فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال پنجم، شماره‌ی ۱۷، بهار ۱۳۹۵
صفحات: ۱-۲۵

اثرات نامتقارن کل‌های پولی دیویژیا بر تورم در ایران: رویکرد بیزین روش چرخشی مارکوف

احمد جعفری‌صمیمی[۱]
امیرمنصور طهرانچیان[۲]
سامان قادری[۳*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۸/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۰/۲۹

چکیده

هدف مطالعه حاضر بررسی اثرات نامتقارن کل‌های پولی بر تورم در ایران است. پژوهش حاضر با تکیه بر نامتقارنی سیاست‌های پولی نسبت به موقعیت زمانی دوره‌های رکود و رونقی که سیاست پولی در آنها اجرا می‌شود به بررسی اثرات نامتقارن شکاف پولی بر تورم در رژیم‌های تورمی بالا و پایین می‌پردازد که در این راستا، با توجه به تنوع الگوی رفتاری در روند تورم ایران، تورم به‌عنوان یک فرآیند تغییر رژیم مارکوف مدل‌سازی شده است. پژوهش حاضر برخلاف مطالعات پیشین، به بررسی نقش سیاست‌های پولی بانک مرکزی در انتقال رژیم‌های تورمی بالا به پایین (و برعکس) با استفاده از رویکرد بیزین روش چرخشی مارکوف می‌پردازد. همچنین برای تبیین رفتار تورم ایران از الگوی P^* طی دوره زمانی ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۰:۲ استفاده‌شده است. علاوه بر این، در این پژوهش به دلیل نقش مهم تعریف حجم پول در اندازه‌گیری حجم پول و شکاف پولی، از کل‌های پولی جمع ساده و دیویژیا استفاده‌شده است. نتایج مطالعه حاضر، اثرات شکاف پولی در رژیم‌های تورمی مختلف را نامتقارن ارزیابی کرده و این اثرات در رژیم‌های تورم بالا ضعیف‌تر از رژیم‌های تورم پایین مشاهده گردید که در واقع مطابق انتظار نبود. دلایل این امر را می‌توان در وقفه‌های اثرگذاری سیاست‌های پولی، بی‌ثباتی تقاضای پول و مهمتر از آن کاهش سرعت در گردش پول به دلیل رکود حاکم بر اقتصاد ایران و افزایش فعالیت‌های سوداگرانه عنوان نمود. همچنین نتایج نشان می‌دهد که کل‌های پولی دیویژیا نسبت به جمع ساده هم در بیان نامتقارنی‌ها و هم در انتقال رژیم‌های تورمی شاخص مناسب‌تری است؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود بانک مرکزی با توجه به نامتقارن بودن اثرات سیاست‌های پولی در رژیم‌های تورم بالا و پایین، سیاست‌های متناسب با این رژیم‌ها اتخاذ نموده و از کل‌های پولی دیویژیا برای بررسی نقش پول در سیاست‌های اقتصاد کلان استفاده نماید.

کلیدواژه‌ها: اثرات نامتقارن، کل‌های پولی دیویژیا، تورم، روش چرخشی مارکوف، رویکرد بیزین

طبقه‌بندی JEL: C22 ,E31 ,E58 ,E42

۱. استاد گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران **Email:** jafarisa@umz.ac.ir
۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران **Email:** a.tehranchian@umz.ac.ir
۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه کردستان (*نویسنده مسئول) **Email:** saman_e82@yahoo.com

Archive of SID
www.SID.ir

۱. مقدمه

تورم به‌عنوان یکی از متغیرهای مهم اقتصادی در دنیای کنونی، همواره باعث نگرانی دولت‌مردان و صاحب‌نظران اقتصادی بوده است. در چارچوب مکاتب کلاسیک و پولیون، تورم پدیده‌ای پولی و انعکاسی از تغییرات رشد مستمر و بالای حجم پول است. در سال‌های اخیر در بیشتر کشورهای موردمطالعه (به‌ویژه با تورم نسبتاً پایین و باثبات)، ارتباط بین رشد حجم پول و تورم، ضعیف شده است و قدرت پیش‌بینی[1] تورم آینده بر اساس اثرگذاری رشد حجم پول، تضعیف‌شده است؛ در این خصوص به نتایج مطالعات استاک و واتسون[2] (۲۰۰۶) برای آمریکا و لنزا[3] (۲۰۰۶) برای منطقه یورو می‌توان اشاره کرد. از نظر اقتصاددانان کینزی جدید عدم تقارن در سیاست پولی را می‌توان به سه دسته تقسیم‌بندی کرد: الف) عدم تقارن در ارتباط با بُعد عمل سیاست پولی (مثبت و منفی) ب) عدم تقارن مربوط به‌اندازه عمل سیاست پولی (بزرگ و کوچک) و ج) عدم تقارن نسبت به موقعیت زمانی دوره‌های رکود و رونقی که سیاست پولی در آنها اتفاق می‌افتند. پژوهش حاضر با تکیه بر دسته سوم نامتقارنی‌ها به بررسی اثرات رشد حجم پول بر تورم می‌پردازد؛ بنابراین می‌توان گفت که رشد حجم پول، بسته به رژیم‌های تورمی بالا و پایین، اثرات نامتقارنی را بر تورم خواهد گذاشت و انتظار بر این است که این اثرات در رژیم‌های تورمی مختلف، یکسان نباشد. بر این اساس ممکن است رشد حجم پول، سیگنال‌های اخطار به‌موقع و مهمی را درباره‌ی خطر خروج اقتصاد از یک رژیم با ثبات قیمتی (یا هر رژیمی قیمتی) و انتقال آن به یک رژیم قیمتی دیگر ارائه دهد که در این مطالعه سعی شده است چنین فرضی برای اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور، با توجه به مطالعات ریکتس و رز[4] (۱۹۹۵) برای کشورهای G7، آیوسا[5] و همکاران (۲۰۰۳) برای اسپانیا و خمیری و بن علی[6] (۲۰۱۲) برای تونس که تورم را به‌عنوان یک فرآیند تغییر رژیم مارکوف مدل‌سازی نموده‌اند، فرض می‌شود که نرخ تورم به وسیله یک فرآیند تغییر رژیم، کنترل می‌شود و در آن، تورم از رژیم‌های با تورم پایین به رژیم‌های با تورم بالا تغییر می‌کند و برعکس.

در این تحقیق، بر اساس مطالعات فیلاردو[7] (۱۹۹۴)، کیم و نلسون[8] (۱۹۹۸) و عبیاد[9] (۲۰۰۳) فرض می‌شود که احتمالات انتقال، به سایر متغیرهای برون‌زای مدل، وابسته است. این طرز تفکر منجر به یک مدل‌سازی فرایند تورم می‌شود که نسبت به روش‌های خطی استاندارد که توسط بسیاری متون

1. Predictive power
2. Stock and Watson
3. Lenza
4. Ricketts and Rose
5. Ayuso
6. Khemiri and Ben Ali
7. Filardo
8. Kim and Nelson
9. Abiad

Archive of SID

www.SID.ir

به‌کار گرفته شده است، متفاوت باشد. به‌طوری‌که تورم به وسیله یک مدل تغییر رژیم مشخص می‌شود که در آن، اقتصاد بالقوه می‌تواند بین رژیم‌های نرخ تورم بالا و پایین تغییر کند. هدف از توسعه چنین مدلی، استخراج ارتباط بلندمدت بین رشد حجم پول و تورم می‌باشد، به‌طوری‌که امکان استفاده از یک شاخص اخطاردهنده تورم مبتنی بر حجم پول را برای سیاست‌گذاران فراهم می‌کند[۱]، به‌طوری‌که شاخص فوق در رژیم‌های متفاوت تورم، تغییر می‌کند.

این احتمال وجود دارد که در بعضی از رژیم‌های تورمی، حجم پول لزوماً برای پیش‌بینی تورم در دوره‌های آینده مفید نباشد. با این حال، رشد حجم پول نقش مهمی را در علامت‌دهی احتمالات تغییر اقتصاد از رژیم با تورم پایین به رژیم با تورم بالا ایفا می‌کند؛ با توجه به اینکه نتایج این شاخص، بر اساس رابطه گذشته بین رشد پول و تورم است، چنین رابطه‌ای، به احتمال زیاد تنها در داده‌های نمونه‌هایی یافت می‌شوند که در آن بانک مرکزی واکنش مناسب در برابر خطرات تورمی نداشته است و به‌طور کامل در ثابت نگه‌داشتن قیمت‌ها موفق نبوده است؛ به عبارت دیگر بر اساس مطالعه‌ی وودفورد[۲] (۱۹۹۴)، اگر بانک مرکزی در یک رفتار به‌موقع به خطرات تورمی آشکارشده به وسیله‌ی پول و دیگر نماگرها، واکنش نشان دهد و با موفقیت قیمت‌ها را تثبیت کند، احتمال دارد آزمون‌های تجربی، ضعف نماگرها را برای پیش‌بینی تورم آینده نشان دهند. در چنین حالت‌هایی، یک نماگر بهتر است همچون یک سیگنال هشداردهنده از خطرات تورمی ارزیابی شود تا اینکه همچون یک پیش‌بینی از تورم آینده به‌کارگرفته شود.

در اینجا، تعریف حجم پول نقش مهمی را در اندازه‌گیری حجم پول ایفا می‌کند[۳]. بانک‌های مرکزی کشورهای مختلف، روش یکسانی را به منظور تجمیع پولی در نظرگرفته‌اند. در روش مورد استفاده آنها، مؤلفه‌های پولی به صورت ساده با یکدیگر جمع می‌شوند. این شیوه به روش «جمع ساده[۴]» مشهور است. روش جمع ساده به دلیل ناتوانی در بیان تفاوت درجات خدمات (معاملات) پولی و ذخیره ارزش خدمات که به وسیله مؤلفه‌های پولی فراهم می‌شود، مورد نقد قرار گرفته است. فیشر (از پیشگامان نظریه اعداد شاخص) و بارنت[۵]، از جمله منتقدان روش فوق محسوب می‌شوند[۶]. با ارائه مفهوم هزینه

---

۱. که سهیلی و همکاران (۱۳۹۳) نیز نشان دادند که بانک مرکزی نسبت به تورم در جهت مخالف انتظار واکنش نشان داده است.

2. Woodford

۳. تعریف پول می‌تواند بر مبنای ابزار، وظایف و تعاریف قانونی (M1، M2 و ...) باشد.

4. Simple-sum

5. Barnett

۶. از جمله انتقادهای مهم وارد به روش جمع ساده را می‌توان به صورت زیر برشمرد: ۱) این روش در تجمیع پولی، تابع مطلوبیت تقاضا برای دارایی‌های پولی را در نظر نمی‌گیرد. ۲) نتایج عرضه و تقاضای پول بی‌ثبات خواهند بود و در تعاریف گسترده پول، نتایج ابهام بیشتری خواهند داشت. ۳) این روش نمی‌تواند در بین دارایی‌های مختلف فرق بگذارد و رفتارش با همه آنها یکسان است. ۴) در بسیاری از مطالعات تجربی، ضعف توان شاخص جمع ساده در پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی، از جمله تولید و تورم، آشکارشده است. ۵) بلونجیا (۱۹۹۶) و اندرسون و همکاران (۱۹۹۷) معتقدند که به علت گستردگی در تعریف پول و اقلام وسیعی که در آن

Archive of SID

www.SID.ir

استفاده از پول[1] توسط بارنت، امکان استفاده از شاخص دیویژیا به منظور محاسبه حجم پول اقتصاد فراهم شد. شاخص جدید دیویژیا، سبد دارایی‌های مختلف پولی را در تابع مطلوبیت مصرف‌کننده در نظر می‌گیرد و تخمینی از یک تابع غیرخطی بر حسب مقادیر و قیمت‌های مؤلفه‌ها است. مطالعاتی از قبیل بلونجیا[2] (۱۹۹۶)، اندرسون[3] و همکاران (۱۹۹۷)، لوکاس (۲۰۰۰)، شانک[4] (۲۰۰۱)، استراکا[5] (۲۰۰۴)، دوکا و ون هووس[6] (۲۰۰۴)، دراک و میلز[7] (۲۰۰۵)، بلونجیا و ایریلند[8] (۲۰۰۶)، الگر[9] و همکاران (۲۰۰۶)، بینر[10] و همکاران (۲۰۰۹) و بینر و همکاران (۲۰۱۰)، استفاده از شاخص‌های پولی دیویژیا را در مقایسه با شاخص جمع ساده پیشنهاد می‌دهند. تغییر و تحولات اتفاق افتاده در استفاده از دارایی‌های پولی که ناشی از تغییر مقررات، نوآوری‌های مالی و ترجیحات مصرف‌کنندگان است، به نحو بهتری در شاخص پولی دیویژیا مطرح می‌شود، در حالی‌که شاخص جمع ساده این تحولات را نشان نمی‌دهد؛ بنابراین، معیارهای پولی دیویژیا برای بررسی نقش پول در اقتصاد کلان، معیارهای مناسب‌تری به نظر می‌رسند.

از جمله مهم‌ترین عوامل و ریشه‌های تورم در اقتصاد ایران می‌توان به موارد زیر اشاره کرد: تأمین کسری بودجه دولت از طریق استقراض از بانک مرکزی یا از طریق فروش درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت به بانک مرکزی باعث افزایش پایه پولی و به‌تبع آن افزایش حجم نقدینگی، افزایش قیمت حامل‌های انرژی و حذف یارانه‌های صنعتی و صنفی پس از اجرای سیاست‌های تعدیل، افزایش ریسک مربوط به فعالیت‌های مولد اقتصادی، به هم خوردن عرضه و تقاضا در بازار، افزایش هزینه دستمزد و یا سایر عوامل، عدم وجود انضباط مالی و اعمال سیاست‌های انبساطی پولی برای فعالیت‌های غیرمولد و یا کم بازده، ضعف در مدیریت خصوصاً مدیریت ارز و کاهش ارزش پول و بالأخره افزایش قیمت‌های جهانی (حسینی نسب و رضاقلی‌زاده، ۱۳۸۹). شایان ذکر است که باوجوداینکه تأثیر عوامل مختلف بر تورم ایران در پژوهش‌های مختلف تأییدشده است، اما می‌توان گفت که تقریباً درباره‌ی تأثیر مسلط پول بر تورم، توافق کلی وجود دارد که مطالعاتی از قبیل نیلی (۱۳۶۴)، داودی (۱۳۷۶)، جلالی نائینی (۱۳۷۶)، افشین‌نیا (۱۳۷۷)، نظیفی (۱۳۷۹)، کازرونی و اصغری (۱۳۸۱)، اسلامی بیدگلی و باجلان (۱۳۸۷)،

قرارگرفته‌اند، استفاده از جمع ساده برای تعریف پول، با تئوری‌های اقتصاد خرد ناسازگار است. ۶) بارنت (۱۹۸۰) بیان می‌کند که جمع ساده مؤلفه‌ها تنها زمانی توجیه‌پذیر است که این مؤلفه‌ها جانشین کامل یکدیگر باشند.

1. User cost
2. Belongia
3. Anderson
4. Schunk
5. Stracca
6. Duca and VanHoose
7. Drake and Mills
8. Belongia and Ireland
9. Elger
10. Binner

Archive of SID

www.SID.ir

حسینی و محتشمی (۱۳۸۷) تورم در ایران را پدیده‌ای پولی قلمداد کرده‌اند. ازآنجاکه تورم از عوامل مختلف اقتصادی و غیراقتصادی تأثیر می‌پذیرد، تنوع الگوی رفتاری در روند تورم ایران قابل دفاع است؛ بنابراین، تورم به‌عنوان یک فرآیند تغییر رژیم مارکوف مدل‌سازی شده و فرض می‌شود که نرخ تورم به وسیله یک فرآیند تغییر رژیم، کنترل و هدایت می‌شود. بنابراین، با توجه به تورم بالا در اقتصاد ایران در چند دهه‌ی اخیر، یکی دیگر از سؤالاتی که در این مطالعه بررسی می‌شود، نقش سیاست‌های پولی بانک مرکزی در انتقال رژیم‌های تورمی بالا به پایین (و برعکس) می‌باشد. همان‌طور که پیش‌تر بیان شد، تعاریف مختلف از پول (جمع ساده و دیویژیا) می‌تواند نتایج و تفسیرهای متفاوتی را در تبیین و مدل‌سازی تورم به وجود آورد. از این رو، در این پژوهش، به ارزیابی کل‌های پولی دیویژیا و جمع ساده در مدل‌سازی تورم ایران با استفاده از الگوی تغییر رژیم مارکوف، به منظور دست‌یابی به شاخص پولی مناسب در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی، پرداخته می‌شود. همچنین، اثرات نامتقارن کل‌های پولی دیویژیا و جمع ساده بر تورم، در رژیم‌های تورم بالا و پایین اقتصاد ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲. مبانی نظری اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی

در ادبیات موضوع سه دلیل اصلی برای آثار نامتقارن سیاست‌های پولی در وضعیت‌های متفاوت اقتصادی می‌توان یافت: وجود کانال اعتباری انتقال پولی[1]، تعدیل نامتقارن قیمت‌ها و دستمزدها[2] (بال و منکیو[3]، ۱۹۹۴ و کازین و توبر[4]، ۲۰۰۴) و تغییرات سرعت گردش پول (استرلا و مشکین[5]، ۱۹۹۷).

۲-۱. کانال اعتباری انتقال پولی

کانال اعتباری از فرض عدم تقارن اطلاعات نشأت گرفته و موجب تحمیل هزینه اضافی به بنگاه در صورت تأمین مالی بیرونی می‌شود. در وضعیت رونق اقتصادی جریان نقدی و دارایی خالص بنگاه‌ها زیاد است، در نتیجه بنگاه‌ها کمتر به تسهیلات بانکی وابسته هستند و هزینه اضافی تأمین مالی بیرون از بنگاه ناچیز است. در وضعیت رکود اقتصادی و وخیم شدن تراز بنگاه‌ها جریان نقدی کمتر بوده و هزینه اضافی تأمین مالی بیرونی افزایش می‌یابد. در چنین موقعیتی سیاست‌های پولی می‌تواند اثر قوی‌تری بر اقتصاد واقعی داشته باشد. با استناد به ادعای طرفداران کانال اعتباری، سیاست‌های پولی نه تنها بر نرخ بهره تأثیر می‌گذارد، بلکه می‌تواند بر میزان هزینه اضافی تأمین مالی بیرونی مؤثر باشد (برنانکه و گرتلر، ۱۹۹۵ و برنانکه و بلایندر، ۱۹۸۸).

1. Credit Channel of Monetary Transmission
2. Asymmetric Adjustment of Prices and Wages
3. Ball and Mankiw
4. Kuzin and Tober
5. Estrella and Mishkin

Archive of SID

www.SID.ir

۲-۲. تعدیل نامتقارن قیمت‌ها و دستمزدها

چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدهای اسمی مبنای بسیاری از تئوری‌ها برای توجیه نوسانات اقتصادی است. اقتصاددانان اغلب بحث می‌کنند که این چسبندگی‌ها نامتقارن هستند. توبین (۱۹۷۲) اظهار می‌دارد که قیمت‌ها هنگام افزایش در مقایسه با زمان کاهش از انعطاف بیشتری برخوردار هستند. بال و منکیو (۱۹۹۴) بیان می‌کنند که بنگاه تغییرات قیمتی را به‌طور منظم برنامه‌ریزی نموده و با پرداخت هزینه فهرست بهای جدید می‌تواند تغییرات معینی را در پاسخ به تکانه‌ها ایجاد نماید. با روند تورم تکانه‌های مثبت در مقایسه با تکانه‌های منفی موجب تغییرات بزرگتر در قیمت تعادلی خواهد شد. چسبندگی رو به پایین دستمزدهای اسمی می‌تواند به علت سیاست دستمزد کارایی باشد. با فرض منحنی فیلیپس محدب، سیاست‌های پولی در وضعیت رکود بر تولید اثر بیشتر و بر تورم اثر کمتری دارد. همچنین، سیاست‌های پولی در هنگام رونق اثر کمتری بر تولید و اثر بیشتری بر تورم دارد.

۲-۳. تغییرات سرعت گردش پول

در اقتصادهای رقابتی و باثبات و پیشرفته به خاطر انضباط پولی و ثبات انتظارات تورمی و نرخ‌های بهره پایین و کم‌نوسان، سرعت گردش پول تقریباً ثابت در نظر گرفته می‌شود و اهمیت تحلیلی آن کاهش می‌یابد. در نظریه مقداری پول با ثابت فرض کردن سرعت گردش پول و نرخ رشد تولید، رشد سطح عمومی قیمت‌ها تابع رشد نقدینگی در نظر گرفته می‌شود و گفته می‌شود که سرعت گردش پول اگر تغییرات تدریجی هم داشته باشد، مستقل از متغیرهای پولی و قیمت است؛ بنابراین کینزی‌های انگلیس نسبت به نظریه مقداری به خاطر اینکه در آن سرعت گردش پول اهمیت رفتاری ندارد، انتقاد داشتند. از جمله کلاین[1] (۱۹۷۰) آنچه را در نظریه مقداری به‌عنوان سرعت گردش پول ثابت در نظر گرفته می‌شود، مفهومی کلی، مبهم و جعلی می‌دانست. همچنین کالدور اظهار می‌دارد که سرعت گردش پول نه تنها مستقل از عرضه پول و حجم پرداخت‌های پولی نیست، بلکه انعکاسی از تغییرات آن دو است. لیدلر[2] (۱۹۹۱) نیز حساسیت سرعت گردش پول به تورم‌های بالا و انتظار تورمی را مهم ارزیابی می‌کند و معتقد است در صورت بروز تورم‌های بالا، سرعت گردش پول می‌تواند طوری تعدیل شود و از خود انعطاف نشان دهد تا افزایش‌های قابل‌ملاحظه قیمت‌ها بدون انبساط پولی و افزایش پایه پولی یا ضریب فزاینده امکان‌پذیر شود، اما برعکس اگر انتظارات تورمی رو به کاهش گذارد، این امکان وجود دارد که با انبساط قابل‌ملاحظه پول سطح عمومی قیمت‌ها افزایش نیابد؛ بنابراین سرعت گردش پول موضوعی بسیار مهم و درعین‌حال دارای مفهومی گسترده و پیچیده است. نکته بسیار مهم دیگری که باید به آن توجه شود این است که در ایده نئوکلاسیک که تقاضا برای پول صرفاً به تقاضای معاملاتی پول محدود می‌شود، مفهوم سرعت گردش پول نسبتاً مفهوم ساده‌ای است، اما وقتی تقاضای سوداگرانه پول به

1. Klein
2. Laidler

Archive of SID

www.SID.ir

تقاضای معاملاتی پول اضافه شود، مفهوم سرعت گردش پول را بسیار پیچیده می‌کند و تفاوت میان سرعت درآمدی گردش پول و سرعت معاملاتی آن را زیاد می‌کند.

۳. مدل‌سازی تورم ایران

الگوی معروف P^* یکی از الگوهای فراوان برای تبیین و مدل‌سازی تورم است که مبنای این الگو، منحنی سنتی فیلیپس است که لورنس[1] (۱۹۸۸) بیان می‌کند که الگوی P^* قدرت پیش‌بینی بالایی به‌ویژه در کشورهایی که ریشه تورم در آنها عموماً پولی تلقی می‌شود دارد. به همین دلیل می‌توان از این الگو در مورد اقتصاد ایران بهره گرفت.

نقطه شروع مبانی نظری، رابطه تورم و بیکاری بر اساس نظریه فیلیپس است:

$$\pi_{t+1} = \pi^{e}_{t+1,t} + \alpha_y (y_t - y^*_t) + \alpha_z z_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \qquad (۱)$$

در این معادله π_t نرخ تورم سالانه، $\pi^{e}_{t+1,t}$ تورم انتظاری در سال t برای سال $t+1$، y_t تولید بالفعل، y^*_t تولید بالقوه، $y_t - y^*_t$ شکاف تولید و z_t متغیر برون‌زا از قبیل متغیرهای برونزای طرف عرضه است[2] و α_y بزرگتر از صفر هست.

در الگوهای P^* که اولین بار توسط هالمن و همکاران (۱۹۹۱) معرفی شد، به جای شکاف تولید از شکاف قیمت $(p_t - p^*_t)$ با علامت منفی استفاده می‌شود و معادله به شکل زیر تصریح می‌شود:

$$\pi_{t+1} = \pi^{e}_{t+1,t} - \alpha_p (p_t - p^*_t) + \alpha_z z_{t+1} + \varepsilon_{t+1},\ \alpha_p > 0 \qquad (۲)$$

بنابراین، در الگوی P^*، شکاف قیمتی به عنوان یک عامل کلیدی برای تعیین سطح تورم محسوب می‌گردد. در این الگو، p^* سطح قیمت در تعادل بلندمدت است. باید توجه داشت که p^*_t در این سطح از قیمت (سطح تعادل بلندمدت) با حجم پول جاری و تولید بالقوه به دست می‌آید و سرعت گردش پول در سطح تعادلی بلندمدت خود قرار خواهد داشت. ازاین‌رو، P^* به شرح زیر تعریف می‌گردد.

$$p^*_t \equiv m_t + v^*_t - y^*_t \qquad (۳)$$

1. Lawrence

۲. برای مثال می‌توان از رشد درآمدهای نفتی و یا رشد نرخ ارز بازار غیررسمی به عنوان متغیرهای طرف عرضه استفاده کرد.

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن m_t حجم پول (که در مطالعات تجربی معمولاً M2 و M3 است)، $v_t \equiv p_t + y_t - m_t$ سرعت گردش پول و v_t^* سرعت گردش پول در تعادل بلندمدت است (گرلاچ و سونسون[1]، ۲۰۰۳). از مشکلات این الگو عدم انعکاس پایه‌های خردی آن می‌باشد. با این وجود، این الگو برای محاسبه رفتار قیمتی مورد استفاده قرار گرفته و علاوه بر آن، برخی از طرفداران هدف‌گذاری پولی از الگوی P^* جهت سیاست‌گذاری در تعیین حجم پول مورد هدف در اقتصاد، استفاده می‌نمایند. به همین دلیل از P^* برای تبیین رفتار تورم استفاده می‌شود.

سونسون (۲۰۰۰)، الگوی P^* را بر اساس شکاف حقیقی پول بیان می‌کند، $(\tilde{m}_t^* - \tilde{m}_t)$، به‌طوری‌که $\tilde{m}_t \equiv m_t - p_t$ تراز حقیقی پول می‌باشد.

$$\tilde{m}_t^* = \tilde{m}_t - p_t^* = y_t^* - V_t^* \qquad (۴)$$

تراز حقیقی پول همواره در تعادل بلندمدت است، زیرا از شکاف تراز پولی و قیمت حاصل‌شده است.

$$\tilde{m}_t - \tilde{m}_t^* = (m_t - p_t) - (m_t - p_t^*) = -(p_t - p_t^*) \qquad (۵)$$

پس الگوی P^* می‌تواند به شرح زیر نوشته شود:

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1,t}^e + \alpha_m(\tilde{m}_t - \tilde{m}_t^*) + \alpha_z z_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad , \ \alpha_m = \alpha_p > 0 \qquad (۶)$$

باید توجه داشت که برای پیش‌بینی تورم در الگوی P^*، به جای شکاف تولید در منحنی فیلیپس سنتی، شکاف پولی در نظر گرفته‌شده است. معادله تورم برای دوره t به شرح زیر به دست می‌آید:

$$\pi_t = \pi_{t,t-1}^e + \alpha_m(\tilde{m}_{t-1} - \tilde{m}_{t-1}^*) + \alpha_z z_t + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

همچنین برای عملیاتی کردن مفهوم شکاف حجم پول، باید تابع تقاضای پول تخمین زده شود. همانند بسیاری دیگر از مطالعات اقتصادسنجی روی تقاضای پول از قبیل سونسون (۲۰۰۰) و گرلاچ و سونسون (۲۰۰۳)، گونزالز و دیگران (۲۰۰۹) و نیز عزیزی (۱۳۸۹)، فرض می‌شود که تابع تصحیح خطا به شکل زیر باشد:

1. Gerlach and Sevensson

Archive of SID

www.SID.ir

$$\Delta\tilde{m}_{t+1} = K_0 - K_m[\tilde{m}_t - k_y y_t + k_i(i_t^l - i_t)] - K_\pi(\pi_{t+1} - \hat{\pi}_{t+1}) + K\Delta\tilde{m}_t + \varepsilon_{t+1} \quad (۸)$$

که در آن i_t^l بازدهی اوراق قرضه با سررسید بلندمدت است. i_t نرخ بهره کوتاه مدت و $K_i, K_y, K_m > 0$ و ε_t شوک تقاضای پول و دارای توزیع نرمال است. برای اندازه‌گیری هزینه فرصت نگهداری پول از شکاف میان نرخ بهره کوتاه مدت و بلندمدت، $i_t^l - i_t$، استفاده گردیده است.

۴. نتایج تخمین

در تحقیق حاضر، گردآوری آمار و اطلاعات بر اساس روش کتابخانه‌ای صورت پذیرفته و داده‌های فصلی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای دوره ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۰:۲ مورداستفاده قرار گرفته است.

۴-۱. محاسبه کل‌های پولی

اغلب بانک‌های مرکزی کشورها، روش کل‌های پولی جمع ساده را جهت محاسبه کل‌های پولی در نظر می‌گیرند. در این روش مؤلفه‌های پولی به‌صورت ساده، با یکدیگر جمع می‌شوند.

$$M_t = \sum_{i=1}^{n} x_{it} \quad (۹)$$

که x_{it} iام مؤلفه پولی از تجمیع[1] در زمان t است (سرلتیس و یوریتسکایا[2]، ۲۰۰۷).

هدف از کل‌های پولی دیویژیا این است که وزن مؤلفه دارایی‌ها از تجمیع پولی، براساس خدماتی که در معاملات انجام می‌دهند تعیین شود. این وزن‌ها تابعی از نرخ بهره دارایی‌ها هستند. محاسبات بر اساس تخمین تورنکویست- تایل در زمان گسسته برای شاخص مقداری دیویژیا:

$$log\, MD_t - log MD_{t-1} = \sum_{i=1}^{n} \bar{S}_{it}\,(ln\, x_{i,t} - ln\, x_{i,t-1}) \quad (۱۰)$$

که در این‌جا MD_t شاخص مقداری دیویژیا در زمان t است.

$\bar{S}_{it} = \frac{1}{2}(S_{it} + S_{i,t-1})$: متوسط مخارج صرف شده بر خدمات پولی از دارایی i در دوره جاری و قبلی است. همچنین S_{it} سهم مخارج دارایی iام در طول دوره t است که به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

1. Monetary component of aggregate
2. Serletis & Uritskaya

Archive of SID

www.SID.ir

$$S_{it} = \frac{\pi_{it} x_{it}}{\sum_{k=1}^{n} \pi_{kt} x_{kt}} \qquad (۱۱)$$

که در آن π_{it} هزینه استفاده[1] از دارایی پولی است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\pi_{it} = \frac{R_t - r_{it}}{1 + R_t} \qquad (۱۲)$$

که R_t نرخ بهره دارایی معیار[2] و r_{it} نرخ بهره دارایی پولی iام است (آلخاریف و بارنت[3]، ۲۰۱۲، بارنت و شوونت[4]، ۲۰۱۰).

با فرض پورتفلیوی تعادلی و تحت فرض حداکثرسازی مطلوبیت توسط مصرف‌کننده، خدمات پولی یک دارایی را می‌توان با هزینه استفاده از آن دارایی معادل گرفت. بارنت (۱۹۹۰) بیان می‌دارد که هزینه استفاده از دارایی iام در زمان t، در واقع هزینه فرصت نگهداری یک واحد از دارایی iام در زمان t است.

۴-۲. نتایج تخمین الگوی P^*

برای تحلیل تجربی روابط بلندمدت و اثرات متقابل میان متغیرهای تحقیق، مدل موردنظر با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها[5] که توسط پسران[6] و همکاران (۲۰۰۱) ارائه گردید، تخمین زده شده است. در ابتدا، برای تعیین روابط بلندمدت بین متغیرها از الگوی خودرگرسیون توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده می‌شود و برای جلوگیری از کاذب بودن رگرسیون، بایستی پایایی متغیرها بررسی گردند. در جدول (۱) نتایج آزمون ریشه واحد ADF، PP و نیز آزمون ریشه واحد زیووت و اندروز[7] (۱۹۹۲) با توانایی لحاظ نمودن یک شکست ساختاری درون‌زا و آزمون ریشه واحد لامزداین و پاپل[8] (۱۹۹۷) با توانایی لحاظ نمودن دو شکست ساختاری درون‌زا ارائه شده است. با توجه به اینکه درجه جمعی داده‌ها همسان نمی‌باشد، از روش آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌شود.

1. User cost
2. Benchmark asset
3. Alkhareif and Barnett
4. Chauvet
5. Bounds Test
6. Pesaran
7. Zivot and Andrews (ZA)
8. Lumsdaine and Papell (LP)

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱: نتایج آزمون‌های ریشه واحد

	ADF	PP	ZA	LP
$\ln NSm2_t$	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)
$\ln NDm2_t$	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)
INF_t	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)
$\ln GDP_t$	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)

در جدول (۲) مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها ارائه شده است. به تبعیت از قاتیرچی‌اغلو[1] (۲۰۰۹) و با توجه به‌قاعده مطالعات تجربی برای کمتر از ۸۰ داده، برای آماره F از مقادیر بحرانی نارایان (۲۰۰۵) استفاده شده است.

جدول ۲: مقادیر بحرانی روش مدلسازی ARDL

K=4	0/10 $I(0)$ ـــــــ $I(1)$		0/05 $I(0)$ ـــــــ $I(1)$		0/01 $I(0)$ ـــــــ $I(1)$	
F_V	۲,۸۷۹	۴,۱۱۴	۳,۴۲۶	۴,۷۹۰	۴,۷۰۴	۶,۵۳۷

مقادیر بحرانی آماره F توسط نارایان (۲۰۰۵) تعیین شده است. K تعداد متغیرها در مدل ARDL است.

در جدول (۳) نتایج آزمون کرانه‌ها ارائه‌شده است. آماره‌های به‌دست‌آمده از این آزمون با مقادیر بحرانی جدول (۵) مقایسه می‌شود. اگر آماره محاسباتی بزرگتر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه جمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت را رد نمود. برعکس اگر آماره آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پایین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد نمود. نهایتاً اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص می‌باشد. مشاهده می‌شود که آماره F در سطح معنی‌داری ۵ درصد بزرگتر از مقادیر بحرانی جدول نارایان (۲۰۰۵) می‌باشند. بنابراین می‌توان گفت که در سطح معنی‌داری ۵ درصد آزمون کرانه‌ها مؤید وجود رابطه همجمعی میان متغیرهای مدل است و ازاین‌رو وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها را نمی‌توان رد نمود.

1. Katircioglu

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۳: آزمون کرانه‌ها جهت بررسی روابط هم جمعی

	Lag	F
$F(\ln NSm2_t \mid \ln GDP_t, INF_t)$	۱	۴,۹۷۸۶***
$F(\ln NDm2_t \mid \ln GDP_t, INF_t)$	۱	۴,۹۹۱۵***

در جدول شماره (۴) تخمین رابطه بلندمدت مدل ARDL آورده شده است.

جدول ۴: تخمین رابطه بلندمدت با استفاده از روش ARDL

ARDL (1,0,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب‌شده است. متغیر وابسته $\ln NSm2_t$ می‌باشد.				
$\ln GDP_t$	۱/۷۸۸	۰/۲۲۲	۸/۰۴۸	(۰/۰۰۰)
INF_t	−۰/۰۲۸	۰/۰۰۸	−۳/۲۲۸	(۰/۰۰۲)
C	−۱۱/۱۱۰	۲/۵۱۸	−۴/۴۱۱	(۰/۰۰۰)
ARDL (1,1,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب‌شده است. متغیر وابسته $\ln NDm2_t$ می‌باشد.				
$\ln GDP_t$	۱/۳۹۵	۰/۱۵۰	۹/۲۶۲	(۰/۰۰۰)
INF_t	−۰/۰۱۵	۰/۰۰۵	−۲/۸۸۷	(۰/۰۰۵)
C	−۷/۶۵۵	۱/۷۳۵	−۴/۴۰۹	(۰/۰۰۰)

همان‌طور که در جدول بالا نشـان داده شـده اسـت برای به‌دست آوردن $\tilde{m}_t^*$ ، ضریب k_y و k^* برآورد گردید. با کمک رابطه $\tilde{m}_t^* = k_y Y_t^* + k^*$ میزان حجم $\tilde{m}_t^*$ به دسـت می‌آید. k^* ثابت بوده و برابر بـا منهـای جز k_i در تورم اسـت. Y_t^* نیز تولیـد نـاخالص بالقوه اسـت که به وسـیله فیلتر هودریک‌پرسکات تخمین زده شده است.

بنابراین با کمک تفاضل لگاریتمی $\tilde{m}_t^*$ و $\tilde{m}_t$ شکاف پول به دست می‌آید.

پس الگوی P^* می‌تواند به صورت زیر تخمین زده شود:

$$\pi_t = \alpha_\pi \pi_{t,t-1}^e + \alpha_m (\tilde{m}_{t-1} - \tilde{m}_{t-1}^*) + \alpha_z z_t + \varepsilon_t \qquad (۱۳)$$

z_t متغیر برون‌زا از قبیل متغیرهای برون‌زای طرف عرضه است که در این مطالعه برای این منظور از متغیر رشد درآمد نفت به قیمت ثابت به‌عنوان متغیرهای طرف عرضه استفاده‌شده است.

باید توجه داشـت که در الگوی P^*، به جای شـکاف تولید در منحنی فیلیپس سنتی، شکاف پولی در نظر گرفته‌شـده اسـت. در این مطالعه با توجه به این‌که در ایران آمار مربوط به تورم هدف‌گذاری شده موجود نمی‌باشد، در مدل، تورم یک دوره قبل را به‌عنوان تورم انتظاری در نظر گرفته می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

۵. روش چرخشی مارکوف

به منظور بررسی نحوه اثرگذاری افزایش حجم پول بر روی تورم، ابتدا در الگوی چرخشی مارکوف فرض می‌شود که رشد سطح قیمت‌ها (Δp_t)، از فرآیند اتورگرسیون مرتبه p رابطه‌ی (۱۴) پیروی می‌کند:

$$\Delta p_t = c(S_t) + a_1(S_t)\Delta p_{t-1} + \cdots + a_p(S_t)\Delta p_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (۱۴)$$

اگر S_t یکی از M ارزش متفاوت نماینده به وسیله‌ی عدد صحیح $1,2,3,\ldots,M$ را بگیرد، رابطه‌ی (۱۲) ترکیبی از M الگوی خودرگرسیون را نشان می‌دهد. در یک مورد دو رژیمی، الگوی (۱۶) وضعیت تورم پایین (هنگامی‌که $S_t = 1$) را به خوبی تورم بالا (هنگامی‌که $S_t = 2$) در متغیر رشد سطح قیمت‌ها نشان می‌دهد. بنابراین یک رشد سطح قیمت‌های پایین می‌تواند به صورت رابطه‌ی (۱۵) نشان داده شود:

$$\Delta p_t = c_1 + a_{11}\Delta p_{t-1} + \cdots + a_{p1}\Delta p_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (۱۵)$$

درحالی‌که اگر رشد سطح قیمت‌ها بالا باشد، به صورت رابطه‌ی (۱۶) مدل‌سازی می‌شود:

$$\Delta p_t = c_2 + a_{12}\Delta p_{t-1} + \cdots + a_{p2}\Delta p_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (۱۶)$$

پارامترهای فرآیند شرطی، به یک رژیم که فرض شده است تصادفی و غیرقابل مشاهده باشد وابسته می‌باشند. بنابراین به منظور ($i = 2$) تشریح کامل فرآیند خلق داده، تشریح فرمول‌بندی فرآیند خلق رژیم لازم می‌باشد. با فرض دو رژیم، رژیم‌ها به وسیله متغیر پنهان S_t نشان داده می‌شود، به طوری‌که S_t وابسته به وضعیت اقتصاد بوده و دوره‌های رکود مقدار صفر و در دورهای رونق مقدار یک را می‌گیرد.

۵-۱. رویکرد بیزین روش چرخشی مارکوف

انتقال بین رژیم‌ها به وسیله‌ی یک فرآیند مارکوف مرتبه اول معرفی‌شده به وسیله‌ی همیلتون (۱۹۸۹) کنترل می‌شود و به صورت رابطه‌ی (۱۷) است:

$$\begin{aligned} P(s_t = 0/s_{t-1} = 0) &= p_{00} \\ P(s_t = 0/s_{t-1} = 1) &= 1 - p_{00} \\ P(s_t = 1/s_{t-1} = 0) &= 1 - p_{11} \\ P(s_t = 1/s_{t-1} = 1) &= p_{11} \end{aligned} \qquad (۱۷)$$

Archive of SID

www.SID.ir

در رابطه‌ی (۱۹)، رژیم رایج S_t به رژیم دوره‌ی گذشته S_{t-1} وابسته است، به علاوه p احتمال آنکه اقتصاد در زمان t، از وضعیت یک (یا صفر) به وضعیت صفر (یا یک) تغییر کند را نشان می‌دهد. این احتمالات انتقال را می‌توان در یک ماتریس (2×2) به‌صورت $\begin{bmatrix} p_{00} & 1-p_{11} \\ 1-p_{00} & p_{11} \end{bmatrix}$ خلاصه کرد که در آن مجموع احتمالات برابر یک است. بر طبق نظر کای[1] (۱۹۹۴) و هنری[2] (۲۰۰۹)، با فرض اینکه احتمالات انتقال اولیه ثابت باشد، فرم تابعی آن‌ها به صورت رابطه‌ی (۱۸) است:

$$p_{00} = \frac{e(\theta_0)}{1+e(\theta_0)} \quad \text{and} \quad p_{11} = \frac{e(\partial_0)}{1+e(\partial_0)} \qquad (۱۸)$$

روش تخمین حداکثر راست نمایی (ML)[3] روابط فوق، بر اساس الگوریتم حداکثرسازی انتظار (EM)[4] می‌باشد (همیلتون، ۱۹۸۹). ضعف این مدل فرض محدودکننده احتمالات انتقال ثابت است و به نظر می‌رسد که احتمالات انتقال وابسته به متغیرهای اقتصادی هستند؛ و رویکرد بیزینی داشته باشند، به‌طوری‌که باوجودآنکه مدت‌های انتظاری[5] رکود و رونق می‌توانند متفاوت باشند، اما مجبورند در طول زمان ثابت باشند. این الگوها به «الگوهای چرخشی با احتمالات انتقال متغیر زمانی[6]» (MS-TVTP) نام‌گذاری شده‌اند. بر طبق نظر فیلاردو و گورگون[7] (۱۹۹۸)، با احتمالات انتقال ثابت‌شده، مدت‌های انتظاری، بر روی سیکل‌ها تغییر نمی‌کنند، این بدان معناست که شوک‌های برون‌زا و سیاست‌های اقتصاد کلان، احتمال اینکه تا چه وقت انبساط یا انقباض پایدار خواهند ماند را تحت تأثیر قرار نمی‌دهند. برای حل این مشکل، با توجه به اینکه تغییر در احتمالات انتقال منجر به تغییر در مدت‌های انتظاری می‌شوند (فیلاردو و گورگون، ۱۹۸۹)، در این الگو احتمالات انتقال متغیر زمانی در درون الگو وارد شده‌اند، به‌طوری‌که اطلاعاتی را درباره‌ی مسیر حرکت اقتصاد ارائه می‌کند؛ برای این منظور ماتریس احتمالات P وابسته به متغیر x_{t-1} در نظر گرفته می‌شود، بنابراین ماتریس احتمالات انتقال متغیر زمانی به صورت رابطه‌ی (۲۱) فرمول‌بندی می‌شود:

1. Cai
2. Henry
3. Maximum likelihood
4. Expectation-Maximization
۵. با احتمالات انتقال ثابت‌شده، مدت انتظاری رژیم j به صورت رابطه‌ی $E(D) = \frac{1}{1-p_{jj}}, j = 1,2$ محاسبه می‌شود.
6. Markov switching model with time varying transition probabilities (MS-TVTP)
7. Filardo and Gorgon

Archive of SID

www.SID.ir

$$P(t) = p_{ij}^{t}(x_{t-1}) = P\left(s_t = \frac{j}{s_{t-1}} = i, x_{t-1}\right) = \begin{bmatrix} p_{00}^{t}(x_{t-1}) & 1 - p_{11}^{t}(x_{t-1}) \\ 1 - p_{00}^{t}(x_{t-1}) & p_{11}^{t}(x_{t-1}) \end{bmatrix} \quad (۱۹)$$

در رابطه‌ی (۱۹)، x_{t-1} متغیر اطلاعات برای تغییر شکل رژیم غیرقابل مشاهده می‌باشد. در آنالیز این تحقیق، متغیر اطلاعات شکاف پول (dm_t^*) می‌باشد که نه تنها میانگین نرخ تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بلکه بر روی احتمالات انتقال رژیم‌های تورمی نیز مؤثر است.

در رابطه‌ی (۱۹)، x_{t-1} متغیر اطلاعات شکاف پول (dm_t^*) در دوره‌ی $t-1$ می‌باشد. همچنین طبق مطالعه‌ی فیلاردو (۱۹۹۴)، احتمالات انتقال رژیم نیز به‌صورت رابطه‌ی (۲۰) مدل‌سازی می‌شوند:

$$p_{00}^{t} = Pr(s_t = 0) = \frac{e(\theta_0 + \theta_1 x_{t-1})}{1 + e(\theta_0 + \theta_1 x_{t-1})}$$
$$p_{11}^{t} = Pr(s_t = 1) = \frac{e(\partial_0 + \partial_1 x_{t-1})}{1 + e(\partial_0 + \partial_1 x_{t-1})} \quad (۲۰)$$

بر طبق رابطه‌ی (۲۰)، رابطه‌ی (۲۱) قابل‌استخراج است.

$$\frac{\partial p_{00}^{t}}{\partial x_{t-1}} = \theta_1 p_{00}^{t}(1 - p_{00}^{t})$$
$$\frac{\partial p_{11}^{t}}{\partial x_{t-1}} = \partial_1 p_{11}^{t}(1 - p_{11}^{t}) \quad (۲۱)$$

فیلاردو (۱۹۹۴) بیان کرد که احتمالات انتقال غیر منفی می‌باشند؛ به علاوه احتمالات انتقال تابعی از θ_1 و ∂_1 و متغیر اطلاعات شکاف پولی می‌باشند، برای $\theta_1 > 0$، با یک شوک مثبت در شکاف پول، نرخ تورم بیشتر متمایل به ماندن در رژیم صفر است و برعکس برای $\theta_1 < 0$، با یک شوک مثبت در شکاف پول، نرخ تورم بیشتر متمایل به ماندن در رژیم یک است.

۵-۲. استراتژی انتخاب مدل

روش تجربی انتخاب الگوهای چرخشی مارکوف ، به شرح زیر است (کلگنی و مانرا[1]، ۲۰۰۹):

1. Cologni and Manera

Archive of SID

www.SID.ir

مرحله‌ی اول، آزمون بررسی حالت غیرخطی در داده‌ها می‌باشد. در آنالیز این تحقیق، از آزمون توسعه داده شده توسط آنگ و بکرت[1] (۱۹۹۸) استفاده می‌شود؛ برای این منظور فرض وجود الگوی خطی در برابر الگوی چرخشی مارکوف، با استفاده از آزمون نسبت درست نمایی *(LR)*[2] پیشنهادشده به وسیله گارسیا و پرون[3] (۱۹۹۶)، بررسی می‌شود. در آزمون فوق، فرض صفر (که در آن تغییر رژیم وجود ندارد)، تقریباً به‌صورت توزیع خی دو $(\chi^2(q))$ توزیع‌شده است که در آن q، تعداد پارامترهای محدودیتی می‌باشد که تحت فرض صفر تعریف نشده‌اند.

مرحله‌ی دوم، چگونگی تعیین تعداد رژیم‌ها و جملات خودرگرسیون لازم جهت مدل‌سازی فرآیند است. آزمایشات مونت کارلو نشان داد که روش انتخاب بر اساس معیار آکائیک*(ACI)*[4]، عموماً در تعیین تعداد صحیح رژیم‌ها و جملات خودرگرسیون موفق می‌باشد. بر این اساس از معیار آکائیک *(AIC)* به منظور تعیین تعداد رژیم‌ها، رتبه اتورگرسیو p و رتبه فرآیند چرخشی مارکوف q استفاده می‌شود. برای این منظور، یک‌بار تشخیص بهینه در داخل یک نوع خاص از مدل چرخشی مارکوف (که در بخش قبل توضیح داده شد) به‌دست‌آمده و سپس، انواع مختلف مدل‌های انتخاب‌شده با هم مقایسه می‌شود. درنهایت مدل‌های با بهترین معیار *AIC*، بر اساس معیار ارزش تابع لگاریتم درست نمایی *(lnL)*[5] مدل بهینه انتخاب می‌گردد. در این تحقیق از سه نرم‌افزار *Eviewes7*، *Microfit5.0* و *TSM* برای انجام آزمون‌ها و تخمین مدل‌ها به‌کار گرفته شده است.

۵-۳. مدل چرخشی مارکف تک متغیره

آنالیز به وسیله‌ی آزمایش خاصیت آماری مدل چرخشی مارکف نرخ تورم شروع می‌شود؛ در ابتدا لازم است تعداد رژیم‌های و جملات خودرگرسیون نرخ تورم تعیین شود. پس از محاسبه معیار *AIC* در انواع مدل‌های چرخشی مارکف مدل‌های دو، سه و چهار رژیمه، همه‌ی مدل‌های چرخشی مارکف دو رژیمه معیارهای *AIC* پایین‌تری دارند. بر اساس نتایج، مدل خودرگرسیون چرخشی مارکف دو رژیمه با رتبه خودرگرسیون یک و فاقد عرض از مبدأ *((MSH(2)-AR(1))* دارای کمترین معیار *AIC* بوده و به‌عنوان مدل‌های بهینه انتخاب می‌شوند. نتایج تخمین مدل *MSH(2)-AR(1)* در جدول (۵) ارائه‌شده است.

1. Ang and Bekaert
2. Likelihood ratio
3. Garcia and Perron
4. Akaike Information Criterion
5. Log-likelihood

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۵: نتایج حاصل از تخمین مدل MSH(2)-AR(1)

lnL	-۲۱۴/۶۷۴	
AIC	-۲۱۹/۶۷۴	
	ضریب	t آماره
AR(1)	۱/۰۱۹	۳۳/۳۹۱***
	رژیم صفر	رژیم یک
انحراف معیار رژیم صفر	۶/۷۸***	
انحراف معیار رژیم یک		۲/۳۷***
Q(11) = ۶۰.۸۸	*Q(12)* = ۹.۵۱	

جدول ۶: آزمون *LR* بررسی حال خطی بودن نرخ تورم

	lnL	*LR*
خطی*AR(1)*	-۲۳۴/۱۴۲	$\chi^2(3)$ =۳۸,۹۳۶***
MSH(2)-AR(1)	-۲۱۴/۶۷۴	

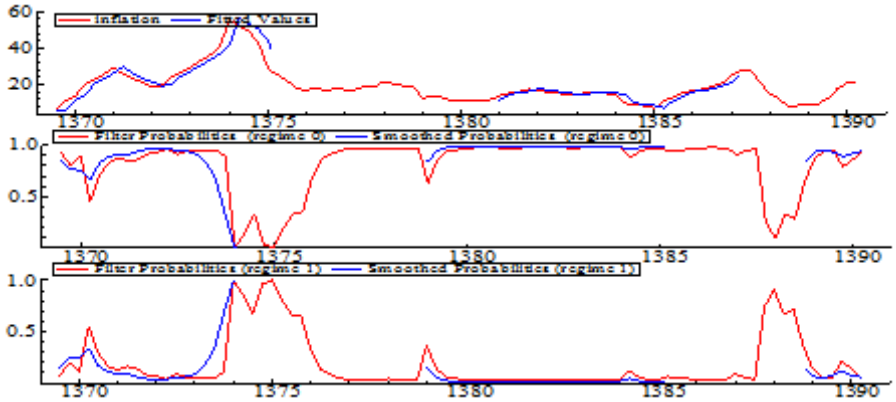
***: در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشد.

بر اساس نتایج تخمین، ضریب خودرگرسیون مدل *MSH(2)-AR(1)* و انحراف معیار در دو رژیم تخمینی در سطح معنی‌داری قرار دارند، بر این اساس تغییرات ساختاری، هنگام مدل‌سازی فرآیند نرخ تورم باید در نظر گرفته شد. در جدول (۶)، آزمون بررسی حالت خطی بودن نرخ تورم ارائه شده است.

بر اساس آزمون نرخ راست نمایی، $LR = 2 \times \left|\ln L_{MSH(2)-AR(1)} - \ln L_{linear\ AR}\right|$ می‌باشد. با توجه به نتایج جدول (۸)، آماره χ^2 محاسباتی در سطح ۱٪ معنی‌دار بوده و فرض حالت خطی بودن سری زمانی نرخ تورم رد می‌شود، بنابراین بر اساس نتایج مدل، یک طبقه‌بندی در دو رژیم مشاهده‌شده، به منظور مدل‌سازی سری نرخ تورم باید در نظر گرفته شود. به منظور بررسی قدرت مدل‌های فوق در توضیح نرخ تورم بالا و پایین، در شکل (۱)، احتمالات انتقال در دو رژیم مدل فوق ارائه‌شده است.

Archive of SID

www.SID.ir



شکل ۱: احتمال انتقال رژیم در مدل MSH(2)-AR(1)

بر اساس شکل (۱)، هرچه احتمال رژیم در یک دوره زمانی به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن نرخ تورم در آن رژیم، در آن دوره زمانی بیشتر است. بر اساس احتمالات صاف شده و فیلتر شده مدل *MSH(2)-AR(1)*، رژیم صفر فاز تورم پایین و رژیم یک‌فاز تورم بالا را تسخیر می‌کنند.

۶. اثرات شکاف پولی بر تورم:

در این بخش ازآنجاکه مدل P^* برای تبیین رفتار تورم ایران استفاده‌شده است، به بررسی نقش شکاف پولی (dm) محاسبه‌شده از طریق کل‌های پولی جمع ساده (M2) و دیویژیا (M2) در تورم ایران با استفاده از روش چرخشی مارکوف با رویکرد بیزین پرداخته می‌شود. در جدول (۷) با استفاده از آزمون LR، به بررسی معنی‌داری شمول مجزای متغیرهای شکاف پولی جمع ساده و دیویژیا در مدل MSH(2)-AR(1) پرداخته‌شده است.

جدول ۷: آزمون *LR* به بررسی معنی‌داری شمول متغیر شکاف پولی در مدل MSH(2)-AR(1)

	شکاف پولی جمع ساده		شکاف پولی دیویژیا	
	lnL	*LR*	*lnL*	*LR*
MSH(2)-ARX(1)	-۲۰۸/۹۲۱	۱۱،۵۰۶***	-۲۰۹/۱۹	۱۰،۹۶۸***
MSH(2)-AR(1)	-۲۱۴/۶۷۴		-۲۱۴/۶۷۴	

***: در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشد.

نتایج حاصل نشان می‌دهد که شمول متغیر شکاف پولی جمع ساده و دیویژیا در مدل *MSH(2)-ARX(1)* منجر به بهبود معنی‌دار *lnL* مدل برآوردی شده است. بنابراین می‌توان گفت که هر دو متغیر شکاف پولی جمع ساده و دیویژیا دارای تأثیر معنی‌دار بر تورم هستند. در ادامه نتایج حاصل از

Archive of SID

www.SID.ir

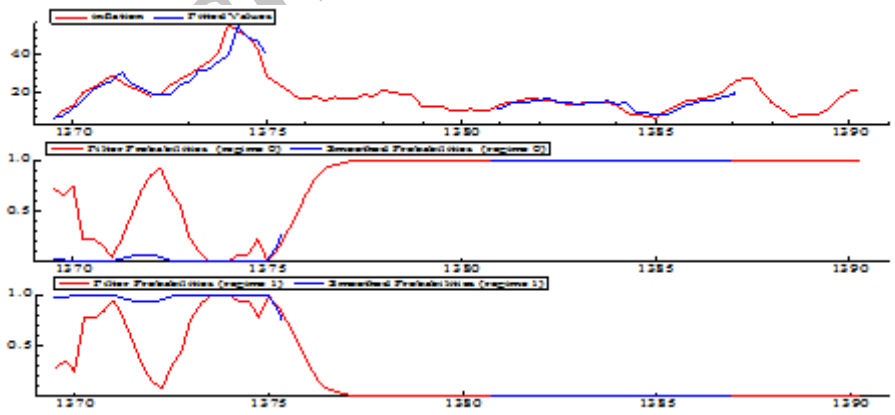
تخمین مدل با در نظر گرفتن شکاف پولی در مدل هم برای جمع ساده و هم دیویژیای M2 در جدول شماره (۱۰) ارائه‌شده است.

جدول ۸: نتایج تخمین مدل با در نظر گرفتن متغیر شکاف پولی در مدل MSH(2)-AR(1)

	شکاف پولی دیویژیا		شکاف پولی جمع ساده	
	رژیم اول		رژیم اول	
	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب
θ_1	۲/۶۸***	۰/۳۱۷	۲/۶۴***	۰/۲۱۳
∂_1	-۱/۷۶۹	-۰/۲۶۰	-۱/۷۴۲	-۰/۱۷۵
شکاف پولی (رژیم صفر)	۴/۳۲***	۳/۴۵	۴/۲۲***	۲/۳۳
شکاف پولی (رژیم یک)	۷/۰۵***	۱/۷۷	۷/۰۵***	۱/۱۹
AR(1)	۱۲/۰۸***	۰/۸۲	۱۱/۷۱***	۰/۸۲
	رژیم یک	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم صفر
انحراف معیار رژیم صفر		۴/۷۲***		۴/۶۸***
انحراف معیار رژیم یک	۱/۷۱***		۱/۷۱***	
lnL	-۲۰۹/۱۹		-۲۰۸/۹۲	
AIC	-۲۱۶/۱۹		-۲۱۵/۹۲	
Q(11)	۶۹/۴۸۸		۶۷/۰۶۳	
Q(12)	۷/۸۹۲		۸/۳۸۰۴	

*** : در سطح ۱٪ معنی‌دار است، ** : در سطح ۵٪ معنی‌دار است.

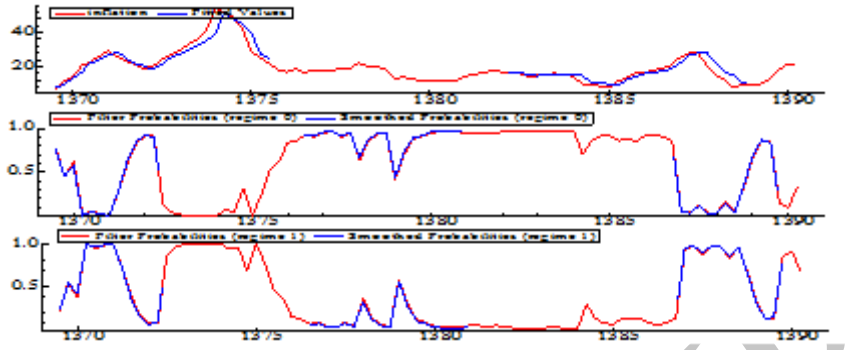
به منظور بررسی قدرت مدل‌های فوق در توضیح نرخ تورم پایین و بالا، در شکل (۲) و (۳)، به ترتیب احتمالات انتقال در دو رژیم تخمینی، توسط مدل با در نظر گرفتن شکاف پولی جمع ساده و دیویژیا ارائه‌شده است.



شکل ۲: احتمال انتقال رژیم با در نظر گرفتن شکاف پولی جمع ساده در مدل MSH(2)-AR(1)

Archive of SID

www.SID.ir



شکل ۳: احتمال انتقال رژیم با در نظر گرفتن شکاف پولی دیویژیا در مدل MSH(2)-AR(1)

بر اساس احتمالات صاف شده و فیلتر شده مدل MSH(2)-AR(1)، رژیم صفر فاز تورم پایین و رژیم یک‌فاز تورم بالا را تسخیر می‌کنند. همان‌طور که مشاهده می‌شود شکل (۳) (با در نظر گرفتن شکاف پولی دیویژیا) در مقایسه با شکل (۲) (با در نظر گرفتن شکاف پولی جمع ساده)، قادر به تسخیر فازهای تورم بالا و پایین با دقت بالاتری شده است. همچنین با توجه به نتایج تخمین مدل MSH(2)-AR(1) در جدول (۱۰) ضرایب متغیر شکاف پولی، تأثیر متفاوت این متغیر را بر نرخ تورم در رژیم‌های مختلف نشان می‌دهد، به طوری‌که در رژیم نرخ تورم پایین، یک واحد افزایش در متغیرهای شکاف پولی جمع ساده و دیویژیا، در همان دوره به ترتیب منجر به افزایش ۲/۳۳ و ۳/۴۵ واحد در نرخ تورم خواهد شد؛ اما یک واحد افزایش در متغیرهای شکاف پولی جمع ساده و دیویژیا در رژیم نرخ تورم بالا، به ترتیب منجر به افزایش ۱/۱۹ و ۱/۷۷ واحد در نرخ تورم خواهد شد. بنابراین می‌توان گفت که هردوی کل‌های پولی جمع ساده و دیویژیا دارای اثرات نامتقارنی بر تورم در اقتصاد ایران می‌باشند.

در جدول (۹)، ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر ارائه‌شده است.

جدول ۹: ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	شکاف پولی جمع ساده		شکاف پولی دیویژیا	
	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم صفر	رژیم یک
رژیم صفر	۰/۹۱۱۰	۰/۰۶۹۶	۰/۹۲۹۳	۰/۰۹۰۸
رژیم یک	۰/۰۸۸۹	۰/۹۳۰۳	۰/۰۷۰۶	۰/۹۰۹۱

در جدول (۱۱)، احتمال انتقال $Prob(s_t = 0|s_{t-1} = 0)$ در دو مدل برابر ۰/۹۱۱۰ و ۰/۹۲۹۳ و احتمال انتقال $Prob(s_t = 1|s_{t-1} = 1)$ در دو مدل برابر ۰/۹۳۰۳ و ۰/۹۰۹۱ می‌باشد که

Archive of SID

www.SID.ir

نشان‌دهنده‌ی پایایی رژیم‌های نرخ تورم در اقتصاد ایران می‌باشد؛ همچنین پس از فازهای تورم پایین، به احتمال ۰/۰۶۹۶ و ۰/۰۹۰۸، نرخ تورم وارد فاز تورم بالا و پس از فاز تورم بالا، به احتمال ۰/۰۸۸۹ و ۰/۰۷۰۶، نرخ تورم وارد فاز تورم پایین می‌شود.

همان‌طور که ذکر شد در الگوی P^*، متغیر z_t متغیر برون‌زای طرف عرضه است که در این مطالعه، از متغیر رشد درآمد نفت به قیمت ثابت بدین منظور در نظر گرفته‌شده است. در این بخش به منظور بررسی نقش درآمدهای نفتی در تحلیل تورم در ایران، مدل چرخشی مارکف، با شمول متغیر شکاف پولی و نیز متغیر رشد درآمدهای نفتی (*Oil*) بسط داده شده است. به منظور بررسی اثر رشد درآمدهای نفتی (*Oil*) در افزایش دقت مدل‌های *MS*، در جدول (۱۲)، با استفاده از آزمون *LR*، به بررسی معنی‌داری شمول متغیر رشد درآمدهای نفت (*Oil*) در مدل *MSH(2)-ARX(1)* پرداخته‌شده است.

جدول ۱۰: آزمون *LR* با در نظر گرفتن متغیر شکاف پولی و رشد درآمدهای نفتی در مدل *MSH(2)-AR(1)*

	lnL	***LR***
MSH(2)-ARX(1) (Oil)	-۲۱۲/۲۳۳	$\chi^2(5) = 2.534$
MSH(2)- ARX(1)	-۲۱۰/۹۶۶	

بر اساس نتایج آزمون *LR*، شمول متغیر رشد درآمدهای نفتی در مدل *MSH(2)-ARX(1)* منجر به بهبود معنی‌دار *lnL* مدل برآوردی نشده است، بنابراین رشد درآمدهای نفتی دارای تأثیر معنی‌داری بر تورم نمی‌باشد.

۷. نتیجه‌گیری

هدف اصلی این پژوهش، بررسی اثرات نامتقارن کل‌های پولی بر تورم ایران بود که با به‌کارگیری رویکرد بیزین روش چرخشی مارکوف به تبیین رژیم‌های تورمی بالا و پایین و انتقال رژیمی در تحلیل تورم ایران پرداخته شد و نتایج زیر به‌دست آمد:

- براساس معیار AIC مدل خود رگرسیون چرخشی مارکف دو رژیمه با رتبه خودرگرسیون یک و فاقد عرض از مبدأ ((MSH(2)-AR(1)) به‌عنوان مدل بهینه انتخاب شد.
- بر اساس احتمالات صاف شده و فیلتر شده مدل برآوردی، رژیم اول فاز تورم پایین و رژیم دوم فاز تورم بالا در اقتصاد ایران را مشخص می‌کند.
- احتمالات انتقال محاسبه‌شده، نشان‌دهنده‌ی پایایی رژیم‌های تورمی اقتصاد ایران می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

- پس از بررسی نقش شکاف پولی محاسبه‌شده توسط کل‌های پولی جمع ساده (M2) و دیویژیا (M2) در تورم ایران، مشخص گردید که شمول این متغیرها در هر دو رژیم اثرات مثبت و معناداری بر تورم ایران دارند.
- ضرایب شکاف پولی جمع ساده و دیویژیا در دو رژیم متفاوت و اثرات نامتقارن کل‌های پولی مشاهده گردید.
- نتایج پژوهش، اثرات ضعیف شکاف پولی در رژیم‌های تورم بالا و اثرات قوی‌تر در رژیم‌های تورم پایین را نشان می‌دهد که در واقع مطابق انتظار نبود.
- مطابق ضرایب به‌دست‌آمده و شکل‌های شماره (۲) و (۳) می‌توان گفت که کل‌های پولی دیویژیا نسبت به کل‌های پولی جمع ساده عدم تقارن موجود را بهتر نمایش می‌دهد.

به دلیل رکود حاکم بر اقتصاد ایران، مردم تمایل کمتری به دست به دست کردن پول داشته و از این طریق باعث کاهش سرعت در گردش پول شده و افزایش نقدینگی را تا حدی خنثی کرده و با توجه به نظریه مقداری پول تورم متناسب با رشد نقدینگی بالا نخواهد رفت. کاهش و حتی منفی شدن رشد سرعت درآمدی گردش پول در ایران می‌تواند به علت کندشدن یا عدم‌تغییر نقل و انتقال و تحرک فیزیکی پول در جامعه باشد. اما معاملات اقلام نامرتبط با *GNP* مثل اموال غیرمنقول و مرتبط با فعالیت‌های سوداگرانه، افزایش‌یافته و نیز معاملات متعدد و تکراری مربوط به *GNP* زیاد شده است. ازاین‌رو، به دولت پیشنهاد می‌شود به منظور حمایت واقعی از تولید و انتقال سرمایه‌های سرگردان به سمت فعالیت‌های مولد، هزینه‌های فعالیت‌های غیر مولد اقتصادی را برای مثال با افزایش «مالیات بر عایدی سرمایه» به‌گونه‌ای افزایش دهد که سرمایه‌گذاری در بخش‌های تولیدی از صرفه اقتصادی بیشتری نسبت به بخش‌های غیرتولیدی برخوردار شود. این راهبرد از اولویت بالاتری نسبت به کاهش هزینه‌های تولید یا اعطای تسهیلات ارزان‌قیمت به بخش تولید برخوردار است و تا زمانی که صرفه بیشتر اقتصادی با فعالیت‌های غیرمولد باشد، تمامی منابع مالی از جمله تسهیلات ارزان‌قیمت اختصاص‌یافته به بخش صنعت با انحراف مواجه شده و به بخش‌های واسطه‌گری و سفته‌بازی سرازیر می‌شود. همچنین با توجه به اثرات نامتقارن کل‌های پولی در رژیم‌های تورمی به بانک مرکزی پیشنهاد می‌گردد با توجه به نامتقارن بودن اثرات سیاست‌های پولی و تأثیر آنها در انتقال از رژیم‌های تورم بالا به پایین (و برعکس)، سیاست‌های مدبرانه و متناسب با این رژیم‌ها اتخاذ نماید. همچنین با توجه به عملکرد بهتر کل‌های پولی دیویژیا در انتقالات بین رژیمی و نیز تغییر و تحولات فراوان در استفاده از دارایی‌های پولی به‌دلیل تغییر مقررات، نوآوری‌های مالی، ترجیحات مصرف‌کنندگان و تغییر سرعت گردش پول، ضروری است از کل‌های پولی دیویژیا برای بررسی نقش پول در اقتصاد کلان استفاده گردد.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

اسلامی بیدگلی، غلامرضا و باجلان، سعید (۱۳۸۷)؛ آزمون نظریه مقداری پول در ایران و بررسی اثربخشی سیاست تثبیت قیمت‌ها با استفاده از مدل‌های گارچ، پژوهشنامه اقتصادی، ۸(۲)، ۲۰۵-۲۲۵.

افشین‌نیا، منوچهر (۱۳۷۷)؛ برآورد تأثیر تغییرات بلندمدت حجم پول و نقدینگی بر سطح عمومی قیمتها در ایران، پژوهشنامه بازرگانی، ۸(۳)، ۹۷-۱۲۰.

جلالی نائینی، سیداحمدرضا (۱۳۷۶)؛ بررسی روند تورم و سیاست‌های پولی، ارزی و اعتباری در اقتصاد ایران، مؤسسه پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعه. تهران.

حسینی‌نسب، سیدابراهیم و مهدیه رضاقلی زاده (۱۳۸۹)؛ بررسی ریشه‌های مالی تورم در ایران (با تأکید بر کسری بودجه)، پژوهش‌های اقتصادی، ۱۰(۱)، ۴۳-۷۰.

داودی، پرویز (۱۳۷۶)؛ سیاست‌های تثبیت اقتصادی و برآورد مدل پویای تورم در ایران، پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۵(۱)، ۵-۴۲.

حسینی، سید صفدر و محتشمی، تکتم (۱۳۸۷). رابطهٔ تورم و رشد نقدینگی در اقتصاد ایران؛ گسست یا پایداری؟ پژوهش‌های اقتصادی، ۸(۳)، ۲۱-۴۲.

سهیلی، کیومرث؛ فتاحی، شهرام و سرخوندی، مهناز (۱۳۹۳)؛ بررسی تقارن یا عدم تقارن عملکرد سیاست پولی با استفاده از رگرسیون کوانتایل، مطالعات اقتصاد کاربردی ایران، ۳(۱۱)، ۱۸۷-۲۱۷.

کازرونی، علیرضا و اصغری، برات (۱۳۸۱)؛ آزمون مدل کلاسیک تورم در ایران: روش همگرایی، پژوهشنامه بازرگانی، ۶(۲۳)، ۹۷-۱۳۹.

نظیفی، فاطمه (۱۳۷۹)؛ آیا ماهیت تورم در اقتصاد ایران پولی است؟ پژوهشنامه اقتصادی، ۱(۱)، ۸۵-۱۰۴.

نیلی، مسعود (۱۳۶۴)؛ بررسی آثار افزایش حجم پول بر نظام اقتصادی کشور در دو دهه اخیر، مجله برنامه و توسعه، ۳(۱)، ۲۵-۴۷.

Alkhareif, R. and Barnett, W. A. (2012); Divisia monetary aggregates for the GCC countries, MPRA Paper, No. 39539, 1-43.

Anderson, R. G.; Jones, B. and Nesmith, T. (1997); Building new monetary services indices: Concepts, methodology and data, Federal Reserve Bank of St. Louis Review. 79(1), 31-55.

Ang, A. G. and Bekaert, G. (2002); Regime switches in interest rates, Journal of Business and Economic Statistics, 2002, 20(2), 163-182.

Ayuso, J.; Kaminsky, G. L. and López-Salido, D. (2003); Inflation regimes and stabilization policies: Spain 1962-2001, Investigaciones económicas, 27(3), 615-631.

Ball, L. and Mankiw, N. G. (1994); Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations, the Economic Journal, 104(423), 247-261.

Barnett, W. A. (1980); Economic monetary aggregates: An application of index number and aggregation theory. Journal of Econometrics, 14(1), 11-48.

Barnett, W. A. (1990); Developments in monetary aggregation theory. Journal of Policy Modeling, 12(2), 205-257.

Barnett, W. A. and Chauvet, M. (2010); How better monetary statistics could have signaled the financial crisis. MPRA Paper, No. 24721, 1-54.

Archive of SID

www.SID.ir

Belongia, M. T. (1996); Measurement Matters: some recent results from monetary economics reexamination. Journal of Political Economy, 104(5), 1065-1083.
Belongia, M. T. and Ireland, P. N. (2006); The own-price of money and the channels of monetary transmission, Journal of Money, Credit and Banking, 38 (2), 429-445.
Binner, J. M.; Tino, P.; Tepper, J.; Andersond, R.; Jones, B. and Kendall, G. (2010); Does money matter in inflation forecasting? Physica A, 389(21), 4793-4808.
Binner, J. M.; Bissoondeeal, R. K.; Elger, C. T.; Jones, B. E. and Mullineux, A. W. (2009); Admissible monetary aggregates for the euro area, Journal of International Money and Finance, 28(1), 99-114.
Cai, J. (1994); A Markov model of unconditional variance in ARCH, Journal of Business and Economic Statistics, 12(3), 309-316.
Cologni, A. and Manera, M., (2009); The asymmetric effects of oil shocks on output growth: A markov-switching analysis for G7 countries. Economic Modeling, 26(1), 1-29.
Drake, L. and Mills, T. (2005); A new empirically weighted monetary aggregate for the United States, Economic Inquiry, 43, 138-157.
Duca, J. and VanHoose, D. (2004); Recent developments in understanding the demand for money, Journal of Economics and Business, 56, 247-272.
Elger, T.; Jones, B. E. and Nilsson, B. (2006); Forecasting with monetary aggregates: recent evidence for the United States, Journal of Economics and Business, 58 (5–6), 428-446.
Estrella, A. and Mishkin. F. S. (1997); Is there a role for monetary aggregates for the conduct of monetary policy?, Journal of Monetary Economics, 40(2), 279-304.
Gerlach, S. and Sevensson, L. E. O. (2003); Money and inflation in the Euro area: A Case for monetary indicators?, Journal of Monetary Economics, 50(8), 1649-72.
Hallman, J. J.; Porter, R. D. and Small, D. H. (1991); "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?" American Economic Review, 81, 841-858.
Hamilton, J. D. (1989); A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle, Econometrica, 57(2), 357-384.
Henry, O. (2009); Regime switching in the relationship between equity returns and short-term interest rates, Journal of Banking and Finance, 33(2), 405-414.
Katircioglu, S. (2009); Tourism, trade and growth: the case of Cyprus, Applied Economics, Taylor & Francis Journals, 41(21), 2741-2750.
Khemiri, R. and Ben Ali, M. S. (2012); Exchange Rate Pass-Through and Inflation Dynamics in Tunisia: A Markov-Switching Approach, Economics Discussion Papers, Kiel Institute for the World Economy, No 2012-39, 1-28.
Kim, C. J. and Nelson, C. R. (1998); Business cycles turning points, a new coincident index and tests of duration dependence based on a dynamic factor model with regime switching, Review of Economics and Statistics, 80(2), 188-201.
Kuzin, V. and Tober, S. (2004); Asymmetric Monetary Policy Effects in Germany, Berlin Discussion Papers, No. 397, 1-15.
Laidler, D. (1991); Price Stability and the Monetary Order, UWO Department of Economics Working Papers, No. 9116, 1-33.

Archive of SID

www.SID.ir

Lumsdaine, R. L. and. Papell, D. H. (1997); Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis, Review of Economics and Statistics, 79 (2), 212-218.
Lawrence, J. C. (1988); Not the inflation forecaster's Holy Grail, Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 12(3), 18-32.
Lenza, M. (2006); Does money help to forecast inflation in the euro area? DG-Research, European Central Bank.
Lucas, R. (2000); Inflation and welfare. Econometrica, 68(2), 247–274.
Narayan, P. K. (2005); The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests, Applied Economics, 37(17), 1979–1990.
Perron, P. (1989); The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, Econometrica, 57, 1361-1401.
Pesaran, M. H.; Shin, Y. and Smith, R. J. (2001); Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289-326.
Ricketts, N. and Rose, D. (1995); Inflation, learning and monetary policy regimes in the G-7 economies. Bank of Canada Working Paper, No. 1995, 95-96.
Schunk, D. (2001); The relative forecasting performance of the Divisia and simple sum monetary aggregates, Journal of Money, Credit, and Banking, 33(2), 272–283.
Serletis, A. and Uritskaya, O. Y. (2007); Detecting signatures of stochastic self-organization in US money and velocity measures, Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 385(1), 281-291.
Stock, J. and Watson, M. W. (2006); Why has U.S. inflation become harder to forecast?, NBER Working Paper, No. 12324, 37-53.
Stracca, L. (2004); "Does liquidity matter? Properties of a synthetic Divisia monetary aggregate in the Euro area", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 66(3), 309-331.
Sevensson, L. E. O. (2000); Does the P* Model Provide Any Rationale for Monetary Targeting?, German Economic Review, 1(1), 69-81.
Tobin, J. (1972); "Inflation and Unemployment, American Economic Review, 62(1), 1-18.
Zivot, E. and Andrews, D. W. K. (1992); Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, Journal of Business and Economic Statistics, 10(3), 251-270.

Archive of SID

www.SID.ir