تحلیل و آزمون عدم تقارن در رفتار سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی

اکبر کمیجانی[1] حسین توکلیان[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۱۱/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۰۳/۲۰

چکیده

بر اساس قاعده تیلور[3] (۱۹۹۳)، مقام پولی از طریق تغییر در نرخ بهره اسمی، به‌عنوان یک ابزار سیاستی و با توجه به انحراف تولید و تورم از مقادیر هدف خود، تصمیمات مقتضی را اعمال می‌کند. رویکردی که اخیراً توجه بسیاری را به خود جلب کرده این است که میزان حساسیت بانک مرکزی نسبت به دو هدف خود در قاعده تیلور؛ یعنی شکاف تولید و تورم در دوران رکود و رونق متفاوت است، بنابراین باید قاعده تیلور به‌صورت غیرخطی در نظر گرفته شود. با توجه به اینکه در ایران براساس قانون بانکداری بدون ربا، هدف بانک مرکزی کنترل نرخ بهره (سود) اسمی نیست وبه‌طور معمول، نرخ رشد حجم پول (پایه پولی) به عنوان ابزار سیاستگذاری پولی استفاده می‌شود، در این مطالعه با معرفی یک قاعده پولی نامتقارن تعیین نرخ رشد حجم پول به دنبال بررسی چگونگی تغییر حساسیت بانک مرکزی در تعیین نرخ رشد حجم پول در دوران رکود و رونق هستیم. برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ برای داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۸۷:۲ نشان می‌دهد که در دوران رکود حساسیت بانک مرکزی بیشتر متوجه شکاف تولید و در دوران رونق، بیشتر متوجه تورم است.

واژگان کلیدی: قاعده پولی نامتقارن، بانک مرکزی، مارکوف سوئیچینگ.

JEL: E50, E52, E58, E61.

۱-مقدمه

از اوایل دهه ۱۹۹۰ ادبیات اقتصادی مربوط به تحلیل تابع عکس‌العمل بانک مرکزی، با رشد قابل ملاحظه‌ای همراه بوده است. قاعده تیلور (۱۹۹۳) معروف‌ترین تصریح این تابع عکس‌العمل در ادبیات است. بر اساس این قاعده، مقام پولی از طریق تغییر در نرخ بهره اسمی به‌عنوان یک ابزار سیاستی، نسبت به انحراف تولید و تورم از مقادیر هدف خود عکس‌العمل نشان می‌دهد. تصریح دیگری که توجه بسیاری را به خود جلب کرده تابع

---

۱. استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، Email: komijani@ut.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، Email: tavakoliyanh@ut.ac.ir

3. Taylor (1993)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

عکس‌العمل آینده‌نگری است که توسط کلاریدا و دیگران[1] (۱۹۹۷، ۲۰۰۰) پیشنهاد شد. در این نوع قاعده سیاستی، سیاست‌گذار نرخ بهره جاری را با در نظر گرفتن ارزش انتظاری آتی تورم و شکاف تولید، تعدیل می‌کند. ویژگی مشترک این دو نوع قاعده نرخ بهره این است که این قواعد توابع خطی از متغیرهایی هستند که شرایط اقتصادی را نشان می‌دهند. می‌توان این واقعیت را این گونه توضیح داد که هر دو تصریح به لحاظ نظری بر اساس مدل خطی درجه دو هستند، که در آن تابع زیان مقام پولی، درجه دو فرض شده و معادله‌هایی که چارچوب اقتصادی را توضیح می‌دهند خطی هستند.

با توجه به ادبیاتی که در مورد عدم تقارن در رفتار بانک مرکزی وجود دارد، مطالعه حاضر به دنبال بررسی این موضوع در مورد بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران می‌باشد. در این خصوص باید گفت از آنجا که ادبیات مطرح شده غالباً در چارچوب قاعده تیلور مطرح شده و در مورد ایران نمی‌توان گفت که هدف بانک مرکزی کنترل نرخ سود بانکی است، لذا در اینجا ما قاعده‌ای برای کنترل نرخ رشد حجم پول مطرح می‌کنیم که براساس آن بانک مرکزی نرخ رشد حجم پول اقتصاد را براساس شکاف تولید و انحراف تورم از یک سطح میانگین (که در اینجا میانگین نرخ تورم طی دوره مورد بررسی فرض می‌شود) تعیین می‌کند. بر این اساس این سوال مطرح است که آیا رفتار سیاستگذاری بانک مرکزی ایران به گونه‌ای بوده که بتواند در چارچوب یک قاعده مطرح شود یا اینکه بیشتر جنبه صلاحدیدی داشته است.

بر این اساس چارچوب کلی مقاله حاضر به این شکل است که: در بخش دوم، ادبیات نظری تابع عکس‌العمل غیرخطی بانک مرکزی مطرح می‌شود. در بخش سوم، مطالعات تجربی که در این زمینه انجام شده‌اند، ارائه می‌شود. در بخش چهارم، تابع عکس‌العملی که به بهترین شکل، رفتار بانک مرکزی ایران را توضیح می‌دهد ارائه می‌شود. بخش پنجم به برآورد مدل و تفسیر آن اختصاص دارد و بخش ششم نیز به نتیجه‌گیری می‌پردازد.

۲-ادبیات نظری

تیلور (۱۹۹۳)، دریافت که یک قاعده سیاست‌گذاری به درستی سیاست پولی واقعی را در ایالات متحده نشان می‌دهد. براساس این قاعده به‌نظر می‌رسد که یک تابع نرخ بهره با وزن‌های مثبت برای شکاف تولید و انحراف تورم از تورم هدف در بسیاری از کشورها مورد استفاده قرار می‌گیرد. قاعده تیلور بیانگر این است که بانک مرکزی به دنبال افزایش نرخ تورم نسبت به سطح هدف آن یا مثبت شدن شکاف تولید، نرخ بهره کوتاه‌مدت را افزایش می‌دهد. در همین راستا، بک و دیگران[2] (۲۰۰۰) بیان کردند که نرخ بهره اسمی

1. Clarida *et al* (1997, 2000)
2. Bec et al (2000)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

می‌تواند به عنوان یک تثبیت‌کننده خودکار عمل کند، زیرا بانک مرکزی را قادر می‌سازد تا به اهداف خود برسد. علاوه بر این، چارچوب تحلیلی قاعده تیلور به این دلیل مفید است که در فرایند تصمیم‌گیری به بانک مرکزی کمک می‌کند. اما تیلور (۱۹۹۳) به بانک‌های مرکزی هشدار می‌دهد که در به‌کارگیری قاعده تیلور جانب احتیاط را رعایت نمایند و بسته به شرایط مختلف از صلاحدید خود استفاده کنند.

۲ـ۱ـ مشکلات موجود در قاعده خطی تیلور

ادبیات تجربی در زمینه قاعده تیلور نشانگر مشکلاتی در قاعده تیلور اولیه است. اولاً: این قاعده به شدت به متغیرهای برآورد شده (یعنی شکاف تولید و نرخ بهره حقیقی) بستگی دارد که اگر چه این موضوع به لحاظ مفهومی قوی (robust) است در واقعیت اندازه‌گیری آنان مشکل است. ثانیاً، آدما[1] (۲۰۰۳) اظهار می‌کند که اندازه‌گیری یک سطح صحیح نرخ بهره حقیقی تعادلی با مشکلاتی مواجه است، زیرا این متغیر تمایل دارد در طول زمان تغییر کند. علاوه بر این، قاعده تیلور اولیه به خاطر وابستگی به داده‌های به وقوع پیوسته[2] و داده شکاف تولیدی که بطور دقیق مشخص نیست (مگر در چند سال بعد)، مورد انتقاد قرار گرفته است. سوم اینکه، تعیین مناسب‌ترین معیار برای تولید بالقوه‌ای که در محاسبه شکاف تولید، مورد استفاده قرار می‌گیرد مشکل است. در واقع تخمین تولید به دلیل بازنگری در داده‌ها احتمالاً در طول زمان تغییر می‌کند.

برخی نویسندگان در مطالعات تحقیقاتی فروض پایه‌ای مدل‌های خطی؛ مانند وجود تابع زیان درجه دو را به چالش می‌کشند. گلوم (۲۰۰۳) اینگونه بیان می‌دارد که برآورد قاعده تیلور اولیه برای ایالات متحده، جزء هموارسازی نرخ بهره را در نظر نمی‌گیرد، هر چند که امروزه بیشتر بانک‌های مرکزی، وقفه نرخ بهره را برای نشان‌دادن ترجیحات هموارسازی نرخ بهره در نظر می‌گیرند. المدو[3] (۲۰۰۲) نیز فروضی را که بر اساس آن، سیاست‌گذاران، وضعیت ادوار تجاری را در اجرای سیاست پولی لحاظ نمی‌کنند، زیر سؤال می‌برد. در واقع وی ادعا می‌کند که رفتار بانک مرکزی در طول ادوار تجاری، نامتقارن است.

۲ـ۲ـ دلایلی در توجیه قاعده تیلور غیرخطی

بسته به اینکه تابع زیان بانک مرکزی متقارن یا نامتقارن باشد، ممکن است با قاعده تیلور غیرخطی مواجه شود. اولاً، استفاده از قاعده غیرخطی زمانی مفید است که یک تابع زیان غیرخطی وجود داشته باشد که در آن وزن‌های مختلف به شکاف تورم و تولید مثبت و منفی داده می‌شود. دوم اینکه، اگر بده-بستان بین شکاف تورم و شکاف تولید، علائمی از ماهیت غیرخطی را نشان دهد، استفاده از مدل خطی، نتایج گمراه‌کننده‌ای را

1. Adema (2003)
2 .Ex post
3. Olmedo (2002)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

به همراه خواهد داشت که باعث بروز تورش تورمی خواهد شد. در نتیجه، بهره‌گیری از مدل‌های خطی، اشتباهات سیستماتیک در سیاست‌گذاری را درپی خواهد داشت.

ثالثاً، مطالعات تجربی نشان داده‌اند که مدل‌های غیرخطی در ردیابی نرخ بهره حقیقی، به طور متوسط بهتر از تصریح خطی ساده عمل می‌کنند. همانگونه که کاسترو[1] (۲۰۰۸) عنوان می‌کند، تنها مطالعات اخیر عدم تقارن یا رفتار غیرخطی را در تحلیل سیاست پولی در نظر می‌گیرند و این نشان دهنده آن است که مطالعات اندکی در مورد مدل‌های تیلور غیرخطی انجام شده است. با این حال کاسترو (۲۰۰۸) نشان می‌دهد که در برخی از کشورها (برای مثال انگلستان) قاعده تیلور خطی به تنهایی در توضیح رفتار تعیین نرخ بهره، نافرجام است.

به‌علاوه، مطالعه تیلور و داوراداکیس[2] (۲۰۰۶) نشان دهنده آن است که گرچه رفتار غیرخطی در قاعده تیلور می‌تواند از رفتار غیرخطی در ساختار کلان اقتصاد یا عدم تقارن در ترجیحات بانک مرکزی نتیجه شود، اما به احتمال زیاد وجود و تعامل این رفتار غیرخطی درجه غیرخطی بودن قاعده سیاست‌گذاری را تشدید خواهد کرد.

اخیراً نیز دو رویکرد نظری توسعه یافته که چارچوب خطی-درجه دو فرا روی تابع عکس‌العمل خطی را به چالش کشیده است. رویکرد اول، این فرض که چارچوب اقتصادی خطی است را رد می‌کند. ارفانیدز و ویلاند[3] (۱۹۹۹) قاعده سیاست بهینه را برای موردی که در آن مقام پولی دارای یک تابع زیان درجه دو است و با یک منحنی فیلیپس با ناحیه خطی[4] که امکان وجود حالت غیرخطی در بده-بستان کوتاه‌مدت بین تورم و تولید را بوجود می‌آورد، استخراج می‌کنند. در مطالعه نوبی و پیل[5] (۲۰۰۰) سیاست پولی صلاحدیدی بهینه تحت یک منحنی فیلیپس غیرخطی مورد ارزیابی قرار گرفته و این نتیجه حاصل شده است که مقام پولی می‌تواند تورش تورمی را با در نظر گرفتن نرخ طبیعی به عنوان هدفی برای تولید از بین ببرد. دولادو و دیگران[6] (۲۰۰۵) نشان می‌دهند که تابع عکس‌العمل بهینه بانک مرکزی برای یک اقتصاد با منحنی فیلیپس غیرخطی، یک قاعده نرخ بهره آینده‌نگر است که به نحوی گسترش یافته که اثر متقابل نرخ تورم انتظاری و شکاف تولید را نیز در برگیرد.

1. Castro (2008)
2. Taylor and Davradakis (2006)
3. Orphanides and Wieland (1999)
4. Zone-linear Phillips curve
5. Nobay and Peel (2000)
6. Dolado *et al* (2005)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

در رویکرد نظری دوم، اعتقاد بر این است که ممکن است سیاست‌گذاران نسبت به اهداف خود ترجیحات غیرخطی داشته باشند. بر اساس کوکرمن (۲۰۰۰)، سیاستمداران و مردم اغلب نسبت به شکاف منفی تولید در مقایسه با شکاف مثبت تولید حساسیت بیشتری دارند. معاون رئیس فدرال رزورو، آلن بلایندر، اینگونه عنوان می‌کند «در اکثر اوقات بانک مرکزی در هنگام پرهیز صرف از تورم بالاتر، تحرک سیاستی بالاتری از خود نشان می‌دهد تا زمانی که، فقط نسبت به بیکاری بالاتر تحریک می‌شود[1].» با توجه به اینکه در دولت‌های دموکراتیک، بانک‌های مرکزی مستقل، بطورکامل نسبت به سازمانهای سیاسی حساسیت ندارند، این نوع عدم تقارن ممکن است در تابع زیان سیاست‌گذار دیده شود. ضمن اینکه، در دورانی که مقام پولی به اهمیت‌دهی به سیاست تورم‌زدایی خود بیشتر نگران است، احتمالاً زیان برآمده از انحرافات مثبت نرخ تورم از هدف خود، بیشتر از زیان ناشی از انحرافات منفی از مقدار مشابه است.

۲ـ۳ـ علل عدم تقارن

یک تابع عکس‌العمل غیرخطی نرخ بهره می‌تواند از عدم تقارن در ترجیحات بانک مرکزی نتیجه شود که این خود به خاطر وزنی خواهد بود که به انحراف تورم از تورم هدف و انحراف GDP حقیقی از تولید بالقوه داده می‌شود. ضمن اینکه، مباحث مختلفی در مورد منابع عدم تقارن در رفتار بانک مرکزی ارائه شده است. برای مثال المدو (۲۰۰۲) عدم تقارن را نتیجه‌ی فشارهای سیاسی وارده بر مقامات پولی می‌داند که ایشان تا حدی تحت فشارهای سیاسی هستند چرا که در قبال تصمیم‌های خود ملزم به پاسخ‌گویی به مقام‌های سیاسی منتخب هستند. کوکرمن (۲۰۰۳) نشان می‌دهد که ممکن است بانک مرکزی نسبت به رکود گریزان‌تر از رونق باشد. بلایندر (۲۰۰۰) معتقد است اجتناب جدی بانک مرکزی از تورم بالاتر، این نهاد را در مقابل فشارهای سیاسی به کرنش وا می‌دارد. در مقابل، زمانی که از بیکاری بیشتر پرهیز می‌کند، با واکنشی از این قبیل مواجه نمی‌شود.

طبق نظرات بورینسوف و کاندلون[2] (۲۰۰۴)، عدم تقارن می‌تواند به خاطر دوره‌های مختلف ادوار تجاری، چه در رکود و چه در رونق بوجود آید. بنابراین ممکن است در دوره رونق، مقام پولی نسبت به تورم حساس باشد، در حالی که در دوره رونق، تثبیت تولید وزن بیشتری را به خود بگیرد. اما بر اساس نظرات المدو (۲۰۰۲)، عدم تقارن ممکن است به خاطر عدم قطعیت در تأثیر سیاست پولی بر اقتصاد بوجود آید که بانکداری مرکزی را به سمت احتیاط بیشتر هدایت می‌کند.

1. Blinder (1998, p. 19-20)
2 .Bruinshoofd and Candelon (2004)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

۲ـ٤ـ هدف‌گذاری رشد پول در چارچوب تیلور

مثال خاصی از قاعده تیلور که توجه بسیاری را به خود جلب کرده از جانب تیلور به عنوان یک «قاعده سیاستی فرضی اما نماینده» معرفی شده است (تیلور ۱۹۹۳ ص ۲۱۴). در عمل این مثال پارامتریزه کردن قاعده سیاستی بود که با جزئیات، توسط مشارکت‌کنندگان پروژه بروکینگز[1] در مورد ارزیابی رژیم سیاست‌گذاری در براینت، هوپر و مان[2] (۱۹۹۳) مورد مطالعه قرار گرفت و در مطالعه هندرسون و مک‌کیبین[3] (۱۹۹۳) در کنفرانس کارنگی روچستر مورد بررسی قرار گرفت. مطالعه بروکینگز قواعدی را مورد مطالعه قرار داد که بر اساس آنها انحراف بهره اسمی کوتاه‌مدت، i، از یک مسیر مبنا i^*، نسبتی از انحراف متغیر هدف، z از هدف آن، z^* است.

$$i - i^* = \theta(z - z^*) \qquad (۱)$$

نتایج کلی در مطالعه بروکینگز در میان متغیرهای هدف مختلف، به دو متغیر اشاره می‌کند که احتمالاً به عملکرد اقتصادی بهتر منتج می‌شود. یکی از این متغیرها مجموع سطح قیمت، p و تولید حقیقی، q یعنی درآمد اسمی، $p+q$ ("رژیم هدف‌گذاری درآمد اسمی") است. متغیر هدف پیشنهادی دیگر مجموع تورم، $\pi = \Delta p$ و تولید حقیقی ("رژیم هدف‌گذاری تولید حقیقی به اضافه تورم") است:

$$i - i^* = \theta((\pi + q) - (\pi^* + q^*)) \qquad (۲)$$

گونه‌های مختلف این فرمول با عکس‌العمل‌های مختلف نسبت به تورم و تولید نیز در برخی از نتایج مطالعه بروکینگز مورد استفاده قرار گرفت. قاعده تیلور به این دلیل مورد توجه قرار گرفته که امکان بررسی تصریح‌های مختلف قاعده سیاستگذاری را مهیا می‌سازد که سازگار با دست‌یابی به اهداف سیاستی ثبات قیمت‌ها و حداکثرسازی رشد باثبات است.

به عنوان مثال می‌توان فرمول‌بندی مجدد قاعده رشد پولی فریدمن را براساس طیفی از قواعد سیاستی بررسی شده در مطالعه بروکینگز مشاهده کرد. مزیت کلیدی قاعده رشد پولی فریدمن این است که از دام آسیب رساندن به رویکرد سیاستی مبتنی بر شکاف نرخ طبیعی در امان است. بر اساس قاعده (۱)، استراتژی که این معیار را تأمین می‌کند، اما جوهر رژیم‌های «درآمد اسمی» و «تولید حقیقی به اضافه تورم» مورد نظر در پروژه بروکینگز را حفظ نمی‌کند، باید رشد (به جای سطح) درآمد اسمی، $\Delta(p+q) = \pi + \Delta q$ را به عنوان متغیر هدف، z قرار داده و بر وقفه ابزار نرخ بهره به عنوان مبنای تعدیل سیاستی تکیه کند. قاعده بدست آمده به این شکل است:

---

1. Brooking project
2. Bryant,Hooper and Mann (1993)
3. Henderson and McKibbin (1993)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

$$\Delta i = \theta((\pi + \Delta q) - (\pi^* + \Delta q^*)) \quad (۳)$$

برای دیدن رابطه آن با هدف‌گذاری رشد پولی، با در نظر گرفتن حجم کل پول m، و سرعت گردش آن v، معادله مبادله عبارت است از:

$$\Delta m + \Delta v = \pi + \Delta q \quad (۴)$$

با فرض تعدیل در تغییر سرعت گردش پول و رشد تولید بالقوه، یک قاعده رشد پولی غیرفعال با هدف رسیدن به یک تورم هدف π^* عبارت است از:

$$\Delta m = \pi^* + \Delta q^* - \Delta v^* \quad (۵)$$

یا بعد از جایگذاری معادله مبادله و بیان آن بر حسب سرعت گردش:

$$\Delta v - \Delta v^* = (\pi - \pi^*) + (\Delta q - \Delta q^*) \quad (۶)$$

برای فرمول‌بندی مجدد این استراتژی بر حسب یک قاعده نرخ بهره، می‌توان ساده‌ترین فرمول تقاضای پول را به صورت یک رابطه (لگاریتم) خطی بین انحراف سرعت گردش از تعادل آن و نرخ بهره در نظر گرفت. در فرم تفاضلی این رابطه عبارت است از:

$$\Delta v - \Delta v^* = a\Delta i + e \quad (۷)$$

که در آن $a > 0$ و e پویایی‌های کوتاه‌مدت و نوسانات تقاضای پول را خلاصه می‌کند. با جایگذاری (۷) در (۶) بدون در نظر گرفتن e یعنی با در نظر نگرفتن نوسانات سرعت گردش کوتاه‌مدت که اصول پیشنهادی استراتژی‌های رشد پولی است که استراتژی‌های مبتنی بر بهره برای پرهیز از آنها طراحی شده‌اند، خواهیم داشت:

$$\Delta i = \theta((\pi - \pi^*) + (\Delta q - \Delta q^*)) \quad (۸)$$

که در آن $\theta > 0$ است. همانگونه که مشخص است این قاعده بطور دقیق شبیه قاعده (۳) است. به طور کلی قواعد رشد پولی مانند قواعدی نزدیک به قواعد برونر، کوپر، فیشر، مک‌کالم و ملتزر که عکس‌العمل بیشتری نسبت به تورم، رشد تولید حقیقی و رشد تولید اسمی نشان می‌دهد و می‌توان به صورت

$$\Delta m = \pi^* + \Delta q^* - \Delta v^* - b_\pi\theta(\pi - \pi^*) - b_{\Delta q}(\Delta q - \Delta q^*) \quad (۹)$$

برای $b_\pi, b_{\Delta q} \geq 0$ نوشت، می‌توان به صورت زیر فرمول‌بندی کرد:

$$\Delta i = \theta_\pi(\pi - \pi^*) - \theta_{\Delta q}(\Delta q - \Delta q^*) \quad (۱۰)$$

که در آن $\theta_\pi, \theta_{\Delta q} > 0$ است. برای اینکه این قواعد خاص، متفاوت از فرمول کلاسیک تیلور باشد، این قواعد با عنوان قواعد هدف‌گذاری رشد طبیعی نامیده می‌شوند تا تأکید شود که این‌ها به برآورد نرخ

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

رشد طبیعی اقتصاد به عنوان راهنما متکی هستند و نسبت به عدم تعادل‌های مشاهده شده بین رشد تقاضا و عرضه کل عکس‌العمل نشان می‌دهد و نه شکاف تولید.

در واقع این قاعده هدف‌گذاری رشد طبیعی به بانک مرکزی اعلام می‌کند زمانی که به‌نظر می‌رسد فشارهای تورمی در حال افزایش هستند، نرخ بهره را افزایش و زمانی که فشارهای تورمی فروکش کرده و به نظر می‌رسد رکود تهدید جدی‌تری است، نرخ بهره را کاهش دهد. پس این قاعده بسیار شبیه به توضیح تیلور در مورد راهنمای سیاستی قاعده مبتنی بر نرخ بهره است. در واقع خود تیلور به رابطه تنگاتنگ قاعده هدف‌گذاری رشد پولی و چارچوب سیاستی مبتنی بر نرخ بهره خود تأکید می‌کند (تیلور ۱۹۹۹) و همچنین "یک قاعده سیاستی که در آن به جای سطح GDP، نرخ رشد آن ظاهر می‌شود" (تیلور ۱۹۹۳) را به عنوان مثالی از قاعده خاصی پیشنهاد می‌کند که فدرال رزرو می‌تواند به عنوان بخشی از فرایند تصمیم‌گیری سیاستی خود به FOMC معرفی کند. تکیه بر اطلاعات مربوط به نرخ رشد نیز بر خلاف شکاف تولید، ناسازگار با توضیح تیلور از ملاحظه های سیاستی ناسازگار نیست. همانند قاعده کلاسیک تیلور، قاعده هدف‌گذاری نرخ طبیعی نیز می‌تواند هم بر اساس داده‌های تورم و رشد تولید فعلی و هم بر اساس پیش‌بینی تورم و رشد، در آینده نزدیک اجرا شود.

۳-مطالعات تجربی

نتایج مربوط به در نظر گرفتن ترجیح‌های نامتقارن در تابع زیان مقام پولی توسط پژوهشگران متعددی مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعات دو رویکرد برای بررسی عدم تقارن در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی لحاظ شده است. در ابتدا فقط تابع عکس‌العمل بانک مرکزی در نظر گرفته شده و تحلیل به صورت تک‌معادله صورت می‌گیرد. در این مطالعات روش‌های مورد استفاده، روش مارکوف سوئیچینگ، فیلتر کالمن با تغییرات رژیم، مدل رگرسیون با پارامترهای متغیر در طول زمان (فیلتر کالمن) و مدل رگرسیون انتقال هموار[1] (STR) می‌باشد. دسته دوم مطالعات عکس‌العمل نامتقارن بانک مرکزی را در قالب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی با تغییرات رژیم،[2] بررسی می‌کنند که در آن پارامترهای تابع عکس‌العمل بانک مرکزی (یا قاعده تیلور) از یک فرایند مارکوف با تغییرات رژیم تبعیت می‌کند.

کوکرمن[3] (۲۰۰۰) نشان می‌دهد زمانی که سیاست‌گذار در مورد شرایط اقتصادی نامطمئن و نسبت به شکاف منفی تولید حساس‌تر است و حتی زمانی که هدف مربوط به تولید واقعی، تولید بالقوه اقتصاد باشد،

1. Smooth Transition Regression Model
2. Markov Switching Dynamic Stochastic General Equilibrium
3. Cukierman (2000)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

تورش تورمی بوجود می‌آید. این مطالعه با شواهد تجربی بدست آمده توسط کوکرمن و گرلاچ[1] (۲۰۰۳) برای ۲۲ کشور OECD[2] حمایت شده است. گرلاچ[3] (۲۰۰۰) و سوریکو[4] (۲۰۰۷) به این نتیجه رسیدند که طی دوره قبل از ۱۹۸۰، فدرال رزرو به شکاف منفی تولید در برابر شکاف مثبت بیشتر حساس بوده است. بک و دیگران[5] (۲۰۰۲) تأیید می‌کنند که وضعیت سیکل تجاری، که با شکاف تولید اندازه‌گیری می‌شود، نقش مهمی در رفتار سیاستی بانک‌های مرکزی آلمان، ایالات متحده و فرانسه ایفا کرده است. کوکرمن و موسکاتلی[6] (۲۰۰۳، ۲۰۰۸) شواهدی را در مورد وجود رابطه غیرخطی تورم و شکاف تولید در تابع عکس‌العمل برآوردی برای آلمان، بریتانیا و ایالات متحده ارائه می‌کنند. دولادو و دیگران (۲۰۰۴) مشاهده کردند که ترجیح های فدرال رزرو نسبت به تورم طی دوره ولکر-گریسپن[7] نامتقارن بوده است.

پترسون[8] (۲۰۰۷) در مطالعه خود سعی دارد تا نشان دهد که آیا فدرال رزرو قاعده سیاست‌گذاری خود را نسبت به یک سطح آستانه‌ای تورم یا شکاف تولید تعدیل می‌کند یا خیر. وی برای مطالعه قاعده تیلور غیرخطی یک مدل رگرسیون انتقال هموار[9] با استفاده از داده‌های ماهانه ۲۰۰۵:۱۲- ۱۹۶۰:۱ برآورد می‌کند. می‌کند. وی به این نتیجه می‌رسد که فدرال رزرو از یک مدل خطی در دوره ۱۹۷۹-۱۹۶۰ به یک مدل غیرخطی از نوع آستانه‌ای در دوره ۲۰۰۵-۱۹۸۵ حرکت کرده است. پترسون (۲۰۰۷) به این نتیجه می‌رسد زمانی که نرخ تورم (یعنی متغیرگذار) به یک حد آستانه‌ای خاص می‌رسد، فدرال رزرو نرخ بهره کوتاه‌مدت خود را تغییر می‌دهد.

در تحلیل کاسترو (۲۰۰۸)، بانک مرکزی علاوه بر اهداف تورم و شکاف تولید، متغیرهای مالی و اطلاعات قیمت دارایی‌ها را نیز هدف قرار می‌دهد. ضمن اینکه وی موضوع تبعیت بانک مرکزی از یک قاعده تیلور خطی یا غیرخطی را نیز مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد. کاسترو در مطالعه خود، داده‌های ماهانه سه بانک مرکزی فدرال رزرو ایالات متحده، بانک انگلستان و بانک مرکزی اروپا را مورد مطالعه قرار می‌دهد. وی با استفاده از یک مدل رگرسیون انتقال هموار برای برآورد رفتار غیرخطی در قاعده تیلور نشان می‌دهد که، تنها فدرال رزرو ایالات متحده از یک قاعده تیلور خطی تبعیت می‌کند. در مقابل بانک انگلستان و بانک مرکزی اروپا از یک قاعده تیلور غیرخطی پیروی می‌کند.

---

1. Cukierman and Gerlach (2003)
2 .Organization for Economic Cooperation and Development
3. Gerlach (2000)
4. Surico (2007)
5. Bec *et al* (2002)
6. Cukierman and Muscatelli (2003, 2008)
7. The Volcker-Greespan era
8. Petersen (2007)
9. Smooth transition regression model

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

نوب و شوما[1] (۲۰۱۰) با استفاده از یک مدل رگرسیون انتقال هموار لاجستیک، وجود قاعده تیلور غیرخطی در سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی آفریقای جنوبی را بررسی می‌کنند. بر خلاف مطالعه‌های گذشته در مورد آفریقای جنوبی، آنها به این نتیجه رسیدند که این قاعده در سیاست‌گذاری پولی آفریقای جنوبی وجود دارد. آنها علت بدست آمدن قاعده تیلور خطی در مطالعات قبلی را اینگونه توضیح می‌دهند که؛ این مطالعه‌ها، شکست ساختاری را که بر اثر بحران آسیا بوجود آمده را از داده‌ها حذف می‌کنند، اما نوب و شوما این شکست ساختاری را در مطالعه خود در نظر می‌گیرند.

اِاو[2] (۲۰۰۹) تغییرات رژیم در سیاست پولی، تکنولوژی و چسبندگی اسمی قیمت در ایالات متحده بعد از جنگ جهانی را در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با تغییرات رژیم (MS-DSGE) مورد مطالعه قرار داد و به این نتیجه رسید که تغییرات مذکور تنها در سیاست پولی ایالات متحده بوجود آمده و این تغییرات در مورد تکنولوژی و چسبندگی اسمی قیمت مشاهده نمی‌شود. بنابراین رژیم سیاست‌گذاری پولی منفعل از اوایل دهه ۱۹۷۰ تا اواسط دهه ۱۹۸۰ نوسان های بیشتری در اقتصاد ایالات متحده بوجود آورده و سیاست فعال، تعدیل بیشتری ایجاد کرده است. دیوینگ و دُوه[3] (۲۰۰۹) نیز با استفاده از روش بیزین، یک مدل مارکوف سوئیچینگ کینزی جدید برای ایالات متحده تخمین می‌زنند که در آن ضرایبی تابع عکس‌العمل سیاست پولی، متغیر هستند. آنها به این نتیجه رسیدند که بعد از تورم‌زدایی ولکر و قبل از ۱۹۷۰ رژیم سیاست پولی پرشتاب‌تری نسبت به دوره تورم شدید دهه ۱۹۷۰ وجود داشته است. همچنین برآورد آنان نشان می‌دهد که در بیشتر سالهای بعد از ۱۹۸۴ یک رژیم با نوسان‌های کم برقرار بوده است. فورستر[4] (۲۰۱۱) در پایان‌نامه دکتری خود یک مدل MS-DSGE طراحی می‌کند که در آن بواسطه‌ی پیروی پارامترها از یک فرایند مارکوف، کارگزاران اقتصادی انتظار تغییرات رژیم را دارند. بنابراین کارگزاران، انتظاراتی در خصوص احتمال مداخله بانک مرکزی در دوره بحران و همچنین انتظاراتی در مورد استراتژی خروج در دوره بعد از بحران را دارند. وی به این نتیجه می‌رسد که اگر بانک مرکزی همیشه در دوره بحران مداخله کند، نسبت به زمانی که بانک مرکزی هرگز مداخله نمی‌کند، بخشی از تولید از دست می‌رود. همچنین فورستر با در نظر گرفتن جنبه‌های رفاهی به این نتیجه می‌رسد که بسته به استفاده یا عدم استفاده از استراتژی خروج، مداخله بانک مرکزی می‌تواند رفاه را افزایش یا کاهش دهد.

1. Ncube and Tshuma (2010)
2. Eo (2009)
3. Daving and Doh (2009)
4. Foerster (2011)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

در مورد اقتصاد ایران مطالعات زیادی در راستای شیوه‌ی سیاستگذاری پولی انجام نشده است. خلیلی عراقی و دیگران (۱۳۸۸) با استفاده از روشهای کنترل بهینه، قاعدهٔ سیاست بهینه‌ی پولی را برای اقتصاد ایران استخراج می‌کنند که در آن فرض شده که سیاست‌گذار از نرخ بهره به عنوان ابزار سیاستی استفاده می‌کند. در این راستا یک مدل دینامیک تصادفی؛ شامل انتظارهای عقلایی برای اقتصاد کشور، ارائه و پارامترهای آن با توجه به مقادیر ضرایب به دست آمده در مطالعه‌های قبلی تنظیم (کالیبره) می‌شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رفتار بهینه‌ی سیاست‌گذار فرایندی است که نرخ بهره را در پاسخ به نوسان مثبت در تورم، تولید وحجم پول، افزایش و در پاسخ به شوک تکنولوژی، کاهش می‌دهد. همچنین لازم است سیاست‌گذار نسبت به افزایش حجم پول به صورت تهاجمی واکنش نشان دهد. با این حال سؤالی که در مورد این مطالعه مطرح می‌شود این است که آیا در اقتصاد ایران نرخ سود بانکی به عنوان ابزار سیاست پولی عمل می‌کند؟

درگاهی و شربت‌اوغلی (۱۳۸۹) با در نظر گرفتن نرخ رشد نقدینگی به عنوان ابزار سیاست‌گذاری بانک مرکزی و برآورد رابطه بین نرخ رشد نقدینگی، تورم و رشد اقتصادی با استفاده از روش کنترل بهینه، به قاعده سیاست‌گذاری بهینه بانک مرکزی دست می‌یابند. با این حال در این قاعده، ضرایب برآوردی برای تورم و رشد اقتصادی هر دو مثبت هستند که با مفهوم ابزار بودن نرخ رشد نقدینگی تناقض دارد، زیرا در این صورت ابزار بودن نرخ رشد نقدینگی، می‌بایست ضریب‌های دو هدف بانک مرکزی منفی می‌شد تا بانک مرکزی با افزایش نرخ تورم به صورت کاهش نرخ رشد نقدینگی و با کاهش نرخ رشد اقتصادی، با افزایش نرخ رشد نقدینگی واکنش نشان می‌داد.

ابراهیمی (۱۳۸۹) در رساله دکتری خود یک مدل DSGE طراحی کرده و آثار شوک‌های پولی و نفتی بر اقتصاد ایران را مورد مطالعه قرار می‌دهد. وی در مطالعه خود قاعده سیاست‌گذاری پولی را، تعیین نرخ رشد حجم پول در نظر گرفته است. این قاعده به صورت یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول است که در آن علاوه بر شوک‌های پولی، شوک‌های نفتی نیز بر تعیین نرخ رشد حجم پول تأثیرگذار هستند که این فرض در مورد اقتصاد ایران درست به نظر نمی‌رسد.

٤-مدل

در اینجا ما از مدل مورد استفاده توسط اُلمدا[1] (۲۰۰۲) با کمی تغییر استفاده می‌کنیم. بر اساس این مدل فرض می‌شود که بانک مرکزی به دنبال کنترل سیاست پولی از طریق استفاده از یک قاعده سیاستی است. در اینجا

1. Olmeda (2002)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

هدف، ارائه بینشی در مورد تابع هدف بانک مرکزی است که ممکن است متناظر با فرضیه ترجیح‌های نامتقارنی باشد که ما از آن بحث می‌کنیم. پس تابع زیان بانک مرکزی ممکن است به شکل زیر باشد:

$$L(\pi, y, \dot{m}) = \begin{cases} \lambda_1(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda_2(y_t - y^*)^2 + \lambda_3(\dot{m}_t - \dot{m}^*)^2 & if \quad s_t = e \\ \lambda_4(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda_5(y_t - y^*)^2 + \lambda_6(\dot{m}_t - \dot{m}^*)^2 & if \quad s_t = r \end{cases} \qquad (۱۱)$$

که در آن $(\pi_t - \pi^*)$ و $(y_t - y^*)$ به ترتیب انحراف نرخ تورم، سطح فعالیت اقتصادی از نرخ تورم هدف و تولید بالقوه هستند. عبارت $(\dot{m}_t - \dot{m}^*)$ نشانگر این است که بانک مرکزی سعی می‌کند تا به یک نرخ رشد تعادلی حجم پول $\dot{m}^*$، دست یابد. نرخ رشد حجم پول $\dot{m}_t$، هدف میانی را نشان می‌دهد. s_t متغیر شاخصی است که مجموعه اطلاعات موجود برای بانک مرکزی در دوره t را نشان می‌دهد. بر اساس این مجموعه اطلاعات مقام پولی تعیین می‌کند که اقتصاد درحال وارد شدن به دوره رونق، $s_t = e$، یا دوره رکود، $s_t = r$ است، بنابراین $s_t = \{e, r\}$؛ λ_1، λ_2، λ_3، λ_4، λ_5 و λ_6 نشان دهنده وزن‌های مختلفی هستند که سیاست‌گذار به هر کدام از اهداف لحاظ می‌کند. مطابق ترجیح‌های نامتقارن نابرابری‌های زیر، در بین پارامترها: $\lambda_1 > \lambda_4$، $\lambda_2 < \lambda_5$ فرض می‌شود. یعنی ترجیح‌های بانک مرکزی نسبت به تورم و شکاف تولید بر حسب وضعیت ادوار تجاری تغییر می‌کند. به‌طور دقیق‌تر، چنانچه اقتصاد در رونق باشد، زیانی که بانک مرکزی به سبب انحراف تورم از مقدار مورد هدف متحمل می‌شود نسبت به حالتی که اقتصاد در رکود قرار دارد بیشتر است. خلاف همین وضعیت برای انحراف تولید از تولید بالقوه برقرار است، یعنی زیان در دوره رکود بیشتر است.

حداقل‌سازی معادله (۱۱) نسبت به محدودیت‌های استاندارد عرضه و تقاضای کل، منتهی به تابع عکس‌العمل سیاستی برای نرخ رشد حجم پول خواهد شد که در آن واکنش بانک مرکزی نسبت به شکاف تولید به وضعیت ادوار تجاری بستگی دارد. قاعده سیاستی نامتقارن به شکل زیر است:

$$\dot{m}_t = \begin{cases} \dot{m}^* + \beta_1(\pi_t - \pi^*) + \gamma_1(y_t - y^*) & if \quad s_t = e \\ \dot{m}^* + \beta_2(\pi_t - \pi^*) + \gamma_2(y_t - y^*) & if \quad s_t = r \end{cases} \qquad (۱۲)$$

که در آن $\beta_1 > \beta_2$ و $\gamma_2 > \gamma_1$ است. این قاعده نامتقارن سیاست پولی بیانگر این است که واکنش بانک مرکزی نسبت به انحراف نرخ تورم از هدف در دوره رونق نسبت به دوره رکود، بیشتر است. همچنین با ورود اقتصاد به رکود، نگرانی بانک مرکزی در مورد شکاف تولید بیشتر می‌شود. برای اینکه مدل مذکور

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

به صورت پویا برآورد شود ما مدل زیر را مورد برآورد قرار می‌دهیم که در آن فرض می‌شود تغییر در رژیم تنها به تورم و شکاف تولید مربوط است:

$$\dot{m}_t = \begin{cases} \dot{m}^* + \rho\dot{m}_{t-1} + \beta_1(\pi_t - \pi^*) + \gamma_1(y_t - y^*) & if \quad s_t = e \\ \dot{m}^* + \rho\dot{m}_{t-1} + \beta_2(\pi_t - \pi^*) + \gamma_2(y_t - y^*) & if \quad s_t = r \end{cases} \qquad (۱۳)$$

اما نکته قابل توجه در مورد رابطه (۱۳) شباهت زیاد این رابطه با تقاضای پول است. باید توجه داشت در صورتی که معادله (۱۳) بیانگر تقاضای پول باشد، اولاً به جای شکاف تولید و انحراف تورم از تورم هدف، بایسته است از نرخ رشد تولید و نرخ تورم استفاده شود که در این صورت ضرایب رشد تولید و تورم باید مثبت باشند. اما در رابطه (۱۳) علامت ضرایب β_i و γ_i هر دو باید منفی باشند چرا که این رابطه بیانگر شیوه‌ی رفتار بانک مرکزی است و بیانگر رابطه بین حجم پول و دو متغیر تورم و شکاف تولید نیست. در واقع منفی بودن ضرایب در این رابطه نشانگر این است که برای مثال با افزایش تورم (و بنابراین انحراف آن از نرخ هدف)، بانک مرکزی به صورت کاهش نرخ رشد حجم پول، عکس‌العمل نشان می‌دهد و با کاهش شکاف تولید (که به معنی انحراف به سمت پایین تولید از روند بلندمدت خود است)، بانک مرکزی به صورت افزایش نرخ رشد حجم پول عکس‌العمل نشان می‌دهد. بنابراین با این توضیح مشخص است که رابطه $\beta_1 > \beta_2$ و $\gamma_2 > \gamma_1$ باید بین قدرمطلق ضریب‌ها برقرار باشد.

۵-معرفی داده‌ها و برآورد مدل

در این مطالعه برای برآورد معادله (۱۳) از داده‌های تعدیل شده فصلی پایه پولی، شاخص بهای مصرف‌کننده (CPI)[1] و تولید ناخالص داخلی (GDP)[2] در دوره ۱۳۸۷:۲-۱۳۶۷:۱ به ترتیب برای بدست آوردن نرخ رشد حجم پول، نرخ تورم و شکاف تولید استفاده می‌شود. نرخ رشد حجم پول و تورم به صورت تغییرات لگاریتم حجم پول و CPI تعریف می‌شود (یعنی نرخ رشد فصل نسبت به فصل قبل).

اما در مورد مقدار π^* بحث وجود دارد. برخی از بانک‌های مرکزی دنیا؛ مانند بانک کانادا یا نیوزلند و...، از هدف‌گذاری تورم به عنوان سیاست پولی استفاده می‌کنند. اما در مورد بانک مرکزی ایران، هر چند در قوانین برنامه‌های پنج‌ساله، نرخ تورم هدف تعیین می‌شود، اما چون التزام عملی به این هدف وجود ندارد، درعمل، آنچه که به عنوان نرخ تورم هدف بانک مرکزی تلقی می‌شود نرخ هدف ضمنی است که مقامات بانک مرکزی در پس ذهن خود دارند که انحراف تورم واقعی از این تورم ضمنی مورد هدف، باعث می‌شود رفتار بانک مرکزی به صورت افزایش یا کاهش نرخ رشد حجم پول شکل بگیرد. این تورم

1 .Consumer Price Index
2 .Gross Domestic Product

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

ضمنی در واقع یک متغیر غیرقابل مشاهده است. با این حال می‌توان دو معیار برای آن در نظر گرفت. یکی اینکه تورم ضمنی مورد هدف یک متغیر ثابت در طول زمان است که مقامات بانک مرکزی رفتار تورم را نسبت به آن می‌سنجند به صورتی که اگر تورم از این مقدار ثابت بیشتر شد، شرایط اقتصادی را تورمی تلقی می‌کنند و اگر کمتر شد، یعنی تورم در اقتصاد در حال کاهش است. با توجه به این رویکرد می‌توان گفت میانگین تورم در طول دوره بررسی می‌تواند معیار خوبی برای تورم ضمنی مورد هدف باشد. اما ثابت در نظر گرفتن تورم هدف، با علم به اینکه این متغیر به صورت ضمنی و در ذهن مقامات بانک مرکزی تعیین می‌شود، منطقی به نظر نمی‌رسد. بنابراین معیار دومی که می‌تواند نماینده خوبی برای تورم ضمنی مورد هدف باشد، نرخ تورم دوره گذشته است. متعاقب ادعای پیشین، این استدلال وجود دارد که مقامات پولی تورم دوره گذشته را به عنوان انعکاس رفتار خود تلقی کرده و با مشاهده این متغیر، رفتار خود را در آینده تعیین می‌کنند؛ مثلا زمانی که مقام پولی بانک مرکزی گزارش تورم در دوره گذشته را فراتر از محاسبه‌ی ذهنی خود برای تورم داشته می‌بیند، به سرعت رفتار خود را تعدیل کرده و رشد حجم پول را کنترل می‌کند.

با توجه به نکات ذکر شده‌ی بالا، در این مطالعه از دو معیار معرفی شده برای بدست آوردن تورم هدف استفاده می‌شود. بنابراین یک بار تورم هدف ثابت و برابر با میانگین فصلی نرخ تورم در دوره مورد بررسی؛ یعنی برابر با ۴/۴۱۳۳ درصد فرض شده و مدل برآورد می‌شود و یک بار نیز تورم دوره گذشته به عنوان تورم هدف در نظر گرفته می‌شود؛ آنگاه نتایج دو رویکرد مقایسه می‌شود تا مشخص شود کدام یک معیار بهتری برای تورم هدف هستند. برای بدست آوردن شکاف تولید نیز از فیلتر هادریک-پرسکات (HP)[1] با $\lambda = 1600$ استفاده می‌شود[2].

جدول ۱- آزمون ریشه واحد متغیرها

	$\dot{m}_t$	π_t	$y_t - y^*$
ADF	-۲/۷۲۶	-۲/۵۸	-۵/۶۴۸
مقدار بحرانی در ۱ درصد	-۴/۰۹	-۴/۰۹	-۴/۰۸
P-P	-۱۸/۸۶	-۶/۵۸	-۵/۶۴۸
مقدار بحرانی در ۱ درصد	-۴/۰۸	-۴/۰۸	-۴/۰۸
KPSS	۰/۰۷۶۷	۰/۱۵۳۵	۰/۰۵۳۱
مقدار بحرانی در ۱ درصد	۰/۲۱۶	۰/۲۱۶	۰/۲۱۶

ماخذ: محاسبات نویسندگان

1. Hodrick-Prescott Filter

۲. با توجه به اینکه ضریب λ نسبت واریانس سیکل به واریانس روند را نشان می‌دهد، ممکن است عدد ۱۶۰۰ در مورد اقتصاد ایران صحیح نباشد. به همین دلیل در این مطالعه از مقادیر متفاوت از ۴ تا ۱۶۰۰ مورد استفاده قرار گرفت. نتیجه حاکی از این بود که تفاوت محسوسی در مورد ادوار تجاری ایجاد نمی‌شود.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

بر اساس روند متعارف در برآورد سری زمانی، ابتدا متغیرهای مورد استفاده، به لحاظ ریشه واحد مورد آزمون قرار می‌گیرند. جدول ۱ نتایج این آزمون را بر اساس سه آماره دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)[1]، فیلیپس-پرون[2] و KPSS[3] نشان می‌دهد. به نظر می‌رسد که بر اساس نتایج مربوط به آزمون ADF دو متغیر نرخ رشد حجم پول و تورم انباشته، از درجه ۱ ((I(1)) باشند، در حالی که بر اساس دو آزمون P-P و KPSS این دو متغیر انباشته از درجه صفر ((I(0)) هستند (تفاوت آزمون KPSS با دو آزمون دیگر این است که فرضیه صفر آن مانا بودن متغیر است در حالی که در دو آزمون ADF و PP فرضیه صفر، نامانا بودن متغیر است، بنابراین تفسیر این آماره با دو آماره دیگر تفاوت دارد). بنابراین ما این دو متغیر را I(0) در نظر می‌گیریم.

هر سه آزمون بیانگر این هستند که شکاف تولید یک متغیر انباشته از درجه صفر((I(0)) است.

جدول ۲- آزمون وجود اثرات غیرخطی

RESET	LM
۳۰/۷۷۳	۱۵/۰۶۳
F(3,78)	$\chi^2(3)$
معنادار در سطح ۱ درصد	معنادار در سطح ۱ درصد

ماخذ: محاسبات نویسندگان

قبل از برآورد این مدل باید آزمون وجود اثر غیرخطی را انجام داد. برای این کار در این مطالعه از دو آزمون مرسوم RESET و LM استفاده می‌شود. نتایج این دو آزمون در جدول ۲ ارائه شده است. همانگونه که مشاهده می‌شود نمی‌توان فرضیه صفر خطی بودن را پذیرفت. بنابراین برآورد معادله ۳ به لحاظ آماری بلامانع است. می‌توان این معادله را با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ برآورد نمود. با استفاده از این روش می‌توان احتمال وقوع دو رژیم (یعنی وقوع رونق که در آن، رفتار بانک مرکزی با معادله ۳ در حالت $s_t = e$ نشان داده می‌شود و وقوع رکود که در آن، رفتار بانک مرکزی با معادله ۳ در حالت $s_t = r$ نشان داده می‌شود) را در هر دوره بدست آورد.

1. Augmented Dickey-Fuller
2. Phillips-Perron
3. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

برای برآورد ضرایب یک مدل با تغییرات رژیم؛ مانند رابطه (۱۳)، همیلتون[1] (۱۹۸۹) مدل مارکوف سوئیچینگ با احتمالات گذار ثابت را معرفی کرده است. فرآیند برآورد یک مدل مارکوف سوئیچینگ بر اساس همیلتون (۱۹۸۹) به صورت زیر است.

برای یک مدل با شکست ساختاری در پارامترها، داریم:

$$\begin{aligned} & y_t = x_t \beta_{S_t} + e_t, \qquad t = 1,2,...,T, \\ & e_t \approx N(0, \sigma_{S_t}^2), \\ & \beta_{S_t} = \beta_0 (1 - S_t) + \beta_1 S_t \\ & \sigma_{S_t}^2 = \sigma_0^2 (1 - S_t) + \sigma_1^2 S_t \\ & S_t = 0 \, or \, 1 \end{aligned} \qquad (۱۴)$$

که تحت رژیم ۱ پارامترها عبارتند از β_1 و σ_1^2 و تحت رژیم صفر پارامترها عبارتند از β_0 و σ_0^2. اگر فرایند S_t, $t = 1,2,...,T$ در رابطه (۱۴) قابل مشاهده نباشد، دو مرحله ی زیر برای تعیین لگاریتم تابع درست‌نمایی طی می‌شود:

گام اول: ابتدا چگالی مشترک y_t و متغیر غیرقابل مشاهده S_t در نظر گرفته می‌شود که برابر است با حاصلضرب چگالی شرطی و چگالی حاشیه‌ای:

$$f(y_t, S_t | \psi_{t-1}) = f(y_t | S_t, \psi_{t-1}) f(S_t | \psi_{t-1}), \qquad (۱۵)$$

که در آن ψ_{t-1} اطلاعات تا زمان t-1 است.

گام دوم: سپس برای بدست آوردن چگالی حاشیه‌ای y_t، جمع تابع چگالی مشترک بالا برای کلیه مقادیر ممکن S_t محاسبه می‌شود:

$$\begin{aligned} & f(y_t | \psi_{t-1}) = \sum_{S_t=0}^{1} f(y_t, S_t | \psi_{t-1}) = \sum_{S_t=0}^{1} f(y_t | S_t, \psi_{t-1}) f(S_t | \psi_{t-1}) \\ & = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_0^2}} \exp\left(-\frac{\{y_t - x_t \beta_0\}^2}{2\sigma_0^2}\right) \times \Pr[S_t = 0 | \psi_{t-1}] \\ & + \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} \exp\left(-\frac{\{y_t - x_t \beta_1\}^2}{2\sigma_1^2}\right) \times \Pr[S_t = 1 | \psi_{t-1}] \end{aligned} \qquad (۱۶)$$

1. Hamilton (1998)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

بنابراین لگاریتم تابع درست‌نمایی عبارت است از:

$$\ln L = \sum_{t=1}^{T} \ln\{\sum_{S_t=0}^{1} f(y_t|S_t,\psi_{t-1}) \Pr[S_t|\psi_{t-1}]\} \quad (۱۷)$$

برای بدست آوردن تابع چگالی حاشیه‌ای y_t، باید وزن‌ها یعنی $\Pr[S_t = 0|\psi_{t-1}]$ و $\Pr[S_t = 1|\psi_{t-1}]$ محاسبه شوند. فرض می‌شود که S_t یک فرایند مارکوف سوئیچینگ از مرتبه اول با دو رژیم با احتمال‌های گذار[1] زیر باشد:

$$P[s_t = e|s_t = e] = p = \frac{\exp(p_0)}{1+\exp(p_0)},$$
$$P[s_t = r|s_t = r] = q = \frac{\exp(q_0)}{1+\exp(q_0)}. \quad (۱۸)$$

برای بدست آوردن وزن‌ها دو گام زیر برداشته می‌شوند:

گام اول: با مقدار داده شده $\Pr[S_{t-1} = i|\psi_{t-1}],\ i = 0,1$ در ابتدای زمان t یا تکرار tام، وزن‌های $\Pr[S_{t-1} = j|\psi_{t-1}],\ j = 0,1$ به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$\Pr[S_t = j|\psi_{t-1}] = \sum_{i=0}^{1} \Pr[S_t = j, S_{t-1} = i|\psi_{t-1}]$$
$$= \sum_{i=0}^{1} \Pr[S_t = j,|S_{t-1} = i] \Pr[S_{t-1} = i,|\psi_{t-1}] \quad (۱۹)$$

که در آن $\Pr[S_t = j,|S_{t-1} = i],\ i = 0,1,\ j = 0,1$ احتمال‌های گذار هستند.

گام دوم: با مشاهده y_t در پایان دوره t، یا تکرار tام، می‌توان جزء احتمال را به صورت زیر به‌هنگام کرد:

$$\Pr[S_t = j|\psi_t] = \Pr[S_t = j|\psi_{t-1}, y_t] = \frac{f(S_t = j, y_t|\psi_{t-1})}{f(y_t|\psi_{t-1})}$$
$$= \frac{f(y_t|S_t = j,\psi_{t-1}) \Pr[S_t = j|\psi_{t-1}]}{\sum_{j=0}^{1} f(y_t|S_t = j,\psi_{t-1}) \Pr[S_t = j|\psi_{t-1}]} \quad (۲۰)$$

می‌توان دو گام بالا را تکرار کرد تا به $\Pr[S_t = j|\psi_{t-1}],\ t = 1,2,...,T$ دست یافت. اما برای شروع فیلتر بالا در زمان t=1 نیاز به $\Pr[S_0|\psi_0]$ داریم. می‌توان از احتمال‌های غیرشرطی یا احتمال‌ها در وضعیت پایدار زیر استفاده کرد:

1. Transition Probabilities

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

$$\mathbf{P}_0 = \Pr[S_0 = 0|\psi_0] = \frac{1-p}{2-p-q}$$
$$\mathbf{P}_1 = \Pr[S_0 = 1|\psi_0] = \frac{1-q}{2-p-q} \qquad (۲۱)$$

جدول ۳- برآورد پارامترهای مدل با در نظر گرفتن میانگین تورم به‌عنوان تورم هدف بانک مرکزی

$\dot{m}^*$	ρ	β_1	β_2	γ_1	γ_2	p_{11}	p_{22}
۰/۱۰۴۵	-۰/۸۵۳۵	۱/۲۵۳	۰/۸۴۱۶	-۰/۶۴۴۵	۰/۸۴۶۶	۰/۹۰۵۱	۰/۸۹۰۱
(۰/۰۱۰۵)	(۰/۰۳۱۳)	(۰/۱۲۲۳)	(۰/۰۸۷۴)	(۰/۰۶۷۴)	(۰/۲۷۳۸)	(۰/۰۲۹۵)	(۰/۰۴۵۳)

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار پارامترها هستند.

ماخذ: محاسبات نویسندگان

با استفاده از الگوریتم بالا، برآورد معادله مارکوف سوئیچینگ (معادله ۳) با در نظر گرفتن میانگین تورم به‌عنوان تورم هدف، در جدول ۳ ارائه شده است. همانگونه که ملاحظه می‌شود برآوردهای بدست آمده برای کلیه پارامترها در سطح ۱ درصد معنادار هستند اما تنها برآورد ضریب γ_1 علامت موردانتظار را داشته و منفی است. با این حال رابطه $\beta_1 > \beta_2$ و $\gamma_1 < \gamma_2$ بین قدرمطلق ضرایب وجود دارد. بنابراین بدست آمدن ضرایب با علامت ناصحیح در این حالت نشان دهنده این است که در نظر گرفتن میانگین تورم به‌عنوان تورم هدف در معادله ۳ معیار درستی نمی‌باشد. بدست آمدن ضرایب مثبت برای شکاف تورم به این معنی است که بانک مرکزی در مواجهه با شرایط تورمی به جای کاهش نرخ رشد نقدینگی در راستای کنترل تورم، به صورت افزایش نرخ رشد حجم پول عمل می‌کند که غیرمنطقی است.

نتایج حاصل از برآورد معادله مارکوف سوئیچینگ ۳ با در نظر گرفتن تورم دوره گذشته به عنوان تورم هدف، در جدول ۴ گزارش شده است. همانگونه که در معادله ۳ انتظار می‌رفت، رفتار بانک مرکزی به نحوی است که در دوره رکود، میزان حساسیت آن نسبت به شکاف تولید افزایش می‌یابد و تقریباً دو برابر می‌شود (ضریب شکاف تولید از γ_1= -۰/۰۶۲۷ به γ_2= -۰/۱۲۶۹۹ کاهش می‌یابد). در مورد انحراف تورم از تورم هدف وضعیت کمی متفاوت است.

همانگونه که از جدول ۴ مشخص است، علامت ضریب انحراف تورم از تورم هدف در دوره رونق، منفی و طبق انتظار است؛ در حالی که علامت این ضریب در دوره رکود، مثبت و بر خلاف انتظار است و در عین حال رابطه $\beta_1 > \beta_2$ هم بین قدرمطلق ضرایب برقرار است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

جدول ٤- برآورد پارامترهای مدل با در نظر گرفتن تورم دوره گذشته به عنوان تورم هدف بانک مرکزی

$\dot{m}^*$	ρ	β_1	β_2	γ_1	γ_2	p_{11}	p_{22}
۰/۱۰۴۵	-۰/۴۸۰۴	-۰/۱۴۸۹۰	۰/۰۱۸۷	-۰/۰۶۲۷	-۰/۱۲۶۹۹	۰/۸۷۵۳	۰/۸۴۲۷
(۰/۰۱۰۵)	(۰/۰۹۸۵)	(۰/۰۳۲۱)	(۰/۰۰۲۶)	(۰/۰۲۰۲)	(۰/۰۳۳۴)	(۰/۰۳۵۱)	(۰/۰۳۸۴)

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار پارامترها هستند.

ماخذ: محاسبات نویسندگان

بدست آمدن ضریب مثبت برای انحراف تورم از تورم هدف در دوره رکود، نشانگر این است که در این دوره بیشتر نگرانی بانک مرکزی مربوط به رشد و فعالیت‌های اقتصادی است پس هدف ثبات قیمت‌ها را در برابر دیگر هدف (یعنی رشد تولید) بی‌اهمیت تلقی می‌کند یا می‌توان اینگونه ادعا کرد که این ضریب مثبت بیشتر نشان دهنده وجود رکود تورمی در اقتصاد ایران است. به‌عبارت دیگر زمانی که اقتصاد در رکود تورمی به سر می‌برد، بانک مرکزی از طریق اعمال سیاست پولی انبساطی در پی ایجاد رونق در فعالیت‌های اقتصادی است و برای رسیدن به این هدف مجبور است که نرخ تورم را به بالاتر از نرخ هدف خود نیز افزایش دهد. به همین خاطر ضریب بدست آمده برای انحراف تورم از تورم هدف در دوره رکود، مثبت است. بنابراین می‌توان گفت رفتار سیاستگذاری پولی بانک مرکزی به گونه‌ای نبوده که ضریب اهمیت ثابتی در طول زمان به دو هدف کنترل تورم و افزایش رشد اقتصادی قائل شود و ضریب اهمیت این دو هدف در دو رژیم رکود و رونق با یک دیگر متفاوت بوده که این نشان دهنده رفتار صلاحدیدی سیاستگذاری پولی در ایران است.

با توجه به احتمال‌های گذار می‌توان متوسط دوره مربوط به رژیم ۱ (رژیم رونق) و رژیم ۲ (رژیم رکود) را به‌صورت زیر محاسبه نمود:

$$\text{متوسط دوره رژیم ۱} = \frac{1}{1-p_{11}} = \frac{1}{1-0.8753} \approx 8 = \text{در حدود دو سال}$$

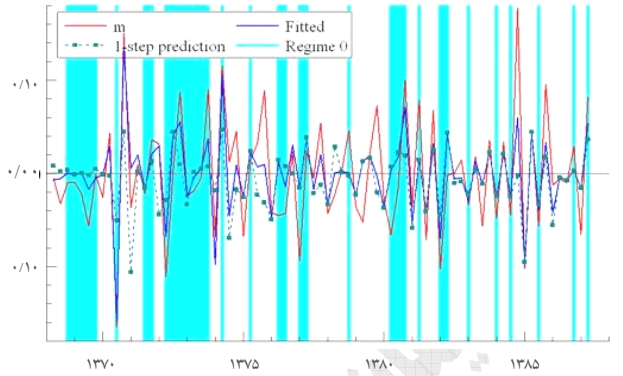
$$\text{متوسط دوره رژیم ۲} = \frac{1}{1-p_{22}} = \frac{1}{1-0.8427} = 6.4 = \text{در حدود یک سال و هفت ماه}$$

بر این اساس متوسط دوره رونق و رکود به ترتیب در حدود دو سال و یک سال و هفت ماه بوده است. پس با توجه به نتایج این مدل به نظر می‌رسد سیاست‌گذار پولی به طور متوسط در خروج از رژیم رکود موفق‌تر بوده ضمن اینکه اهمیت بیشتری به هدف رشد اقتصادی داده و هدف تورم در رتبه بعدی اهمیت قرار داشته است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

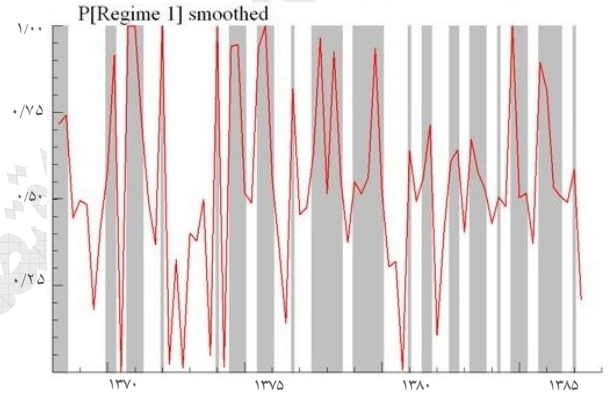
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

نمودار ۱ احتمال وقوع رژیم رکود و رونق در هر دوره از زمان را نشان می‌دهد. همچنین، قدرت برازش معادله برآورد شده به روش مارکوف سوئیچینگ را نیز نشان می‌دهد. پس این مدل، از قدرت توضیح‌دهندگی خوبی برخوردار است، بطوری‌که نمودار مقادیر برازش شده مدل و نمودار مقادیر مشاهده شده رشد حجم پول، انطباق خوبی با هم دارند.



نمودار۱- قدرت برازش معادله برآورد شده به روش مارکوف سوئیچینگ

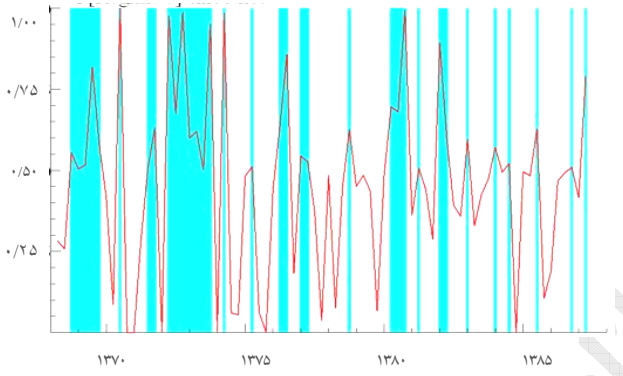
ماخذ: محاسبات نویسندگان



نمودار۲- احتمال هموار شده رژیم رکود در دوره تحت بررسی

ماخذ: محاسبات نویسندگان

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]



نمودار۳- احتمال هموار شده رژیم رونق در دوره تحت بررسی

ماخذ: محاسبات نویسندگان

در پایان باید گفت مدل مارکوف سوئیچینگ دارای رویکردهای مختلف؛ مانند ماتریس احتمال‌های گذار متغیر است که با استفاده از آن می‌توان علاوه بر در نظر گرفتن تغییرات رژیم در رفتار سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی، عوامل تأثیرگذار بر احتمال وقوع رکود یا رونق را در مدل وارد کرد که این می‌تواند موضوع مطالعات بعدی باشد.

٦-نتیجه‌گیری

با بهره‌گیری از ادبیات مربوط به قاعده تیلور غیرخطی، در این مطالعه یک رابطه برای عکس‌العمل بانک مرکزی نسبت به دو هدف خود، یعنی شکاف تولید و انحراف تورم از تورم هدف معرفی شد که بر اساس آن بانک مرکزی ایران نرخ رشد حجم پول را بر اساس این دو هدف تعیین می‌کند. برای به‌دست آوردن نرخ تورم هدف نیز از دو معیار میانگین تورم در دوره تحت بررسی و وقفه تورم (تورم دوره گذشته) استفاده شد که نتایج نشان دهنده این بود که معیار دوم به واقعیت نزدیکتر بوده و برآورد بهتری برای مدل ارائه می‌دهد.

نتایج برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ بیانگر این است که بانک مرکزی در دوره رونق بیشتر توجه خود را به انحراف تورم از تورم هدف معطوف می‌کند در حالی که در دوره رکود هدف افزایش فعالیت‌های اقتصادی برای بانک مرکزی از اهمیت بیشتری دارد. به گونه‌ای که برای رسیدن به این هدف، حاضر است هدف کنترل تورم را نادیده بگیرد.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

منابع و مآخذ

ابراهیمی، ایلناز (۱۳۸۹)؛ «طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای یک اقتصاد صادرکننده نفت»، *رساله دکتری*، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

خلیلی عراقی، منصور؛ شکوری، حامد؛ زنگنه، محمد (۱۳۸۸)؛ «تعیین قاعدهٔ بهینهٔ سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از تئوری کنترل بهینه»؛ *مجله تحقیقات اقتصادی*، پاییز ۱۳۸۸، ۴۴ (۸۸)، ۶۹-۹۴.

درگاهی، حسن؛ شربت‌اوغلی، رؤیا (۱۳۸۹)؛ «تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه»؛ *مجله تحقیقات اقتصادی*، زمستان ۱۳۸۹، ۴۵ (۹۳)، ۱-۲۷.

Adema, Y., (2003). "*A Taylor rule for the euro area based on quasi-real time data*," Netherlands Central Bank, Research Department.

Bec, F. et al., (2002). "*Asymmetries in monetary policy reaction function: evidence for the U.S., French and German Central Banks*". Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics, v. 6, n. 2, 2002.

Bec, F., Salem, M. & Collard, F., (2000). "*Nonlinear economic policies: Pitfalls in theLucas critique empirical counterpart*". In Econometric Society World Congress.

Blinder, A.S., (2000). "*Central Bank Credibility: Why Do We Care? How Do We Build It?*" The American Economic Review v. 90:5, 1421-1431

Blinder, A.S.,., (1998). "*Central Banking in theory and practice*". Massachusetts: The MIT Press, 1998.

Bruinshoofd, W. & Candelon, B., (2004). "*Nonlinear monetary policy in Europe: fact ormyth?*," Netherlands Central Bank, Research Department.

Bryant, R.; Hooper, P., & Mann, C. (1993). "*Evaluating Policy Regimes: New Researchin Empirical Macroeconomics*". Brookings, Washington DC.

Castro, V., (2008). "*Are Central Banks following a linear or nonlinear (augmented) Taylorrule?*," University of Warwick, Department of Economics.

Clarida, R. et al., (1997). "*Monetary policy rules in practice: some international evidence*". Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1997. (Working Paper, 6254).

Clarida, R. et al., (2000). "*Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory*". Quarterly Journal of Economics, v. 115, n. 1, 2000.

Cukierman, A., (2000). "*The inflation bias result revisited*". Tel-Aviv University, 2000. Mimeo.

Cukierman, A., (2004). "*Nonlinearities in Taylor Rules–Causes, Consequences and Evidence*". In Keynote Lecture Presented at the 19th Economic Annual Meeting ofthe Central Bank of Uruguay.

Cukierman, A., Gerlach, S., (2003). "*The inflation bias revisited: theory and some international evidence*". The Manchester School, v. 71, n. 5, 2003.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

Cukierman, A., Muscatelli, A., (2003). "*Do Central Banks have precautionary demands for expansions and for price stability? Theory and evidence*". Tel-Aviv University, 2003. Mimeo.

Cukierman, A., Muscatelli, A., (2008). "*Nonlinear Taylor rules and asymmetric preferences in Central Banking: evidence from the United Kingdom and the United States*". *The B.E. Journal of Macroeconomics*, v. 8, n. 1, 2008.

Daving, T., Doh, T. (2009). "*Monetary Policy Regime Shifts and Inflation Persistence*". Research Working Paper n. RWP 08-16, 2009.

Dolado, J. J et al., (2004). "*Nonlinear monetary policy rules: some new evidence for the US*". Nonlinear Dynamics and Econometrics, v. 8, n. 3, 2004.

Dolado, J. J et al., (2005). "*Are monetary-policy reaction functions asymmetric? The role of nonlinearity in the Phillips curve*". European Economic Review, v. 49, n. 2, 2005.

Eo, Y., (2009). "*Bayesian Analysis of DSGE Models with Regime Switching*". MPRA paper n. 13910, 2009.

Foerster, A. T., (2011), "*Essays on Markov-Switching Dynamic Stochastic General Equilibrium Models*". Under supervision of Juan Rubio-Ramirez. Department of Economics, Duke University, 2011.

Gerlach, S., (2000). "*Asymmetric policy reactions and inflation*". Bank for International Settlements. 2000. Mimeo.

Hamilton, J. D. (1989). "*A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle*". Econometrica, 57(2), 357-384.

Henderson, D.; McKibbin, W.J.; (1993). "*A Comparison of Some Basic Monetary PolicyRegimes for Open Economies: Implications of Di erent Degrees of Instrument Adjustment and Wage Persistence*". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39, 221-318.

Ncube, M., Tshuma, M. M., (2010). "*Monetary Policy Conduct Based on-Nonlinear Taylor Rule: Evidence from South Africa*". African Development Bank Group. Working Papers Series N° 113, Tunis, Tunisia, 2010.

Nobay, A. R.; Peel, D. A., (2000). "*Optimal monetary policy with a nonlinear Phillips curve*". Economics Letters, v. 67, n. 2, 2000.

Orphanides, A.; Wieland, V., (1999). "*Inflation zone targeting*". European Economic Review, v. 44, n. 7, 1999.

Petersen, K., (2007). "*Does the Federal Reserve Follow a Nonlinear Taylor Rule?*", University of Connecticut, Department of Economics.

Surico, P., (2007). "*The Fed's monetary policy rule and U.S. inflation: The case of asymmetric preferences*". Journal of Economic Dynamics and Control, v. 31, n. 1, 2007.

Taylor, J. B., (1993). "*Discretion versus policy rules in practice*". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, v. 39, 1993.

Taylor, J.B. (Ed.), 1999. "*Monetary Policy Rules*". University of Chicago, Chicago.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]

Taylor, M.P. & Davradakis, E., (2006). "*Interest rate setting and inflation targeting: evidence of a nonlinear Taylor rule for the United Kingdom*". Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, v 10, Issue 4, 2006.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.7.8]