دهد، با این حال، ادبیات تجربی در زمینه قاعده تیلور نشـانگر مشـکلات و انتقاداتی در زمینه قاعده تیلور اولیه اسـت. از جمله فرضـیه‌های پایه‌ای مدل‌های خطی؛ مانند وجود تابع زیان درجه دو از دیگر مشـــکلات و انتقاداتی است که در مورد قاعده‌ی تیلور اولیه بیان می‌شود و باعث توجه به قواعد غیر خطی شده است (وگلوم[1] ۲۰۰۳).

مطالعات تجربی نشـان داده‌اند که مدل‌های غیرخطی به طور متوسـط بهتر از تصـریح خطی ساده عمل می‌کنند. این رفتار غیر خطی ممکن ا ست به عنوان نتیجه‌ی انحراف از حداقل سازی سنتی توابع زیان درجه دوم با قیدهای خطی با شد (سونسون، ۱۹۹۷؛ بال،۱۹۹۹؛ کلاریدا و همکاران،۱۹۹۹). عاملی دیگری که می‌تواند به رفتار غیر خطی در سیاست پولی منتج شود محیط اقتصادی نامطمئن می‌باشد.

پس از بحران ۲۰۰۸، در زمینه عامل نااطمینانی در اســـتخراج رفتارهای غیر خطی سیا ست پولی، ب سیاری از اقت صاددانان از جمله می شکین[2](۲۰۰۸) بر اهمیت اختلالات بازارهای مالی و ریسـک های معنی داری که این اختلالات بر چشـم انداز اقتصـاد کلان تحمیل می‌کنند تاکید دارند تا آنجا که در فرموله کردن واکنش مناسـب سـیاسـت‌های پولی، معیارهایی از ریسـک در بازار مالی و اسـتفاده از روش مدیریت ریسـک را حیاتی می‌دانند. رئیس سابق فدرال رزرو گرین ا سپن بیان می‌کند که هدایت سیا ست پولی در فدرال رزرو به سمت ا ستفاده از عنا صر مهم مدیریت ری سک در ه سته ا صلی خود در حرکت است.

۲-۱. ادبیات تجربی

[1]. Woglom
[2]. Mishkin

پترسون[1](۲۰۰۷) در مطالعه‌ی خود به بررسی قاعده تیلور غیرخطی در سیاست‌گذاری فدرال رزرو می‌پردازد. در این مطالعه از مدل رگرسیون انتقال هموار و داده‌های ماهانه ۱:۱۹۶۰-۱۲:۲۰۰۵ استفاده شده‌است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که فدرال رزرو از یک مدل خطی در دوره ۱۹۶۰-۱۹۷۹ به یک مدل غیر خطی از نوع آستانه ای در دوره ۱۹۸۵-۲۰۰۵ حرکت کرده است. در این مطالعه زمانی که نرخ تورم (یعنی متغیر گذار) به یک حد آستانه‌ای خاص می‌رسد، فدرال رزرو نرخ بهره کوتاه‌مدت خود را تغییر می‌دهد.

کاسترو[2](۲۰۰۸) در تحقیق خود علاوه بر اهداف تورم و شکاف تولید، متغیرهای مالی و اطلاعات قیمت دارایی‌ها را نیز هدف قرار می‌دهد. در این تحقیق تبعیت بانک مرکزی از یک قاعده تیلور خطی یا غیر خطی نیز مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. نتایج این تحقیق که با استفاده از داده‌های ماهانه سه بانک مرکزی فدرال رزرو ایالات متحده، بانک انگلستان و بانک مرکزی اروپا انجام گرفته است نشان می‌دهد که تنها فدرال رزرو ایالات متحده از یک قاعده تیلور خطی پیروی می‌کند. با این حال بانک انگلستان و بانک مرکزی اروپا از یک قاعده تیلور غیر خطی پیروی می‌کند.

نوب و شوما[3](۲۰۱۰)، با استفاده از الگوی رگرسیون انتقال ملایم و با در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری، قاعده تیلور غیرخطی در سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی آفریقای جنوبی را مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج این تحقیق رفتار غیرخطی سیاست‌گذاری پولی آفریقای جنوبی را تایید می‌کند.

نابو و موسرو[4](۲۰۱۴) واکنش غیر خطی سیاست‌های پولی به شرایط اقتصادی را بر اساس سطح ریسک مرتبط با تورم آتی و ریسک در بازارهای مالی مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که ۱) نااطمینانی تورم و ریسک بازارهای مالی دو منبع قوی‌تر رفتار غیر خطی سیاست‌های پولی نسبت به متغیرهایی مانند سطح تورم و شکاف تولید می‌باشند۲) در دوران ریسک اقتصادی بالا، سیاست‌های پولی به سمت واکنش‌های تهاجمی‌تری به شکاف تولید حرکت می‌کنند.۳) بر اساس نتایج این تحقیق فدرال رزرو در اواخر دهه ۱۹۸۰ و اوایل دهه ۱۹۹۰ و در اواخر ۱۹۹۰ و اوایل دهه ۲۰۰۰ به شکاف تولید به صورت تهاجمی پاسخ داده است.

---

1. Petersen
2. Castro
3. Ncube and Tshuma
4. Gnabo & Moccero

ژوآ و چن[1](۲۰۱۷) در تحقیق خود به بررسی عدم تقارن سیاست ها ی پولی ایالات متحده می‌پردازند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی ایالات متحده در رژیم‌های متفاوت نامتقارن است و مقامات پولی تمایل به پیاده‌سازی یک قاعده فعال تیلور با پاسخ ضعیف به شکاف تورم و پاسخ قوی‌تر به شکاف تولید در دوره رکود اقتصادی هستند.

در ایران نیز تعدادی از تحقیقات در حوزه‌ی رفتار غیر خطی سیاست‌های پولی انجام شده است. از جمله کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) در تحقیقی به تحلیل و آزمون عدم تقارن در رفتار سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی در دوران رکود و رونق پرداختند. نتایج این تحقیق با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ برای داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۸۷:۲ انجام شده است نشان می‌دهد که در دوران رکود حساسیت بانک مرکزی بیشتر متوجه شکاف تولید و در دوران رونق، بیشتر متوجه تورم است.

جلالی نائینی و همتی (۲۰۱۳) در تحقیقی به تخمین توابع خطی و غیر خطی سیا ست پولی در ایران پرداختند. نتایج تخمین قواعد خطی در این پژوهش نشان می‌دهند که سیا ست پولی در ایران، به جای مبارزه، تمایل به همراهی با تورم دارد. تخمین‌های غیر خطی نیز نشان می‌دهند که در وضعیت تورم پایین‌تر از یک آستانه، سیاست‌های انبساطی بانک مرکزی به فعالیت‌های اقتصادی کمک می‌کند و در دوره‌های تورم بالاتر از یک آستانه، بانک مرکزی سیاست‌های ضد تورمی اعمال نمی‌کند ولی این موضع‌گیری به مساعدت به تولید نیز نمی‌انجامد.

سهیلی و همکاران (۱۳۹۶) در تحقیقی با عنوان بررسی توابع واکنش بانک مرکزی با ا ستفاده از قاعده تیلور با ا ستفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۵۳-۱۳۹۲میزان قاعده‌مند بودن یا صلاحدیدی بودن سیاست‌های پولی بانک مرکزی ایران را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که واکنش بانک مرکزی نسبت به متغیر شکاف تولید مبتنی بر قاعده ولی نسبت به متغیر انحراف از تورم مبتنی بر صلاحدید است.

با توجه به اهمیت تکانه‌های نفتی بر تغییرات پولی، در این بخش به تعدادی از مطالعات که ارتباط بین تکانه‌های نفتی و بازارهای مالی را مورد بررسی قرار داده‌اند اشاره می‌شود.

شهبازی و همکاران (۱۳۹۲) در تحقیقی، تاثیر شوکهای قیمت نفت بر بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از رهیافت SVAR[2] در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۸۹

[1]. Zhua & Chen
[2]. structural model of vector Autoregressions

بررسی کردند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که شوک‌های تقاضای نفت و تقاضای کل از عوامل مؤثر بر بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران محسوب می‌شوند.

فطرس و هوشیدری (۱۳۹۶) به بررسی میزان اثرپذیری نوسانات شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران و دوبی از نوسانات قیمت جهانی نفت خام با استفاده از داده‌های ماهانه دوره زمانی ۲۰۰۴-۲۰۱۶ پرداختند. براساس نتایج این پژوهش، نوسانات قیمت جهانی نفت خام اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات شاخص بورس اوراق بهادار تهران و بر نوسانات شاخص بورس دوبی داشته است.

جمالی و خداپرست شیرازی (۱۳۹۸) در تحقیق خود به بررسی تأثیر شوک‌های جهانی قیمت نفت خام و قیمت طلا بر بازار سهام ایران در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۴پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که شوک مثبت وارده بر قیمت جهانی نفت خام در کوتاه‌مدت اثر معنادار مثبت و در بلندمدت، اثر معنادار منفی بر شاخص کل قیمت سهام ایران دارد. همچنین، شوک مثبت وارده بر قیمت جهانی طلا در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر معنادار منفی بر شاخص کل قیمت سهام ایران دارد.

خلفاوی و همکاران (۲۰۱۵) ارتباط بین بازار نفت خام (WTI) و بازارهای سهام کشورهای G-7 را مورد بررسی قرار دادند. در این پژوهش میانگین و نوسانات سرریز قیمت نفت و بازارهای سهام در افق‌های زمانی مختلف با استفاده از رویکرد تلفیقی گارچ دو متغیره و آنالیز موجک مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این تحقیق شواهدی قوی از ارتباط بین نوسانات بازار نفت خام و بازارهای سهام را نشان می‌دهد.

بر اساس مبانی تجربی بیان شده و همچنین بررسی‌های انجام شده، اکثر مطالعات خارجی و تمامی مطالعات داخلی مربوط به برآورد توابع واکنش غیر خطی سیاست‌های پولی بر احتمال واکنش غیر خطی بانک مرکزی نسبت به تورم و یا انحراف تورم واقعی از اهداف صریح یا ضمنی آن، تمرکز دارند. با این حال در این تحقیق، عامل دیگری که می‌تواند به رفتار غیر خطی در سیاست پولی منتج شود یعنی محیط اقتصادی نامطمئن در نظر گرفته می‌شود و با استفاده از شاخص ریسک بازارهای مالی رفتار غیر خطی سیاست‌های پولی در ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد.

[1]. West Texas Intermediate

۳. تصریح مدل و معرفی داده‌ها

در این مطالعه به منظور برآورد تابع واکنش سیاست پولی از قاعده تیلور با دو متغیر انحراف از تولید و تورم که امروزه نقش بسیار مهمی در هدایت سیاست پولی و مدل‌سازی دارد، استفاده شده است. با این حال به منظور تخمین تابع واکنش سیاست پولی در کشور ایران، باید به مشخصات اقتصاد ایران توجه داشت. ابزار اصلی مدیریت تقاضا که توسط مقامات پولی در ایران مورد استفاده قرار می‌گیرد، پایه پولی یا پول پر قدرت است. به صورت کلی در کشورهای در حال توسعه با توجه به مکانیزم انتقال منحصر به فرد سیاست‌های پولی، نرخ بهره (رایج‌ترین ابزار سیاست پولی در کشورهای توسعه یافته) کاربرد فراوانی ندارد (مونتیل[1] ۱۹۹۱). مطالعات دانشگاهی و آکادمیک انجام شده در ایران، معمولاً از تعاریف مختلف حجم پول و یا نرخ رشد آنها به عنوان متغیر کنترل و هدف میانی سیاست پولی استفاده کرده‌اند. همچنین بانک مرکزی ایران نیز کل‌های پولی را به عنوان هدف میانی سیاست پولی اعلام می‌کند. بنابراین به نظر می‌رسد که در ایران یک اتفاق نظر بین مطالعات دانشگاهی و مسئولین اجرایی بانک مرکزی وجود داشته و همگی کل‌های پولی را به عنوان هدف میانی سیاست پولی پذیرفته‌اند. از طرفی تیلور معتقد است که سیاست‌گذاران می توانند قواعد سیاستی را با ابزار مجموعه‌های پولی انجام دهند(سهیلی و همکاران، ۱۳۹۶). در نهایت با توجه به موارد ذکر شده و همچنین با توجه به حرمت بهره در نظام بانکی ایران، در این مطالعه نرخ رشد پایه پولی به عنوان ابزار سیاستی انتخاب می شود و فرم کلی تابع عکس‌العمل بانک مرکزی ایران که در این تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد به صورت معادله (۲) بازنویسی می‌شود.

$$GM_t = \beta_0 + \beta_1(\pi_t - \pi^*) + \beta_2(y_t - y^*) + \beta_4 GM_{t-1} + \varepsilon \qquad (۲)$$

که در آن GM_t نرخ رشد پایه‌ی پولی، $\pi_t - \pi_t^*$ انحراف نرخ تورم دوره‌ی t از نرخ تورم هدف π^* و همچنین $y_t - y_t^*$ انحراف تولید واقعی از تولید بالقوه y_t^* است. در اینجا β_1 نشان دهنده‌ی واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی، در پاسخ به انحراف نرخ تورم از نرخ تورم هدف بوده و β_2 نشان‌دهنده واکنش نرخ رشد پایه پولی در پاسخ به انحراف تولید واقعی از سطح تولید بالقوه می‌باشد. در معادله (۲) GM_{t-1} وقفه رشد پایه پولی به عنوان متغیر مستقل در مدل وجود دارد. استفاده از نرخ رشد پایه پولی با

[1]. Montiel

وقفه برای هموار سازی نرخ رشد پایه پولی است و β_4 گویای آن است که بانک مرکزی در تنظیم عر ضه پول در دوره جاری تا چه حد به میزان عر ضه پول در دوره گذ شته وابسته است. در نهایت عبارت ε جمله اخلال است.

برخلاف قاعده تیلور، علامت β_1 و β_2 به عنوان ضرایب تابع واکنش بایستی منفی باشند. چون از نرخ ر شد پایه پولی به عنوان متغیر سیا ستی ا ستفاده شده ا ست. منفی بودن ضرایب آنها بدین معنی ا ست که در صورتی که نرخ تورم از نرخ هدف فراتر با شد، بانک مرکزی نرخ ر شد پایه‌ی پولی را در پا سخ به این انحراف به سمت پایین تعدیل کند و بالعکس؛ همچنین اگر تولید از سطح تولید طبیعی پایین‌تر با شد، یعنی اقتصاد در رکود باشد، مقامات پولی می‌باید با سیاست پولی انبساطی و تحریک تقاضای کل سطح تولید را به سطح طبیعی‌اش باز گردانند.

شکاف تولید ناخالص داخلی از تفا ضل تولید ناخالص داخلی و تولید بالقوه محا سبه می شود. برای محا سبه این متغیر، ابتدا بایستی تولید بالقوه محا سبه شود. تولید بالقوه از دیدگاه عر ضه حداکثر تولیدی ا ست که اقتصاد بدون تورم قادر به تولید آن ا ست. آمار تولید ناخالص داخلی حقیقی از داده‌های منتشره توسط بانک مرکزی براساس سال پایه ۱۳۸۳ اقتباس شده است. در ادبیات اقتصادی تولید بالقوه جزء بلند مدت و شکاف تولید جزء موقتی تولید ا ست که نو سانات موقتی و زودگذر تولید را نشان می‌دهد. روش‌های مختلفی برای محاسبه تولید بالقوه وجود دارد که بعضاً مشکل و پیچیده می باشند. تفکیک بین تغییرات موقت و دائمی در یک سری زمانی می‌تواند با استفاده از روش فیلترینگ انجام شود. از جمله روش‌های فیلترینگ، روش‌های هودریک - پرسکات[1] (۱۹۹۷) و باکسترکینگ[2](۱۹۹۵) هستند.

فیلتر هودریک – پر سکات در سال ۱۹۸۹ تو سط هودریک و پر سکات معرفی شد. این روش از شهرت بیشتری نسبت به دیگر روش‌های فیلترینگ برخوردار می‌با شد. منطق استفاده از این روش آن است که می‌توان تکانه مشاهده شده را به اجزاء دائمی (عرضه) و موقتی (تقاضا) تفکیک نمود. برای فیلتر یک متغیر تنها تفاوت مشخص بین تکانه عر ضه و تقا ضا، دائمی و موقتی بودن اثرات آن می‌با شد. تکانه عر ضه بر متغیر واقعی مورد استفاده اثرات دائمی ولی تکانه تقاضا صرفاً اثرات موقتی دارد. در این مطالعه با

[1]. Hodrick & Prescott,
[2]. Baxter & King

استفاده از روش هودریک - پرسکات (۱۹۹۷) تولید بالقوه شکاف تولید ناخالص داخلی (تفاضل تولید ناخالص داخلی و تولید بالقوه) محاسبه شده است.

نرخ تورم نیز با استفاده از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI) محاسبه شده ا ست. برای محا سبه تورم هدف نیز به پیروی از چندین مطالعه‌ی داخلی از جمله (تقی نژاد و همکاران، ۱۳۹۱و سهیلی و همکاران، ۱۳۹۶) از دو سناریو ا ستفاده می شود. در سناریو اول تورم هدف معادل میانگین نرخ تورم در طول دوره مورد بررسی با نادیده گرفتن م شاهدات پرت، یعنی ۱۶ در صد در نظر گرفته می شود. تورم هدف بر ا ساس سناریوی دوم، برابر با داده‌های تورم هدف در برنامه‌های مختلف تو سعه در نظر گرفته شده است. جدول(۱) متوسط نرخ تورم هدف در برنامه‌های توسعه را نشان می‌دهد.

جدول ۱. تورم هدف در برنامه‌های توسعه

نام برنامه	دوره برنامه	متوسط نرخ تورم هدف
برنامه دوم توسعه	۱۳۷۸-۱۳۷۴	۱۲/۵
برنامه سوم توسعه	۱۳۸۳-۱۳۷۹	۱۵/۹
برنامه چهارم توسعه	۱۳۸۸-۱۳۸۴	۹/۹
برنامه پنجم توسعه	۱۳۹۴-۱۳۸۹	۱۲

منبع: برنامه‌های توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی

در این تحقیق از داده‌های آماری سری زمانی فصلی سال‌های (۱۳۹۴:۳-۱۳۷۶:۱) استفاده شده است. کلیه آمار و اطلاعات متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در تحقیق شامل پایه پولی، شاخص قیمت ها و تولید ناخالص داخلی حقیقی از اسناد رسمی منتشر شده توسط بانک مرکزی به دست آمده است.

همانطور که پیشتر بیان گردید در این پژوهش از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) به منظور استخراج قواعد سیاست پولی برای اقتصاد ایران استفاده می‌شود. در این راستا ابتدا قاعدهٔ خطی سیا ست‌های پولی به عنوان مدل پایه‌ای معرفی گردید. در ادامه بعد از معرفی اجمالی مدل رگرسیون ملایم، تصریح غیر خطی سیاست‌های پولی در قالب مدل رگرسیون ملایم ارائه می‌شود.

۳-۱. مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR)

مدل رگر سیون انتقال ملایم یک مدل سری زمانی غیر خطی ا ست که می‌توان آن را به عنوان یک شکل تو سعه یافته از مدل رگر سیونی تغییر و ضعیت[1]تلقی کرد. یک نمونه

[1]. Switching Regression

اولیه از این مدل‌ها، رگرسیون آستانه‌ای[1]TR است که به وسیله هنسن[2]ارائه شده است. در این مدل، مشاهدات با توجه به متغیر آستانه‌ای که کمتر و یا بیشتر از مقدار آستانه‌ای تعیین شده باشند به چند گروه و یا رژیم همگن[3]تقسیم می شوند. البته در این مدل مشاهدات بسیار نزدیک به مقدار آستانه‌ای وجود دارند که به لحاظ اختلافات ناچیز در دو گروه متفاوت قرار گرفته‌اند و از این رو به نحوی تاثیرگذاری آنها با یک جهش شدید مواجه است. برای مرتفع نمودن این مشکل مدل رگرسیونی انتقال ملایم(STR) تو سط فوک[4]و همکاران (۲۰۰۴)، گونزالز[5] و همکاران (۲۰۰۴) و کولیتاز و هارولین[6](۲۰۰۶) ارائه و توسعه داده شده که در حقیقت شکل گسترش یافته مدل TR با لحاظ نمودن تابع انتقال است (شهبازی و نجار قابل، ۱۳۹۵). مدل انتقال ملایم در حالت کلی به صورت معادله (۳) تصریح می‌شود.

$$\boldsymbol{y_t = \Psi_0' z_t + \Psi_1' z_t G(\gamma.\mathrm{c}.\mathrm{s_t}) + \mu_t} \qquad \mu_t \sim iid(0, \sigma^2) \qquad (۳)$$

که در آن $z_t = (W_t'.X_t')'$ بردار متغیرهای توضیحی به همراه مقادیر با وقفه آن و مقادیر با وقفه متغیر وابسته y_t به صورتی که $W_t' = (1.\ y_{t-1}.\cdots.y_{t-p})'$ و $X_t' = (x_{1t}.\cdots.x_{kt})'$ تعریف می شوند. Ψ_0 بردار ضرایب قسمت خطی و Ψ_1 بردار ضرایب قسمت غیر خطی هستند و μ_t جزء اخلال یا جمله خطا بوده و $\mathrm{S_t}$ متغیر انتقال است که تغییرات آن باعث تغییر ضریب متغیرهای برآوردگر می‌شود. این متغیر می‌تواند وقفه متغیر درونزا بوده و یا از جمله متغیرهای برونزا باشد. همچنین می‌تواند متغیر سومی خارج از این چارچوب باشد. تابع $G(\gamma.\mathrm{c}.\mathrm{s_t})$ تابع انتقال نامیده می‌شود که مقدار آن می‌تواند بین صفر و یک باشد. بر این اساس، ضرایب مدل STR بین Ψ_0 و $\Psi_0 + \Psi_1$ در نوسان خواهند بود. تابع انتقال شامل پارامتر شیب[7]γ ، و پارامتر موقعیت[8]، c است. پارامتر شیب، سرعت انتقال را بین دو الگوی حدی مشخص می‌کند

[1]. Threshold Regression (TR)
[2]. Hansen
[3]. Homogenous
[4]. Fok
[5]. González
[6]. Colletaz and Hurlin
[7]. Slope Parameter
[8]. Location Parameter

و پارامتر موقعیت، تعیین کننده حد آستانه[1]بین این رژیم‌هاست. مقدار متغیر انتقال و مقدار تابع انتقال متناظر با آن G(.)، تعیین کننده الگوی حاکم در هر دوره t خواهد بود. فرم تابع انتقال که واکنش سیاست پولی به شرایط اقتصاد کلان را نشان می‌دهد به صورت‌های مختلف لاجستیک[2] با یک بار تغییر رژیم، لاجستیک با دوبار تغییر رژیم و یا نمایی[3]در قالب معادله‌های زیر بیان می‌شود.

$$G(\gamma.\mathrm{c}.\mathrm{s_t}) = \left[\frac{1}{1+\exp(-\gamma(\mathrm{s_t}-c))}\right] \quad (۴)$$

$$G(\gamma.\mathrm{c}.\mathrm{s_t}) = \left[\frac{1}{1+\exp(-\gamma(\mathrm{s_t}-c_1)(\mathrm{s_t}-c_2))}\right] \quad (۵)$$

$$G(\gamma.\mathrm{c}.\mathrm{s_t}) = 1+\exp(-\gamma(\mathrm{s_t}-c))^2 \quad (۶)$$

به طوری که روابط (۴) و(۵) به ترتیب تابع انتقال لاجستیک با یک بار و دو بار تغییر رژیم را نمایش می‌دهد و رابطه(۶) بیانگر تابع انتقال نمایی است. این توابع نقش تغییر وضعیت ساز و کار پویای میان متغیرها را از یک رژیم اقتصادی به رژیم دیگر برعهده دارد. در صورتی که در مدل رگرسیونی (۳) انتقال لاجستیک با یک بار تغییر رژیم باشد، مدل LSTR1 نامیده می‌شود. اگر تابع انتقال لاجستیک با دوبار تغییر رژیم باشد مدل رگرسیونی LSTR2 و در نهایت اگر تابع انتقال، شکل نمایی مربوط به رابطه (۶) را داشته باشد، به مدل ESTR مشهور است.

تابع انتقال لاجستیک با یک بار تغییر رژیم در رابطه (۴) یک تابع پیوسته، مشتق‌پذیر، صعودی یکنواخت و نامتقارن از متغیر انتقال $\mathrm{s_t}$ است که دو کران صفر و یک دارد. به علاوه، در حالتی که $\mathrm{s_t} = c$ باشد، تابع انتقال برابر با مقدار ثابت ۰/۵ است. در توضیح این مساله می‌توان گفت در صورتی که پارامتر شیب به سمت بینهایت میل کند و $\mathrm{s_t} > c$ باشد، مقدار تابع انتقال برابر مقدار ثابت یک می شود و در حالتی که $\mathrm{s_t} < c$ باشد، مقدار تابع انتقال مقدار ثابت صفر می‌شود. پارامتر شیب بیانگر سرعت تعدیل تابع انتقال میان دو حالت حدی صفر و یک است. در حالت تابع انتقال لاجستیک با دو بار تغییر رژیم در رابطه (۵)، پارامترهای $\Psi_0 + \Psi_1 G(\boldsymbol{\gamma}.\mathrm{c}.\mathrm{s_t})$ به صورت متقارن حول مقدار میانی $\frac{c_1+c_2}{2}$ تغییر می‌یابد.

---

[1]. Threshold
[2]. Logistic
[3]. Exponential

بر اســـاس بحثی که در مبانی نظری ارائه گردید، در این تحقیق ریســـک بازار بورس متغیری ا ست که علاوه بر متغیرهای سنتی لحاظ شده در توابع واکنش پولی، می‌توانند به واکنش غیر خطی سیا ست‌های پولی منجر شود. بنابراین در این مقاله با ا ستفاده از آزمون‌های موجود، متغیر انتقال از بین متغیرهایی که می‌توانند نشـــان‌دهنده رفتار غیر خطی سیاست های پولی شوند، انتخاب می‌شوند.

به صورت کلی به منظور تخمین الگوی رگر سیون انتقال ملایم لازم ا ست به ترتیب این مراحل انجام شـــود.۱. آزمون خطی بودن مدل، ۲. انتخاب متغیر انتقال، ۳. انتخاب نوع مدل از ســـه حالت LSTR1 ، LSTR2 و ELSTR، ۴. انتخاب مقادیر اولیه پارامترهای γ و c در الگوریتم نیوتون-رافســـون، ۵. برآورد الگوی نهایی توســـط الگوریتم نیوتن-رافسون و با استفاده از روش حداکثر تابع درستنمایی شرطی

۳-۲. تصریح مدل غیر خطی سیاست‌های پولی

به منظور برآورد تابع واکنش بانک مرکزی به صـــورت غیر خطی، به پیروی از نابو و موسرو[1](۲۰۱۴)، می‌توان فرم برداری معادله (پایه) را به صورت زیر بازنویسی نمود.

$$GM_t = Z_t'\Psi_0 + Z_t'\Psi_0 G(\gamma.\mathrm{c}.\mathrm{s_t}) \qquad (۷)$$

جایی که

$$Z_t' = [1\ (\pi - \pi^*)\ (y - y^*)\ GM_{t-1}]$$
$$\Psi_i = [\beta_{0i}^*\ \beta_{1i}^*\ \beta_{2i}^*\ \beta_{3i}^*]' \quad for \quad i = 0.1$$

متغیرها و تعریف عملیاتی آنها به صورت قبل می‌باشد و $G(\gamma.\mathrm{c}.\mathrm{s_t})$ تابع انتقال پیوسته بین صفر و یک و $\mathrm{s_t}$ متغیر انتقال است و μ_t جمله‌ی اخلال است.

لازم به ذکر است که در حرکت از سیاست‌های صلاحدیدی به سمت استفاده از قواعد سیاستی، تعدیل قواعد شناخته شده سیاست‌های پولی مانند قاعده تیلور به صورتی که با اقتصاد ایران انطباق بیشتری داشته باشد بسیار مورد توجه قرار گرفته است. با توجه به تاثیر تکانه های نفتی بر تغییرات پولی در ایران و همچنین ارتباط تکانه های نفتی و ریسک و بازدهی بازارهای مالی که در تعداد زیادی از مطالعات داخلی (از جمله جمالی و همکاران، ۱۳۹۸؛ فطرس و هوشیدری، ۱۳۹۶ و شهبازی و همکاران، ۱۳۹۲) مورد تایید قرار گرفته است می‌توان بیان نمود که الگوی برآورد شده در این مقاله، قرابت بیشتری با رابطه مطلوب دارد.

[1]. Gnabo & Moccero

۴. برآورد قواعد سیاست پولی غیر خطی

۴-۱.آزمون ریشه واحد

بر اســـاس روند متعارف در برآورد مدل های ســـری زمانی و به منظور اجتناب از رگر سیون‌های کاذب ابتدا باید مانایی متغیرهای پژوهش بر ا ساس آزمون‌های متعارف ریشــه واحد مورد آزمون قرار گیرد. نتایج آزمون ریشــه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته و همچنین آزمون فیلیپس-پرون در جدول شماره (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس-پرون

متغیر	آماره آزمون ADF	آماره آزمون P- P	مقدار بحرانی در سطح ٪ ۱	٪ ۵	٪ ۱۰	نتیجه
GM	-۴/۷۷	-۴/۴۸	-۴/۰۹	-۳/۴۷	-۳/۱۶	پایا
$(\pi - \pi^*)$ سناریو اول	-۳/۶۳	-۲/۴۸	-۲/۵۹	-۱/۹۴	-۱/۶۱	پایا
$(\pi - \pi^*)$ سناریو دوم	-۲/۶۳	-۲/۱۱	-۲/۵۹	-۱/۹۴	-۱/۶۱	پایا
$(y - y^*)$	-۳/۵۴	-۶/۱۳	-۳/۵۳	-۲/۹۰	-۲/۵۸	پایا

منبع: محاسبات تحقیق

در جدول(۲) با توجه به اینکه قدر مطلق آماره‌های آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس- پرون برای همه متغیرها از قدرمطلق مقادیر بحرانی در سطح ۵٪ بیشتر است لذا فرض H_0 مبنی بر نامانایی متغیرها رد می‌شود؛ به عبارتی دیگر تمامی متغیرها مورد بررسی در سطح پایا هستند.

۴-۲. محاسبه ریسک بازارهای مالی

ریســـک مالی به صـــورت رویدادهای غیرمنتظره که معمولاً به صـــورت تغییر در ارزش دارایی‌ها یا بدهی‌ها می‌باشد، تعریف می‌شود. یکی از مهمترین شاخص‌های اندازه‌گیری ریسک در بازارهای مالی، نوسانات بازدهی در این بازارها می‌باشد. در مورد مدل سازی نوسانات بازار سهام، مطالعات بسیاری با استفاده از شاخص‌های گوناگون صورت گرفته اســت. نتایج مطالعات متعدد دلالت بر این داشــته اســت که الگوی واریانس ناهمســانی شــرطی اتورگرســیو (ARCH) یا الگوی واریانس ناهمســانی شــرطی اتورگرســیو تعمیم یافته (GARCH)[2] در خصـــوص اندازه‌گیری ریســـک بازارهای مالی از توانمندی لازم

[1]. Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)
[2]. Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

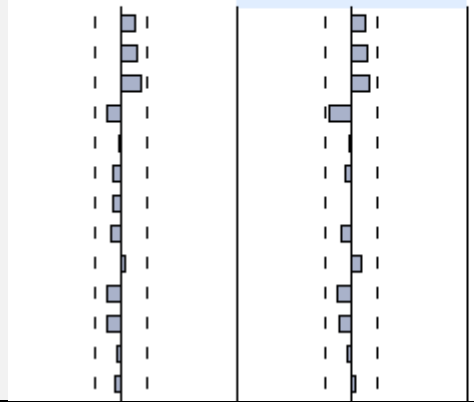
برخوردار بوده و برازش واقع‌بینانه‌تری را از توزیع بازارهای مالی ارائه می‌دهند (شـــهیکی تاش و همکاران، ۱۳۹۲). در این الگوها از واریانس شـــرطی خودبازگشـــتی به عنوان جانشینی[1] برای ریسک بازارهای مالی استفاده می‌شود.

در این پژوهش ریسک بازارهای مالی (نوسانات بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران) با استفاده از مدل‌های خانواده ARCH مورد محاسبه قرار می‌گیرد. در این راستا بازدهی شـــاخص بورس اوراق بهادار با اســـتفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد که این متغیر در سطح مانا می‌باشد. در مرحله بعد، با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی سری‌های زمانی بهترین مدل اتورگرسیو را با استفاده از معیارهای آکائیک، شوارتز- بیزین، و نمودار همبستگی‌نگار انتخاب می‌کنیم. در مدل انتخاب شده مقادیر معیارهای آکائیک و شوارتز- بیزین به ترتیب برابر با ۰/۵۳- و ۰/۴۰- می‌باشد. در این مرحله نمودار همبستگی جزئی‌و خودهمبستگی اجزای اخلال الگوی منتخب مورد بررســـی قرار می‌گیرد. شـــکل (۱) نتایج نمودار همبســـتگی نگار را نشـــان می‌دهد. نتایج این نمودار نشـــان می‌دهد که همبســـتگی جزئی و خودهمبســـتگی اجزای اخلال الگو بی‌معنی می‌باشند و حاکی از مناسب بودن مدل منتخب می‌باشد. در ادامه وجود و یا عدم وجود آثار ARCH را با اســـتفاده از آماره (ARCH-LM) مورد بررسی قرار می‌دهیم. جدول (۳) نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای متغیر بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار را نشان می‌دهد و جدول (۴) نتایج آزمون ARCH-LM در مورد مدل خود بازگشتی برآورد شده برای این متغیرها را نشان می‌دهد.

[1]. Proxy

شکل ۱. نتایج نمودار همبستگی نگار در تعیین بهترین مدل اتورگرسیو

Sample: 1376Q1 1394Q3
Included observations: 67
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.118	0.118	0.9692	
		2	0.147	0.135	2.5064	0.113
		3	0.184	0.158	4.9393	0.085
		4	-0.134	-0.196	6.2533	0.100
		5	-0.008	-0.024	6.2585	0.181
		6	-0.068	-0.053	6.6047	0.252
		7	-0.080	-0.004	7.0919	0.312
		8	-0.093	-0.096	7.7669	0.354
		9	0.037	0.095	7.8736	0.446
		10	-0.117	-0.123	8.9829	0.439
		11	-0.122	-0.106	10.205	0.423
		12	-0.038	-0.049	10.326	0.501
		13	-0.064	0.041	10.674	0.557

منبع: محاسبات تحقیق

جدول۳. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار)

متغیر	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح			نتیجه
	ADF	**٪ ۱**	**٪ ۵**	**٪ ۱۰**	
بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار(TR)	-۳/۹۵	-۳/۵۳	-۲/۹۰	-۲/۵۹	**پایا**

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۴. نتایج آزمون ARCH-LM

مدل	آماره F	احتمال (F)	آماره کای دو	احتمال
بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار (TR)	۶/۷۳	۰/۰۱	۶/۲۷	۰/۰۱

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج جدول (۳) نشـــان می‌دهد که فرض H_0 آزمون دیکی فولر تعمیم یافته مبنی بر نامانایی متغیر بازدهی شـــاخص بورس اوراق بهادار رد می‌شـــود؛ به عبارتی دیگر متغیر بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار در سطح پایا می‌با شد. نتایج جدول (۴) ن شان می دهد که فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم اثر ARCH در سطح اطمینان ۹۹ در صد رد می‌شود و فرضیه مقابل آن یعنی وجود اثر ARCH پذیرفته می‌شود. در ادامه با توجه

به آماره آکائیک و شـــوارتز- بیزین از الگوی GARCH(1,1) جهت محاســـبه ریســـک بازارهای مالی استفاده شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل‌های GARCH(1,1)

TR	۰/۴۱	+ ۰/۸۷ TR_{t-1}	+ ε_t	
انحراف معیار	(۰/۱۵)	(۰/۰۶)		
GARCH =	۰/۰۰۲۶	+ ۰/۳۹+ $RESID^2_{t-1}$	۰/۵۹ $\mathbf{GARCH_{t-1}} + \varepsilon_t$	
انحراف معیار	(۰/۰۰۳)	(۰/۱۸)	(۰/۱۹)	
AIC = -۰/۵۲		SBC =-۰/۳۶		

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۵) نتایج برآورد الگو برای معادلات میانگین و واریانس شـــرطی متغیر بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران را نشان می‌دهد. لازم به ذکر است که واریانس شرطی محاسبه شده توسط الگوی مزبور، به عنوان جانشین ریسک در بازارهای مورد استفاده قرار گرفته است.

۴-۳. آزمون غیر خطی، انتخاب متغیر و شکل تابع انتقال

یکی از مراحل اساسی در تخمین الگوهای انتقال ملایم، آزمون خطی بودن مدل در برابر مدل غیر خطی است. در صورتی که فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن مدل رد نشود، می‌توان گفت که اثر متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته می‌تواند توسط یک مدل خطی توضـیح داده شـود و نیازی به مدل غیرخطی نخواهد بود. فرضـیه صـفر مبنی بر خطی بودن مدل در حالت عمومی (معادله ۷) می‌تواند به صـورت $H_0: \Psi_1 = 0$ تعریف شـود. اما به دلیل مشکلاتی که در مورد آزمون این فرضیه وجود دارد، به منظور بررسی وجود رابطه غیرخطی، تشخیص متغیر انتقال و تعیین تعداد رژیم ها از رگرسیون تقریبی زیر بر اساس بسط تیلور تابع انتقال استفاده می‌شود

$$GM_t = \beta_0' z_t + \sum_{j=1}^{3} \beta_j' \tilde{z}_t s_t^j + u_t^* \qquad (۸)$$

جایی که $z_t = (1.\tilde{z}_t)'$ و در حالتی که s_t جزئی از z_t نباشد، خواهیم داشت:

$$GM_t = \beta_0' z_t + \sum_{j=1}^{3} \beta_j' z_t s_t^j + u_t^* \qquad (۹)$$

فرضـیه صـفر خطی بودن مدل به صـورت $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ اسـت که با استفاده از مجموع مربعات خطا برای مدل های مقید و غیر مقید و محاسبه آماه F، مورد آزمون قرار می‌گیرد. در ادامه و جهت انتخاب متغیر انتقال مناسـب، بعد از آزمون خطی بودن مدل برای متغیرهای بالقوه مختلف، متغیری به عنوان متغیر انتقال انتخاب می‌شود که مقدار آماره آزمون برای آن در بین سـایر متغیرها کمترین باشـد، به عبارتی دیگر با احتمال قوی‌تری آزمون خطی بودن رد شـود. در مرحله بعد و به منظور تعیین شـکل تابعی مناسب برای تابع انتقال، مقادیر آماره آزمون برای فرضیات زیر محاسبه می‌گردد و بر اساس آن الگوی مناسب برای تابع انتقال پیشنهاد می‌شود.

$H_{04}: \beta_3 = 0$
$H_{03}: \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$
$H_{02}: \beta_1 = 0 | \beta_2 = \beta_3 = 0$

آماره آزمون‌های مربوط به فر ضیه‌های صفر فوق به ترتیب با F_4 ، F_3 و F_2 نشان داده می شود. در صورتی که از بین این سه فرضیه، تنها فرضیه H_{03} رد شود مدل LSTR2 (مدل LSTR با دو بار تغییر رژیم) یا ELSTR (مدل انتقال رژیم نمایی) تایید می شود که با آزمودن فرضیه صفر $c_1 = c_2$ می توان یکی از این دو را انتخاب نمود. در صورت رد فرضـیه‌های H_{04} و H_{02}، مدل LSTR1 (مدلLSTR با یک بار تغییر رژیم) انتخاب می‌شود.

نتایج حا صل از انجام آزمون‌های فوق در جداول (۶) و (۷) خلا صه شده ا ست. گفتنی است که مقادیر ارائه شده در این جدول سطح عدم اطمینان آماره F (Prob F) را نشان می‌دهد. بر این اساس، ستون اول نشان‌دهنده سطح اطمینان در رد فرضیه خطی بودن و ستون‌های بعدی به ترتیب مربوط به سطح عدم اطمینان در رد فر ضیات H_{02} ، H_{03} و H_{04} است.

جدول ۶. نتایج آزمون‌های خطی بودن، تعیین متغیر انتقال و شکل تابعی مناسب (سناریوی اول)

متغیر انتقال	فرضیه H_0	فرضیه H_{02}	فرضیه H_{03}	فرضیه H_{04}	شکل تابعی
شکاف تورم	۰/۰۲۳	۰/۷۱۴	۰/۰۰۰	۰/۵۱۸	LSTR2
شکاف تولید	۰/۲۲۸	۰/۸۸۳	۰/۱۰۲	۰/۲۰۰	Linear
ریسک بازار مالی	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۳۴	۰/۹۵۱	LSTR1

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۷. نتایج آزمون‌های خطی بودن، تعیین متغیر انتقال و شکل تابعی مناسب (سناریوی دوم)

متغیر انتقال	فرضیه H_0	فرضیه H_{02}	فرضیه H_{03}	فرضیه H_{04}	شکل تابعی
شکاف تورم	۰/۰۳۰	۰/۰۰۹	۰/۱۷۹	۰/۳۷۹	LSTR1
شکاف تولید	۰/۴۲۹	۰/۸۶۸	۰/۰۶۷	۰/۶۸۶	Linear
ریسک بازار مالی	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۴۰	۰/۸۵۶	LSTR1

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج ستون اول در جداول (۶) و (۷)، فرضیه H_0 مبنی بر خطی بودن مدل در سناریوی اول و سناریوی دوم، با در نظر گرفتن متغیرهای شکاف تورم و ریسک بازارهای مالی به عنوان متغیر انتقال در سطح اطمینان ۹۵ در صد رد می شوند. همچنین مقادیر P-value در این آزمون برای متغیر ریسک بازارهای مالی در هر دو سناریو کمتر از دیگر متغیرها ست که نشان دهنده‌ی تاثیرگذاری این متغیر بر رفتار غیر خطی سیاست‌های پولی در ایران است. بنابراین متغیر ریسک بازار مالی به عنوان متغیرهای انتقال انتخاب می‌شود. نتایج حاصل از سه ستون دیگر حاکی از رد فرضیه H_2 و H_3 و عدم رد فرضیه H_4 با در نظر گرفتن متغیر ریسک بازارهای مالی به عنوان متغیر انتقال است. بر این اساس شکل تابعی مناسب پیشنهاد شده در خروجی نرم‌افزار JMulTi برای تابع انتقال به صورت LSTR1 می‌باشد.

۴-۴. برآورد مدل غیر خطی سیاست های پولی

برای شروع الگوریتم نیوتن-رافسون در برآورد الگو لازم است یک مقدار اولیه مناسب برای شروع الگوریتم انتخاب گردد. بر اساس توضیحات ارائه شده در بخش‌های قبلی، برای هر مقدار c و γ مجموع مربعات خطا محاسبه می‌شود و مقادیری از این دو پارامتر به عنوان نقطه شروع الگوریتم معرفی می‌شود که کمترین مجموع مربعات خطا را حاصل کند. لازم به ذکر است که به منظور برآورد مدل‌های غیر خطی از نرم‌افزار JMulTi استفاده شده است.

شکل کامل الگوهایی که برآورد می‌گردد با توجه به غیر خطی بودن الگوها و همچنین شکل تابعی LSTR1 و متغیر انتقال ریسک بازارهای مالی که مورد گزینش قرار گرفت به صورت جدول (۸) می باشد.

جدول ۸. نتایج تخمین مدل‌های غیر خطی سناریو اول

قسمت غیر خطی				قسمت خطی			
احتمال	آماره t	ضریب	متغیر	احتمال	آماره t	ضریب	متغیر
۰/۰۳۵۴	۲/۱۶۸	۰/۳۴۰	CONST	۰/۰۰۸۱	۲/۷۶۶	۰/۱۲۰	CONST
۰/۲۳۳	-۱/۲۱۱	-۰/۴۳۰	GM_{t-1}	۰/۰۰۰	۶/۰۰۷	۰/۶۰۴	GM_{t-1}
۰/ ۱۵۰	۱/۴۶۲	۱/۳۸۶	$(\pi - \pi^*)$	۰/۶۰۲	۰/۵۲۵	۰/۰۸۷	$(\pi - \pi^*)$
۰/۰۰۶	-۲/۸۳۹	-۴/۵۳۸	$(y - y^*)$	۰/۰۳۱۷	۲/۲۱۶	۱/۰۲۲	$(y - y^*)$

منبع: محاسبات تحقیق

همانطور که نتایج برآورد ضرایب مدل‌ها در جدول (۸) نشان می‌دهد در قسمت خطی و غیر خطی ضریب شکاف تورم از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد و علامتی خلاف انتظار بر اساس قاعده تیلور دارد. با این حال ضریب متغیر شکاف تولید در قسمت خطی معنادار است ولی با علامتی خلاف قاعده تیلور برآورد شده است. در قسمت غیر خطی ضریب متغیر شکاف تولید منفی و معنادار می‌باشد. تعبیری که می‌توان از مدل برآورد شده براساس سناریو اول داشت این است که ریسک بازارهای مالی در ایران باعث تغییر رژیم رفتاری سیاست‌های پولی شده است به نحوی که با افزایش ریسک بازارهای مالی تغییر رژیم رفتاری بر کاهش شکاف تولید متمرکز بوده است. مقدار آستانه‌ی برای ریسک بازارهای برابر با ۰/۰۳۵۱ بدست آمده است. در نهایت دو رژیم حدی مدل مذکور، یعنی حالتی که تابع انتقال مقادیر صفر و یک را دارد به صورت جدول (۹) تصریح می‌شوند.

جدول ۹. معادلات رژیم‌های حدی (سناریو اول)

رژیم اول	$\boldsymbol{GM}$=۰/۱۲ + ۰/۶۰ $\boldsymbol{GM_{t-1}}$+۰/۰۸ $(\boldsymbol{\pi - \pi^*})$ + ۱/۰۲ $(\boldsymbol{y - y^*})$
رژیم دوم	$\boldsymbol{GM}$=۰/۴۶+ ۰/۶۰ $\boldsymbol{GM_{t-1}}$+۱/۴ $(\boldsymbol{\pi - \pi^*})$ - ۳/۵۱ $(\boldsymbol{y - y^*})$

R^2= ۰/۶۱۸۰	AIC= -۴/۹۱	Gamma= ۳۶/۶۰۰	C1=۰/۰۳۵۱

منبع: محاسبات تحقیق

بر پایه‌ی نتایج ارائه شده در جدول (۹) تغییر رژیم رفتاری به گونه‌ای می‌باشد که ضرایب مثبت و ناسازگار با قاعده تیلور با عبور ریسک بازارهای مالی از یک حد آستانه‌ای به ضریب منفی و معنادار شکاف تولید در رژیم دوم تبدیل می‌شود. به عبارتی دیگر با عبور ریسک بازارهای مالی از یک حد آستانه‌ای، رفتار سیاست‌گذاری بانک مرکزی در ارتباط با شکاف تولید با تغییر رژیم رفتاری، به صورتی تهاجمی به سمت سازگاری با قاعده

تیلور حرکت کرده اســـت. در ادامه نتایج برآورد مدل غیر خطی در ســـناریوی دوم در جدول (۱۰) ارائه شده است. نتایج این مدل نیز نتایج برآورد مدل اول را تایید می‌کند به گونه‌ای که نتایج برآورد این مدل (ســـناریوی دوم تورم هدف) نشـــان می‌دهد با افزایش ریسک بازارهای مالی رژیم رفتاری سیاست‌گذاری پولی در ایران تغییر می‌کند.

جدول ۱۰. نتایج تخمین مدل های غیر خطی سناریو دوم

قسمت غیر خطی				قسمت خطی			
احتمال	**آماره t**	ضریب	متغیر	احتمال	آماره t	ضریب	متغیر
۰/۲۲۰	۱/۲۴۲	۰/۱۶۵۶	CONST	۰/۰۰۱۴	۳/۳۸۴۲	۰/۱۳۷۵۱	CONST
۰/۳۶۴	-۰/۹۱۴	-۰/۳۱۳۷	GM_{t-1}	۰/۰۰۰۰	۵/۴۹۶۰	۰/۵۷۳۰۶	GM_{t-1}
۰/۳۰۳	۱/۰۴۰	۰/۰۰۷۷	$(\pi - \pi^*)$	۰/۲۴۲۲	۱/۱۸۴۴	۰/۰۰۱۷۲	$(\pi - \pi^*)$
۰/۰۰۷	-۲/۷۹۳	-۴/۸۰۲۱	$(y - y^*)$	۰/۰۱۹۷	۲/۴۱۵۰	۱/۰۷۴۹۰	$(y - y^*)$
منبع: محاسبات تحقیق							

بر پایه‌ی نتایج ارائه شـــده در جدول (۱۰) در رژیم اول، ضـــریب شـــکاف تولید مثبت و ناسازگار با قاعده تیلور می‌باشد ولی با عبور ریسک بازارهای مالی از یک حد آستانه‌ای به ضـریب منفی و معنادار در رژیم دوم تبدیل می‌شـود به عبارتی دیگر در رژیم دوم، رفتار سیاست‌گذاری بانک مرکزی در ارتباط با شکاف تولید سازگار با قاعده تیلور می‌باشد. دو رژیم حدی مدل مذکور، یعنی حالتی که تابع انتقال مقادیر صفر و یک را دارد به صورت جدول (۱۱) تصریح می‌شوند.

جدول ۱۱. معادلات رژیم‌های حدی (سناریو دوم)

رژیم اول	$\boldsymbol{GM}$=۰/۱۳+ ۰/۵۷ $\boldsymbol{GM_{t-1}}$+۰/۰۰۱ $(\boldsymbol{\pi} - \boldsymbol{\pi}^*)$+ ۱/۰۷ $(\boldsymbol{y} - \boldsymbol{y}^*)$
رژیم دوم	$\boldsymbol{GM}$=۰/۳۰+۰/۵۷ $\boldsymbol{GM_{t-1}}$+۰/۰۰۸ $(\boldsymbol{\pi} - \boldsymbol{\pi}^*)$- ۳/۷۳ $(\boldsymbol{y} - \boldsymbol{y}^*)$

R^2=۰/۶۲۳	AIC=-۴/۹۱	Gamma=۵۶/۹	C1=۰/۰۳۵۰۸
منبع: محاسبات تحقیق			

مرحله نهایی و به عبارتی مرحله بعد از تخمین مدل، مرحله ارزیابی اســـت. در این مرحله به بررســـی خطاهای احتمالی در مرحله تخمین پرداخته می‌شـود. اولین آزمون مورد بررسی، آزمون عدم وجود خود همبستگی سریالی است که با لحاظ ۸ وقفه انجام گرفته ا ست و ارزش احتمال آماره آزمون F برای وقفه‌های اول تا ه شتم به ترتیب در

سناریو اول برابر با ۰/۲۱، ۰/۲۶ ، ۰/۴۵، ۰/۱۶، ۰/۱۱، ۰/۱۵، ۰/۲۱و ۰/۰۹ و در سناریو دوم برابر با با ۰/۴۰، ۰/۶۵ ، ۰/۸۱، ۰/۱۸، ۰/۱۰، ۰/۱۲، ۰/۱۲و ۰/۱۳برآورد شده است. بنابراین فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود خطای خود همبستگی در هر دو مدل و برای هیچ‌کدام از وقفه‌ها قابل رد کردن نیست. دومین آزمون، آزمون باقی‌نماندن رابطه غیرخطی در پسماندهای الگو است. ارزش احتمال آماره آزمون F برای سناریوی اول برابر با ۰/۲۷و برای سناریوی دوم برابر با ۰/۴۵می‌باشد و نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه غیرخطی اضافی در سطح اعتماد مناسبی در هر دو سناریو تأیید می‌گردد. بنابراین به طورکلی مدل توانسته رابطه غیرخطی بین متغیرها را تصریح کند. آزمون بعدی مربوط به ثابت بودن پارامترها در رژیم‌های مختلف است. ارزش احتمال آماره این آزمون برای تابع انتقال در سناریوی اول و دوم به ترتیب برابر با ۰/۰۳و ۰/۰۲ برآورد شده است که بر اساس آن فرضیه صفر این آزمون مبنی بر یکسان بودن ضرایب در قسمت خطی و غیرخطی در هر دو سناریو رد می شود. در ادامه آزمون‌ها ARCH-LM و Jarque-Bera به ترتیب برای بررسی وجود ناهمسانی واریانس و نرمال نبودن باقیمانده‌ها به کار برده می‌شود. بر اساس آزمون ARCH-LM ارزش احتمال آماره‌های F و χ^2 به ترتیب در سناریوی اول برابر با ۰/۵۹ و ۰/۶۷ و در سناریوی دوم برابر با ۰/۵۹ و ۰/۶۶ برآورد شده است بنابراین فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط به خود رگرسیونی (ARCH) در هر دو سناریو در سطح معنی‌داری مناسبی، قابل رد کردن نمی‌باشد. ارزش احتمال آماره χ^2 آزمون جارک-برا در سناریوی اول برابر با ۰/۷۷ و در سناریوی دوم برابر با ۰/۳۴ برآورد شده است که بر این اساس فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن پسماندها در سطح اطمینان مناسب در هر دو سناریو رد نمی‌شود و از اینرو می‌توان گفت باقیمانده‌های مدل دارای توزیع نرمال است. براساس آزمون‌های مذکور می‌توان مدل های غیرخطی تخمین زده شده را از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی کرد.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

اکثر تحلیل‌های مربوط به برآورد توابع واکنش غیر خطی سیاست‌های پولی بر احتمال واکنش غیر خطی بانک مرکزی نسب به تورم و یا انحراف تورم واقعی از اهداف صریح یا ضمنی آن، تمرکز دارند. در ایران نیز تعدادی از مطالعات به برآورد توابع عکس‌العمل غیر خطی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران پرداخته‌اند که عملکردی بهتر در مقایسه با

توابع خطی نشـــان داده‌اند. با این حال، عامل دیگری که می تواند به رفتار غیر خطی در سیا ست پولی منتج شود محیط اقتصادی نامطمئن می‌با شد. با توجه به ادبیاتی که در مورد سیاست‌های پولی در شرایط نااطمینانی وجود دارد یعنی هنگامی که قدرت واکنش سیا ست پولی به شرایط اقت صاد کلان به سطح ری سکی که اقت صاد با آن روبرو ا ست بســتگی دارد، در این پژوهش به بررســی این موضــوع در مورد بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران پرداخته شد.

در این مقاله از مدل رگرســیون انتقال ملایم (STR) و داده‌های داده‌های فصــلی برای برآورد توابع واکنش غیر خطی بانک مرکزی ایران نســـبت به ریســـک بازارهای مالی (ریسک بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار) در دوره‌ی زمانی ۱۳۹۴:۳-۱۳۷۶:۱ استفاده گردید. نتایج این پژوهش نشــان می‌دهد که ریســک بازارهای مالی یک عامل اصــلی در ایجاد رفتار غیر خطی و تغییر رژیم رفتاری سیا ست‌های پولی در ایران ا ست. با در نظر گرفتن ریســک بازارهای مالی به عنوان متغیر انتقال تغییر رژیم ســیاســت‌های پولی در ایران در را ستای ا صلاح شکاف تولید بوده و ضریب شکاف تورم در هر دو رژیم و هر دو سناریوی تورم هدف، مخالف با ضرایب مورد انتظار در قاعده تیلور می‌با شد. با این حال ضریب خلاف انتظار شکاف تولید در ق سمت خطی (رژیم اول) با عبور ری سک بازارهای مالی از یک حد آســتانه‌ای به صــورت تغییر علامت می‌دهد که با ضــرایب مورد انتظار مبتنی بر قاعده تیلور سازگار می‌با شد. باید ا ضافه نمود که خلاف انتظار بودن واکنش بانک مرکزی در ارتباط با انحراف تورم، بیشــتر ناشــی از واکنش صــلاحدیدی و غیر قاعده‌مند بانک مرکزی ن سبت به انحراف تورم از تورم هدف ا ست. این نتیجه که م شابه نتایج مطالعات دیگری از جمله سهیلی و همکاران (۱۳۹۶) می‌با شد ن شان می‌دهد که بانک مرکزی حتی در مواقعی که انحراف تورم از تورم هدف زیاد بوده، بنا به صلاحدید و جهت بهبود متغیرهای هدف دیگری از قبیل ا شتغال و یا تأمین ک سر بودجه دولت، به جای کاهش حجم پول جهت کنترل تورم، اقدام به افزایش حجم پول جهت افزایش ا شتغال و تولید ملی نموده ا ست. نتایج این تحقیق با نتایج تحقیقاتی از جمله کوکرمن و موسکاتلی(۲۰۰۸) و نابو و موسرو(۲۰۱۴) همخوانی دارد.

نتایج این تحقیق به عنوان نقطهٔ شــروع، اهمیت به کارگیری معیارهای ریســک بازارهای مالی در طراحی و اعمال ســیاســت‌های پولی بهینه در بانک مرکزی جمهوری اســلامی

---

[1]. Cukierman & Muscatelli

[2]. Gnabo & Moccero

ایران را نشان می‌دهد بنابراین به متولیان سیاست‌های پولی کشور پیشنهاد می شود اهمیت ریسک بازارهای مالی را در اثربخشی سیاست‌های اتخاذ شده مورد توجه قرار دهند. به محققین کشور نیز پیشنهاد می‌شود با انجام تحقیقات بیشتر در این حوزه، موانع موجود در بکارگیری این معیارها را مرتفع نمایند و با توجه به اهمیت بخش نفت در تغییرات پولی اقتصاد ایران، علاوه بر استفاده از معیارهای ریسک، تصریح قاعده تیلور به گونه‌ای که در آن بخش نفت و تکانه های نفتی نیز لحاظ شود مورد بررسی قرار گیرد.

فهرست منابع:

تقی نژاد عمران، وحید و بهمن، محمد (۱۳۹۱)، قاعده گسترش یافته تیلور: مطالعه موردی ایران ۸۶-۱۳۵۷، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، ۳(۹): ۱۹-۱.

جمالی، لیلا و خداپرست شیرازی، جلیل (۱۳۹۸)، بررسی تأثیر شوک های جهانی قیمت نفت خام و قیمت طلا بر بازار سهام ایران، اقتصاد کاربردی، ۹(۲۸): ۵۸-۴۸.

سهیلی، کیومرث، فتاحی، شهرام و سرخوندی، مهناز (۱۳۹۶)، بررسی توابع واکنش بانک مرکزی با استفاده از قاعده تیلور، پژوهش های اقتصاد پولی، مالی، ۲۴(۱۴): ۱۸۰-۱۵۵.

شهبازی، کیومرث و نجارقابل، سمیه (۱۳۹۵)، تأثیر غیرخطی تضعیف ارزش پول ملی بر رشد اقتصادی در ایران: کاربرد مدل های خود رگرسیون انتقال ملایم، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۶(۲۱): ۱۴۷-۱۲۳.

شهبازی، کیومرث، رضایی، ابراهیم و صالحی، یاور (۱۳۹۲)، شهبازی و همکاران (۱۳۹۲) تاثیر شوکهای قیمت نفت بر بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران: رهیافت SVAR، فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار،۶(۱۸): ۱۳۶-۱۲۵.

شهیکی تاش، محمدنبی، مولایی، صابر و حلاجزاده، زینب (۱۳۹۲)، پیش‌بینی سطح عمومی قیمت‌ها و تورم در ایران با استفاده از شبکه‌ی عصبی، فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، ۱(۴): ۵۱-۶۷.

فطرس، محمد حسن و هوشیدری، مریم (۱۳۹۶)، به بررسی میزان اثرپذیری نوسانات شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران و دوبی از نوسانات قیمت جهانی نفت (WTI)، فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران، ۶(۲۲):۱۹۱-۱۷۱.

کمیجانی، اکبر، الهی، ناصر و صالحی رزوه، مسعود (۱۳۹۳)، بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر تورم و شکاف تولید در ایران: رویکرد حد آستانه‌ای، فصلنامه علمی-پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۶(۲۱): ۷۸-۶۱.

کمیجانی، اکبر و توکلیان، حسین (۱۳۹۱)، تحلیل و آزمون عدم تقارن در رفتار سیاست گذاری پولی بانک مرکزی، فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی، ۲(۶) ، ۱۹- ۴۲.

Ball, L. M. (1999), Policy Rules for Open Economies, In Monetary Policy Rules, University of Chicago Press.

Brainard, W. C. (1967), Uncertainty and the Effectiveness of Policy, The American Economic Review, 57(2): 411-425.

Castro, V. (2008), Are Central Banks Following a Linear or Nonlinear (Augmented) Taylor Rule [WP No. 872], Warwick: University of Warwick.

Clarida, R., Gali, J. & Gertler, M. (1999), The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective, Journal of Economic Literature, 37(4): 1661-1707.

Colletaz, G., & Hurlin, C. (2006), Threshold Effects of the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach.

Cukierman, A. & Muscatelli, A. (2008), Nonlinear Taylor Rules and Asymmetric Preferences in Central Banking: Evidence from The United Kingdom and The United States, The BE Journal of Macroeconomics, 8(1).

Estrella, A. & Mishkin, F.S. (1999), Rethinking the Role of NAIRU in Monetary Policy: Implications of Model Formulation and Uncertainty, In: Taylor, John B. (Ed.), Monetary Policy Rules. Chicago University Press, 405–430.

Fok, D., Van Dijk, D. & Franses, P. H. (2005), A Multi-Level Panel STAR Model for US Manufacturing Sectors, Journal of Applied Econometrics, 20(6): 811-827.

Gnabo, J. Y. & Moccero, D. N. (2014), Risk Management, Nonlinearity and Aggressiveness in Monetary Policy: The Case of The US Fed, Journal of Banking & Finance, 55: 281-294.

González, A., Teräsvirta, T. & Van Dijk, D. (2004), Panel Smooth Transition Regression Model and an Application to Investment Under Credit Constraints, Unpublished Manuscript, Stockholm School of Economics.

Greenspan, A. (2004), Risk and Uncertainty in Monetary Policy, American Economic Review, 94(2): 33-40.

Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1997), Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation, Journal of Money, Credit, And Banking, 1-16.

Jalali-Naini, A. R. & Hemmaty, M. (2013), Threshold Effects in the Monetary Policy Reaction Function: Evidence from Central Bank of Iran. Journal of Money and Economy, 8(1): 1-30.

Khalfaoui, R., Boutahar, M. & Boubaker, H. (2015), Analyzing volatility spillovers and hedging between oil and stock markets: Evidence from wavelet analysis, Energy Economics, 49: 540-549.

Meyer, L. H. (2002), Rules and Discretion: Remarks at The Owen Graduate School of Management. Vanderbilt University, Nashville, TN.

Mishkin, F. S. (2008), Monetary Policy Flexibility, Risk Management, And Financial Disruptions: A Speech at The Federal Reserve Bank of New York, New York, January 11, 2008 (No. 353).

Montiel, P. J. (1991), The Transmission Mechanism for Monetary Policy in Developing Countries. Staff Papers, 38(1): 83-108.

Ncube, M. & Tshuma, M. M. (2010), Monetary Policy Conduct Based on Nonlinear Taylor Rule: Evidence from South Africa, Afr. Dev. Ban. Gro. Wor. Pap. Ser, 113: 1-43.

Nobay, A. R. & Peel, D. A. (2000), Optimal Monetary Policy with a Nonlinear Phillips Curve, Economics Letters, 67(2): 159-164.

Orphanides, A. & Wieland, V. (2000), Inflation Zone Targeting, European Economic Review, 44(7): 1351-1387.

Peersman, G. & Smets, F. (1999), The Taylor Rule: A Useful Monetary Policy Benchmark for The Euro Area? International Finance, 2(1): 85-116.

Petersen, K. B. (2007), Does The Federal Reserve Follow a Non-Linear Taylor? In Department of Economics, University of Connecticut, Connecticut.

Rudebusch, G. D. (2001), Is The Fed Too Timid? Monetary Policy in an Uncertain World. Review of Economics and Statistics, 83(2): 203-217.

Svensson, L. E. (1997), Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets, European Economic Review, 41(6): 1111-1146.

Svensson, L. E. (2000), Open-Economy Inflation Targeting, Journal of International Economics, 50(1): 155-183.

Taylor, J. B. (1993), Discretion Versus Policy Rules in Practice, In Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy (Vol. 39), North-Holland.

Woglom, G. (2003), How Has Inflation Targeting Affected Monetary Policy in South Africa? South African Journal of Economics, 71(2): 380-406.

Zhu, Y. & Chen, H. (2017), The Asymmetry of US Monetary Policy: Evidence from a Threshold Taylor Rule with Time-Varying Threshold Values, Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications, 473: 522-535.