

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

Asymmetric Effects of Divisia Monetary Aggregates on Inflation in Iran: An Application of Markov Switching Method

Ahmad Jafari Samimi*, Mohammad Ali Ehsani**, Amir Mansour Tehranchian***, Saman Ghaderi****

احمد جعفری صمیمی*، محمدعلی احسانی**،
امیرمنصور طهرانچیان***، سامان قادری****

Received: 27/Oct/2013

Accepted: 13/Feb/2014

پذیرش: ۱۳۹۲/۱۱/۲۴

دریافت: ۱۳۹۲/۸/۵

Abstract:

چکیده:

Keynesian economists has focused on three types of asymmetric effects of monetary policy: (a) asymmetry related to the direction of the monetary policy action (positive and negative), (b) asymmetry related to the size of the monetary policy action (large and small); and (c) asymmetry related to the phase of business cycle in place at the time at which this policy was adopted. This study based on third group, examines the asymmetric effects of monetary gap on inflation in high and low inflation employing a Markov switching regime and P-star model to explain the behavior of inflation in Iran during 1990Q2- 2011Q3. Also, due to the role of money in measuring money stock and monetary gap, simple sum and Divisia monetary aggregates have been used. The results show that the effects of monetary gaps in inflation regimes are not same and investigated asymmetric. Also, these effects in high inflation regimes are weaker than low inflation regimes that it is opposite with conventional view. This matter could be have the reasons as the interruptions of the monetary policy effects, the instability of money demand and more importantly, reduction in velocity of money due to the stagnation in Iran's economy and increase in speculative activities. It is suggested that the Central Bank design the appropriate policies with these regimes. Also, results show that Divisia compared simple sum monetary aggregates is more efficiently. Thus, it seems that Divisia monetary aggregates is a better proxy for examination of the role of money in macroeconomic policies.

اقتصاددانان کینزی جدید نامتقارنی در زمینه سیاست پولی را به سه گروه تقسیم‌بندی می‌کنند: نامتقارنی در ارتباط با جهت اثرگذاری سیاست پولی (مثبت و منفی)، نامتقارنی مربوط به اندازه اثرگذاری سیاست پولی (بزرگ و کوچک) و نامتقارنی نسبت به موقعیت زمانی دوره‌های رکود و رونق که سیاست پولی در آن‌ها اجرا می‌شود. پژوهش حاضر با تکیه بر گروه سوم نامتقارنی‌ها به بررسی اثرات نامتقارن شکاف پولی بر تورم در رژیم‌های تورمی بالا و پایین با بکارگیری یک فرآیند تغییر رژیم مارکوف و الگوی P^* برای تبیین رفتار تورم ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۰ با نتایج فصلی می‌پردازد. همچنین در این پژوهش به دلیل نقش مهم تعریف حجم پول در اندازه‌گیری حجم پول و شکاف پولی، از کل‌های پولی جمع ساده و دیویژیا استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که اثرات شکاف پولی در رژیم‌های تورمی مختلف، یکسان نبوده و نامتقارن ارزیابی شده 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. بنابراین پیشنهاد می‌شود بانک مرکزی سیاست‌های متناسب با این رژیم‌ها اتخاذ نماید. همچنین نتایج نشان می‌دهد که کل‌های پولی دیویژیا نسبت به جمع ساده در بیان نامتقارنی‌ها بهتر عمل کرده و به نظر می‌رسد که کل‌های پولی دیویژیا برای بررسی نقش پول در سیاست‌های اقتصاد کلان شاخص مناسب‌تری است.

Keywords: Asymmetric Effects, Divisia Monetary Aggregates, Inflation, Iran, Markov Switching Method.
JEL: E31, E42, C22.

کلمات کلیدی: اثرات نامتقارن، کل‌های پولی دیویژیا، تورم، ایران، روش چرخشی مارکوف.
طبقه‌بندی JEL: E31, E42, C22.

* استاد دانشکده علوم اقتصادی و اداری، بابلسر، پردیس دانشگاه مازندران

Email: jafarisa@umz.ac.ir

** استادیار دانشکده علوم اقتصادی و اداری، بابلسر، پردیس دانشگاه مازندران

Email: m.ehsani@umz.ac.ir

*** استادیار دانشکده علوم اقتصادی و اداری، بابلسر، پردیس دانشگاه مازندران

Email: a.tehranchian@umz.ac.ir

**** دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، بابلسر، پردیس دانشگاه مازندران (نویسنده

Email: saman_e82@yahoo.com

مسئول)

* Professor of Economics, Faculty of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

** Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

*** Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

**** Ph.D. Student. of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran (Corresponding Author).



۱- مقدمه

سیاست پولی در آن‌ها اتفاق می‌افتند. 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.

در این جا، تعریف حجم پول نقش مهمی را در اندازه‌گیری حجم پول ایفا می‌کند.^{۱۰} بانک‌های مرکزی کشورهای مختلف، روش یکسانی را به منظور تجمیع پولی در نظر گرفته‌اند. در روش مورد استفاده آن‌ها، مؤلفه‌های پولی به صورت ساده با یکدیگر جمع می‌شوند. این شیوه به روش «جمع ساده»^{۱۱} مشهور است. روش جمع ساده به دلیل ناتوانی در بیان تفاوت درجات خدمات (معاملات) پولی و ذخیره ارزش خدمات که بوسیله مؤلفه‌های پولی فراهم می‌شود، مورد نقد قرار گرفته است. فیشر (از پیشگامان نظریه اعداد شاخص) و بارنت،^{۱۲} از جمله متقدمان روش فوق محسوب می‌شوند. 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 رفتارشان 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، آشکار شده است. (۵) بلونجیا^{۱۳} (۱۹۹۶: ۱۰۶۵) و اندرسون و همکاران^{۱۴} (۱۹۹۷: ۳۱) معتقدند که به علت گستردگی در تعریف پول و اقلام وسیعی که در آن قرار گرفته‌اند، استفاده از جمع ساده برای تعریف پول، با تئوری‌های اقتصاد خرد ناسازگار است. (۶) بارنت (۱۹۸۰: ۴۸-۱۱) بیان می‌کند که جمع ساده مؤلفه‌ها تنها زمانی توجیه‌پذیر است که این مؤلفه‌ها جانشین کامل یکدیگر باشند.

تورم به عنوان 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 بالایی حجم پول است. بنابراین، از جمله مهم‌ترین عوامل مؤثر بر نرخ تورم، متغیر حجم پول است. در بیشتر مطالعات انجام گرفته، شواهد و دلایل مبنی بر تغییرات هم‌زمان رشد حجم پول و تورم، با مشاهده مقادیر هموار شده^۱ متغیرها بر اساس میانگین متحرک^۲ یا تکنیک‌های دامنه فرکانس^۳ بررسی شده است؛ در حالی که این تکنیک‌ها در شناسایی روابط تجربی مربوطه سودمند هستند، اما نتایج آن‌ها برای خارج از دوره‌ی زمانی نمونه مورد بررسی قابل اعتماد نیستند، به طوری که در چنین حالتی ابزاری قابل اطمینان برای سیاست‌گذارهای آتی به حساب نمی‌آیند (امیسانو و فاگان^۴، ۲۰۱۰: ۶). در سال‌های اخیر در بیشتر کشورهای مورد مطالعه (به ویژه با تورم نسبتاً پایین و باثبات)، ارتباط بین رشد حجم پول و تورم، ضعیف شده است و قدرت پیش‌بینی^۵ تورم آینده بر اساس اثرگذاری رشد حجم پول، تضعیف شده است (امیسانو و کولایکیچو^۶، ۲۰۱۳: ۳)؛ این نتیجه‌گیری تا زمانی که اقتصاد در رژیم با تورم پایین باقی بماند معتبر است، زیرا که بر اساس مطالعه‌ی استرلا و مشکین^۷ (۱۹۹۷: ۳۰۴-۲۷۹)، شوک‌های سرعت^۸ گردش پول تمایل دارد که سیگنال‌های ناشی از حجم پول را در رژیم‌های تورمی پایین محو و از بین ببرد. بر اساس مطالعه داسیلوا و پورتوگل^۹ (۲۰۰۹: ۳۰۰-۲۷۷) عدم تقارن را می‌توان به سه دسته تقسیم‌بندی کرد: الف- عدم تقارن در ارتباط با بُعد اثرگذاری سیاست پولی (مثبت و منفی) ب- عدم تقارن مربوط به اندازه اثرگذاری سیاست پولی (بزرگ و کوچک) ج- عدم تقارن نسبت به موقعیت زمانی دوره‌های رکود و رونقی که

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

11. Simple-Sum
12. Barnett
13. Belongia (1996)
14. Anderson et al. (1997)

1. Smoothed
2. Moving Average
3. Frequency Domain Technique
4. Amisano & Fagan (2010)
5. Predictive Power
6. Amisano & Colavecchio (2013)
7. Estrella & Mishkin (1997)
8. Velocity Shocks
9. Da Silva & Portugal (2009)



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 این‌رو، در این پژوهش، به ارزیابی کل‌های پولی^۴ 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- ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

۲-۱- 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،^۵ تعدیل نامتقارن قیمت‌ها و دستمزدها^۶ (بال و منکیو^۷، ۱۹۹۴: ۲۶۱-۲۴۷ و کازین و توبر^۸، ۲۰۰۴: ۱۵-۱) و تغییرات سرعت گردش پول (استرلا و مشکین، ۱۹۹۷: ۳۰۴-۲۷۹).

۲-۱-۱ 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

با ارائه مفهوم هزینه استفاده از پول^۱ توسط بارنت، امکان استفاده از شاخص دیویژیا^۲ 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 غیر خطی بر حسب مقادیر و قیمت‌های مؤلفه‌ها است. 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، درحالی‌که شاخص جمع ساده این تحولات را نشان نمی‌دهد. بنابراین، معیارهای پولی دیویژیا برای بررسی نقش پول در اقتصاد کلان، معیارهای مناسب‌تری به نظر می‌رسند.

با وجود اینکه تأثیر عوامل مختلف^۳ بر تورم ایران در پژوهش‌های مختلف تأیید شده است، اما می‌توان گفت که تقریباً درباره‌ی تأثیر مسلط پول بر تورم، توافق کلی وجود دارد. از آنجا که تورم از عوامل مختلف اقتصادی و غیراقتصادی تأثیر می‌پذیرد، تنوع الگوی رفتاری در روند تورم ایران قابل دفاع است (طهرانچیان و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۸-۱۹). بنابراین، پژوهش حاضر با تکیه بر دسته سوم نامتقارنی‌ها به بررسی اثرات رشد حجم پول بر تورم ایران می‌پردازد. برای این منظور فرض می‌شود که نرخ تورم به وسیله یک فرآیند تغییر رژیم، کنترل و هدایت می‌شود و در آن، تورم از رژیم‌های با تورم پایین به رژیم‌های با تورم بالا تغییر می‌کند و برعکس. بنابراین، با توجه به تورم بالا در اقتصاد ایران در چند دهه‌ی اخیر، یکی دیگر از سؤالاتی که در این مطالعه بررسی

1. User cost

2. Divisia

۳. 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 به تبع 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: ۷۰-۴۳).

4. Monetary Aggregates

5. Credit Channel of Monetary Transmission

6. Asymmetric Adjustment of Prices and Wages

7. Ball & Mankiw (1994)

8. Kuzin & Tober (2004)



نیابد. بنابراین از ایده‌های متفاوتی که اقتصاددانان در مورد سرعت گردش پول ارائه کرده‌اند، می‌توان نتیجه گرفت که در شرایط وجود نیروهای خود اصلاح در اقتصاد و وجود ثبات در آن، سرعت گردش پول حالت ثبات به خود می‌گیرد و تحلیل آن نسبتاً ساده خواهد بود، اما در شرایط گذار، شرایط بی‌ثباتی و در اقتصادهای غیررقابتی، سرعت گردش پول دیگر ثابت نبوده و ماهیت و کارکرد پیچیده‌ای به خود می‌گیرد (لیدلر، ۱۹۹۱: ۳۳-۱).

۲-۲- پیشینه تحقیق

بسیاری از مطالعات از قبیل لوکاس^۴ (۱۹۸۰: ۱۰۱۴-۱۰۰۵)، سارجنت و سوریکو^۵ (۲۰۰۸: ۷۱-۱)، بناتی^۶ (۲۰۰۹: ۸۳-۱) و درگر و والترز^۷ (۲۰۱۳: ۳۵-۱) حرکات بلندمدت هم‌زمان^۸ بین رشد حجم پول و تورم را در طیف وسیعی از کشورها در دوره‌های زمانی مختلف به اثبات رسانده‌اند.

در مقایسه با این مطالعات، مطالعاتی از قبیل آلتیماری^۹ (۲۰۰۱: ۵۲-۱)، گِرلاچ^{۱۰} (۲۰۰۴: ۴۳۹-۳۸۹) و فیشِر و همکاران^{۱۱} (۲۰۰۸: ۷۹-۱) با به‌کارگیری تعدادی از تکنیک‌های پیش‌بینی استاندارد، و بر اساس مدل‌های منحنی فیلیپس توسعه یافته یا مدل‌های پیش‌بینی‌کننده تک معادلات خطی نشان می‌دهند که رشد حجم پول گذشته، حاوی اطلاعات مفیدی درباره تورم آینده است، اما این در حالی است که روابط سطحی و ساده‌ای از چنین ارتباطی را ارائه می‌کنند.

علاوه بر این مطالعات ریکتس و رز^{۱۲} (۱۹۹۵: ۹۶-۹۵) برای کشورهای گروه هفت، آیوسا و همکاران^{۱۳} (۲۰۰۳: ۶۳۱-۶۱۵) برای اسپانیا، استاک و واتسون^{۱۴} (۲۰۰۶: ۵۳-۳۷) برای آمریکا و لنزا^{۱۵} (۲۰۰۶: ۲۵-۱) و آمیسانو و فاگان (۲۰۱۰: ۵۳-

پولی نه تنها بر نرخ بهره تأثیر می‌گذارد، بلکه می‌تواند بر میزان هزینه اضافی تأمین مالی بیرونی مؤثر باشد (برنانکه و گرتلر، ۱۹۹۵: ۴۸-۲۷ و برنانکه و بلایندر^۲، ۱۹۸۸: ۴۳۹-۴۳۵).

۲-۱-۲- 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 اظهار می‌دارد که قیمت‌ها هنگام افزایش در مقایسه با زمان کاهش از انعطاف بیشتری برخوردار هستند (توبین، ۱۹۷۲: ۱۸-۱). بال و منکیو بیان می‌کنند که بنگاه تغییرات قیمتی را به طور 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 دستمزدکارایی 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 (بال و منکیو، ۱۹۹۴: ۲۶۱-۲۴۷).

۲-۱-۳- 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. اما لیدلر^۳ 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 قابل ملاحظه قیمت‌ها بدون انبساط پولی و افزایش پایه پولی یا ضریف فزاینده امکان‌پذیر شود، اما برعکس اگر انتظارات تورمی رو به کاهش گذارد، این امکان وجود دارد که با انبساط قابل ملاحظه پول سطح عمومی قیمت‌ها افزایش

4. Lucas (1980)
5. Sargent & Surico (2008)
6. Benati (2009)
7. Dreger & Wolters (2013)
8. The long-Run Co-Movement
9. Altimari (2001)
10. Gerlach (2004)
11. Fischer et al. (2008)
12. Ricketts & Rose (1995)
13. Ayuso et al. (2003)
14. Stock & Watson (2006)
15. Lenza (2006)

1. Bernanke & Gertler (1995)
2. Bernanke & Blinder (1998)
3. Laidler (1991)

مدت کوتاهی کشورهای مختلفی به استفاده از این الگو جهت پیش‌بینی تورم روی آورند. الگوی P^* قدرت پیش‌بینی بالایی به ویژه در کشورهایی که ریشه تورم در آن‌ها عموماً پولی تلقی می‌شود دارد (لورنس^{۱۲}، ۱۹۸۸: ۱۸). به همین دلیل می‌توان از این الگو در مورد اقتصاد ایران بهره گرفت.

از ایرادات الگوهایی که تورم را به رشد حجم پول و یا سرعت گردش پول ارتباط می‌دهند، تخمین بیش از حد پارامترها است. در الگوهای P^* ، میزان حجم پول و قیمت با یکدیگر ارتباط دارند. در نتیجه، ارتباط نزدیک پول و تورم ممکن است بیش از حد برآورد گردد. در واقع می‌توان گفت توجه الگوی P^* به سطح قیمت‌ها می‌باشد که این نیز برای سیاست‌گذاران از اهمیت فراوانی برخوردار است. نقطه شروع مبانی نظری، رابطه تورم و بیکاری بر اساس نظریه فیلیپس است:

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1,t}^e + \alpha_y (y_t - y_t^*) + \alpha_z z_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

در این معادله π_t نرخ تورم سالانه، $\pi_{t+1,t}^e$ 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^{۱۳} و α_y بزرگ‌تر از صفر هست.

در الگوهای P^* که اولین بار توسط هالمن^{۱۴} و همکاران (۱۹۹۱: ۸۵۸-۸۶۱) 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:

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1,t}^e - \alpha_p (p_t - p_t^*) + \alpha_z z_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (2)$$

$$\alpha_p > 0$$

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 بلند مدت 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

(۱) برای منطقه یورو و خمیری و بن علی^۱ (۲۰۱۲: ۲۸-۱) برای تونس و آمیسانو و کولایکچیو (۲۰۱۳: ۲۴-۱) برای مجموعه‌ای از چهار کشور آمریکا، انگلستان، منطقه یورو و ژاپن را به عنوان یک فرآیند تغییر رژیم مارکوف مدل‌سازی نموده و نشان می‌دهند که در یک رژیم تورمی پایین^۲، ممکن است همبستگی بین رشد حجم پول و تورم، ضعیف تشخیص داده شده و این ارتباط در رژیم‌های تورمی بالا و پایین متفاوت و نامتقارن است.

همچنین در ارتباط با مقایسه شاخص‌های پولی جمع ساده و دیویژیا در تبیین و پیش‌بینی تورم مطالعاتی از قبیل بلونجیا^۳ (۱۹۹۶: ۱۰۸۳-۱۰۶۵)، اندرسون و همکاران (۱۹۹۷: ۵۵-۳۱)، لوکاس (۲۰۰۰: ۲۷۴-۲۴۷)، شانک^۴ (۲۰۰۱: ۲۸۳-۲۷۲)، استراکا^۵ (۲۰۰۴: ۳۳۱-۳۰۹)، دوکا و ون هوس^۶ (۲۰۰۴: ۲۷۲-۲۴۷)، دراگ و میلز^۷ (۲۰۰۵: ۱۵۷-۱۳۸)، بلونجیا و ایریلند^۸ (۲۰۰۶: ۴۴۵-۴۲۹)، الگر و همکاران^۹ (۲۰۰۶: ۴۶۶-۴۲۸)، بینر و همکاران^{۱۰} (۲۰۰۹: ۱۱۴-۹۹) و بینر و همکاران (۲۰۱۰: ۴۸۰۸-۴۷۹۳)، استفاده از شاخص‌های پولی دیویژیا را در مقایسه با شاخص جمع ساده پیشنهاد می‌دهند.

۳- مدل‌سازی تورم ایران

الگوهای فراوانی برای تبیین و مدل‌سازی تورم و آگاهی از چگونگی حرکت آن در اقتصاد، طراحی گردیده است. یکی از انواع این الگوها، الگوی معروف P^* است. مبنا این الگو، منحنی سنتی فیلیپس است که در آن ارتباط میان تورم و شکاف تولید^{۱۱} مطرح می‌شود. اما در الگوی P^* به جای شکاف تولید از شکاف قیمت استفاده می‌شود. مبنا ساده نظری الگو و کارکرد نسبتاً موفق آن در پیش‌بینی تورم باعث گردید تا در

1. Khemiri & Ben Ali (2012)
2. Low Inflation Regime
3. Belongia (1996)
4. Schunk (2001)
5. Stracca (2004)
6. Duca & VanHoose (2004)
7. Drake & Mills (2005)
8. Belongia & Ireland (2006)
9. Elger et al. (2006)
10. Binner et al. (2009)
11. Output Gap

12. Lawrence (1988)

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

14. Hallman et al. (1991)



همچنین برای عملیاتی کردن مفهوم شکاف حجم پول، باید تابع تقاضای پول تخمین زده شود. همانند بسیاری دیگر از مطالعات اقتصادسنجی روی تقاضای پول، فرض می‌شود که تابع تصحیح خطا به شکل زیر باشد:

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

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 K_π شوک تقاضای پول و دارای توزیع نرمال است. برای اندازه‌گیری هزینه فرصت نگهداری پول از شکاف میان نرخ بهره کوتاه مدت و بلند مدت، $i_t^l - i_t$ ، 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 زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۰ با تناوب فصلی مورد استفاده 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 به صورت ساده، با یکدیگر جمع می‌شوند.

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

که x_{it} ام مؤلفه پولی از تجمیع^۲ در زمان t است (سرلتیس و یوریتسکایا^۳، ۲۰۰۷: ۲۹۱-۲۸۱).

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

در سطح تعادلی بلندمدت خود قرار خواهد داشت. از این رو، P^* به شرح زیر تعریف می‌گردد.

$$p_t^* \equiv m_t + v_t^* - y_t^* \quad (۳)$$

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 بلند مدت است (گرلاچ و سونسون^۱، ۲۰۰۳: ۱۶۵۴). از مشکلات این الگو عدم انعکاس پایه‌های خریدی آن می‌باشد. با این وجود، این الگو برای محاسبه رفتار قیمتی مورد استفاده قرار گرفته و علاوه بر آن، برخی از طرفداران هدف گذاری 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: ۸۱-۶۹)، الگوی P^* را بر اساس شکاف حقیقی پول بیان می‌کند، $(\tilde{m}_t^* - \tilde{m}_t)$ ، به طوری که $\tilde{m}_t \equiv m_t - p_t$ تراز حقیقی پول می‌باشد.

$$\tilde{m}_t^* = \tilde{m}_t - p_t^* = y_t^* - V_t^* \quad (۵)$$

تراز حقیقی پول همواره در تعادل بلند مدت است، زیرا از شکاف تراز پولی و قیمت حاصل شده است.

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

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

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1,t}^e + \alpha_m (\tilde{m}_t - \tilde{m}_t^*) + \alpha_z z_{t+1} + \varepsilon_{t+1}$$

$$\alpha_m = \alpha_p > 0$$

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

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

2. Monetary component of aggregate
3. Serletis & Urtskaya (2007)

1. Gerlach & Svensson (2003)

استفاده می‌شد. مسئله‌ای که در ارتباط با روش‌های مذکور وجود دارد لزوم هم‌جمع^۷ بودن تمام متغیرها از درجه یک است. مهم‌ترین مزیت آزمون کرانه‌ها نسبت به روش‌های پیشین این است که بدون توجه به هم‌جمع بودن متغیرها از یک درجه (صفر یا یک) به تبیین روابط بلندمدت می‌پردازد. به تبعیت از پسران و همکاران (۲۰۰۱: ۳۲۶-۲۸۹)، این مقاله از روش آزمون کرانه‌ها و با مدل‌سازی رابطه بلندمدت به‌عنوان یک مدل خودرگرسیون برداری^۸ (VAR) از رتبه ρ استفاده می‌کند:

$$Z_t = C_0 + \beta_t + \sum_{i=1}^p \phi_i Z_{t-i} + \varepsilon_t, t=1,2,3,\dots,T \quad (13)$$

Z_t برداری از متغیرهای x_t و y_t می‌باشد. C_0 یک بردار $(k+1)$ از عرض از مبدأها و β یک بردار $(k+1)$ از ضرایب روند^۹ می‌باشد. پسران و همکاران (۲۰۰۱: ۳۲۶-۲۸۹) مدل^{۱۰} VECM^{۱۰} زیر را برای رابطه فوق به‌دست آورده‌اند:

$$\Delta Z_t = C_0 + \beta_t + \pi_t Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (14)$$

$$t=1,2,3,\dots,T$$

$$\pi = I_{k+1} \sum_{i=1}^p \psi_i \quad \text{and} \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p \psi_j, i=1,2,\dots,p-1$$

علاوه بر این، با این فرض که یک ارتباط بلندمدت واحد میان متغیرها وجود دارد، VECM شرطی به‌دست می‌آید.

در ابتدا، برای تعیین روابط بلند مدت بین متغیرها از الگوی خودرگرسیون توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده می‌شود و برای جلوگیری از کاذب بودن رگرسیون، بایستی پایایی متغیرها بررسی گردند.

نتایج آزمون ریشه واحد ADF و PP برای لگاریتم جمع ساده حجم پول $M2$ ($\ln NSm2_t$)، لگاریتم دیویزیای حجم پول $M2$ ($\ln NDM2_t$)، نرخ تورم (INF_t) و لگاریتم تولید ناخالص داخلی ($\ln GDP_t$) در پیوست ارائه شده است. مطابق آزمون ADF تمام متغیرها جمعی از درجه صفر و بر اساس آزمون PP تنها لگاریتم تولید ناخالص داخلی جمعی از درجه صفر و سایر متغیرها جمعی از درجه یک هستند.

$$\log MD_t - \log MD_{t-1} = \sum_{i=1}^n \bar{S}_{it} (\ln x_{i,t} - \ln x_{i,t-1}) \quad (10)$$

که در این جا MD_t شاخص مقداری دیویزیای در زمان t است.

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

$$S_{it} = \frac{U_{it} x_{it}}{\sum_{k=1}^n U_{kt} x_{kt}} \quad (11)$$

که در آن U_{it} هزینه استفاده^۱ از دارایی پولی است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U_{it} = \frac{R_t - r_{it}}{1 + R_t} \quad (12)$$

که R_t نرخ بهره دارایی معیار^۲ و r_{it} نرخ بهره دارایی پولی i ام است (آلخاریف و بارنت^۳، ۲۰۱۲: ۴۳-۱، بارنت و شوونت^۴، ۲۰۱۰: ۵۴-۱).

با فرض پورتفولیوی تعادلی و تحت فرض حداکثرسازی مطلوبیت توسط مصرف کننده، خدمات پولی یک دارایی را می‌توان با هزینه استفاده از آن دارایی معادل گرفت. بارنت بیان می‌دارد که هزینه استفاده از دارایی i ام در زمان t ، در واقع هزینه فرصت نگهداری یک واحد از دارایی i ام در زمان t است (بارنت، ۱۹۹۰: ۲۵۷-۲۰۵).

۴-۲- نتایج تخمین الگوی P^*

برای تحلیل تجربی روابط بلندمدت و اثرات متقابل میان متغیرهای تحقیق، مدل مورد نظر با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها^۵ که توسط پسران و همکاران^۶ (۲۰۰۱: ۳۲۶-۲۸۹) ارائه گردید، تخمین زده شده است. پیش از این از روش‌های انگل - گرنجر و یوهانسون برای بررسی رابطه هم‌جمعی میان متغیرها

7. Integrated
8. Vector Autoregressive (VAR)
9. Trend
10. Vector Error Correction Model (VECM)

1. User cost
2. Benchmark asset
3. Alkhareif & Barnett (2012)
4. Barnett & Chauvet (2010)
5. Bounds Test
6. Pesaran et al. (2001)



می‌پردازیم.

جدول شماره (۱) نتایج آزمون ریشه واحد زیوت و اندروز (ZA) و آزمون ریشه واحد لامزداین و پاپل (LP) را ارائه می‌دهد. طبق آزمون ریشه واحد ZA و LP، کلیه متغیرها جمعی از درجه صفر می‌باشند.

جدول شماره (۲) خلاصه‌ای از نتایج جمعی متغیرهای مورد نظر را بر اساس آزمون‌های مختلف نشان می‌دهد. با توجه به این که درجه جمعی داده‌ها همسان نمی‌باشد، از روش آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌شود.

در جدول (۳) مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها ارائه شده است. به تبعیت از قاتیرچی‌اغلو^۶ (۲۰۰۹: ۲۷۴۴) و با توجه به قاعده مطالعات تجربی برای کمتر از ۸۰ داده، برای آماره F از مقادیر بحرانی نارایان^۷ (۲۰۰۵: ۱۹۹۰-۱۹۸۷) استفاده شده است.

در جدول (۴) نتایج آزمون کرانه‌ها ارائه شده است. آماره‌های به دست آمده 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 پائین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پائین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد نمود. نهایتاً اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پائین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص می‌باشد. مشاهده می‌شود که آماره F در سطح معنی‌داری ۵ درصد بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی جدول نارایان (۲۰۰۵: ۱۹۹۰-۱۹۸۷) می‌باشند. بنابراین می‌توان گفت که در سطح معنی‌داری ۵ درصد آزمون کرانه‌ها مؤید وجود رابطه هم‌جمعی میان متغیرهای مدل است و از این رو وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها را نمی‌توان رد نمود.

در جدول شماره (۵) تخمین ضرائب بلندمدت مدل ARDL آورده شده است.

در ارتباط با درجه جمعی متغیرها مسئله مهم که غالباً مورد غفلت واقع شده است، لزوم در نظر گرفتن شکست ساختاری می‌باشد. در صورتی که در داده‌ها شکست ساختاری وجود نداشته باشد، شاید بتوان گفت که نتایج آزمون‌های ADF و PP قابل اتکا می‌باشند، اما در صورت وجود شکست ساختاری در داده‌ها قطعاً نمی‌توان به نتایج آن‌ها اتکا نمود (پرون^۱، ۱۹۸۹: ۱۳۷۱). نتایج آزمون‌های رایج ریشه واحد دیک‌فولر، دیک‌فولر تعمیم یافته، فیلپس پرون و غیره در صورتی معتبر می‌باشد که داده‌ها شکست ساختاری نداشته باشند، اما در صورت وجود شکست ساختاری آزمون‌های مذکور برای بررسی درجه جمعی نتایج قابل اتکا ارائه نخواهند نمود. غفلت از در نظر گرفتن شکست ساختاری ممکن است منجر به تورش در نتیجه آزمون ریشه واحد در جهت عدم رد فرض صفر ریشه واحد گردد. به عبارت دیگر آزمون‌های ADF و PP ممکن است اشتباهاً متغیر را جمعی از درجه یک گزارش نمایند در حالی که در حقیقت متغیر با لحاظ شکست ساختاری ایستا باشد (زیوت و اندروز^۲، ۱۹۹۲: ۲۵۱). بن‌دیوید و همکاران^۳ تأکید نموده‌اند که صرفاً غفلت از در نظر گرفتن یک شکست ساختاری ممکن است منجر به عدم رد فرض صفر ریشه واحد در نظر گرفتن دو شکست ساختاری در صورت وجود، ممکن است منجر به عدم رد فرض صفر ریشه واحد توسط آزمون‌هایی گردد که فقط یک شکست ساختاری را در نظر می‌گیرند (بن‌دیوید و همکاران، ۲۰۰۳: ۳۰۳). لیبورن و همکاران^۴ (۲۰۰۳: ۲۹۰) تأکید نموده‌اند که اگر شکست ساختاری مورد توجه قرار نگیرد نتایج به دست آمده از آزمون‌های هم‌جمعی ممکن است کاذب باشند (لیبورن و همکاران، ۲۰۰۳: ۲۹۰).

به این دلیل به تخمین آزمون ریشه واحد زیوت و اندروز (۱۹۹۲: ۲۵۱) با توانایی لحاظ نمودن یک شکست ساختاری درون‌زا و آزمون ریشه واحد لامزداین و پاپل^۵ (۱۹۹۷: ۲۱۸-۲۱۲) با توانایی لحاظ نمودن دو شکست ساختاری درون‌زا

1. Perron (1989)
2. Zivot & Andrews (1992)
3. Ben-David et al. (2003)
4. Leybourne et al. (2003)
5. Lumsdaine & Papell (LP) (1997)

6. Katircioglu (2009)
7. Narayan (2005)

جدول (۱): آزمون ریشه واحد ZA و LP

	TB_{ZA}	lag	t_{ZA}	TB_{1LP}	TB_{2LP}	lag	t_{LP}
$\ln NSm2_t$	۱۳۷۳Q۴	(۴)	-۴/۰۶۰**	۱۳۷۴Q۱	۱۳۸۴Q۲	(۲)	-۵/۲۷۷***
$\ln NDM2_t$	۱۳۷۳Q۴	(۴)	-۴/۲۳۵**	۱۳۷۴Q۱	۱۳۸۴Q۲	(۲)	-۵/۶۶۰***
INF_t	۱۳۷۵Q۴	(۴)	-۴/۸۴۱***	۱۳۷۳Q۳	۱۳۷۴Q۲	(۲)	-۶/۳۰۷***
$\ln GDP_t$	۱۳۸۱Q۴	(۴)	-۳/۷۹۷***	۱۳۷۲Q۱	۱۳۸۲Q۲	(۲)	-۸/۸۱۹***

مقادیر بحرانی آزمون زیووت-اندروز در سطح ۱، ۵ و ۱۰٪ توسط زیووت و اندروز (۱۹۹۲: ۲۵۶) به ترتیب ۰/۵۷، ۰/۰۸ و ۰/۸۲- تعیین شده است. همچنین مقادیر بحرانی آزمون لامزداین-پاپل در سطح ۱، ۵ و ۱۰٪ توسط لامزداین و پاپل (۱۹۹۷: ۲۱۸-۲۱۲) به ترتیب ۷/۳۴، ۶/۸۲ و ۶/۴۹- تعیین شده است. ***، ** و * به مفهوم رد فرض صفر به ترتیب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

جدول (۲): خلاصه 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(0)	I(0)	I(0)

جدول (۳): مقایر بحرانی روش مدل سازی ARDL

K=4	0/10		0/05		0/01	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F_v	۲.۸۷۹	۴.۱۱۴	۳.۴۲۶	۴.۷۹۰	۴.۷۰۴	۶.۵۳۷

مقادیر بحرانی آماره F توسط نارایان (۲۰۰۵: ۱۹۹۰-۱۹۸۷) تعیین شده است. K تعداد متغیرها در مدل ARDL است.

جدول (۴): آزمون کرانه‌ها جهت بررسی روابط هم‌جمعی

	Lag	F
$F(\ln NSm2_t \ln GDP_t, INF_t)$	۱	۴.۹۷۸۶***
$F(\ln NDM2_t \ln GDP_t, INF_t)$	۱	۴.۹۹۱۵***

مقادیر بحرانی آماره F توسط نارایان (۲۰۰۵: ۱۹۹۰-۱۹۸۷) و مقادیر بحرانی آماره t توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱: ۳۲۶-۲۸۹) تعیین شده است.

جدول (۵): تخمین ضرایب بلند مدت با استفاده از روش ARDL

ARDL (1,0,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده 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 انتخاب شده 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)

مأخذ جداول: محاسبات تحقیق

$$\Delta p_t = c(S_t) + \alpha_1(S_t)\Delta p_{t-1} + \dots + \alpha_p(S_t)\Delta p_{t-p} + \varepsilon_t \quad (16)$$

اگر S_t یکی از M ارزش متفاوت نماینده به وسیله‌ی عدد صحیح $1, 2, 3, \dots, M$ را بگیرد، رابطه‌ی (۱۲) ترکیبی از M الگوی خودرگرسیون را نشان می‌دهد. در یک مورد دو رژیم، الگو (۱۲) وضعیت تورم پایین (هنگامی که $S_t = 1$) را به خوبی تورم بالا (هنگامی که $S_t = 2$) در متغیر رشد سطح قیمت‌ها نشان می‌دهد. بنابراین یک رشد سطح قیمت‌های پایین می‌تواند به صورت رابطه‌ی (۱۷) نشان داده شود:

$$\Delta p_t = c_1 + \alpha_{11}\Delta p_{t-1} + \dots + \alpha_{p1}\Delta p_{t-p} + \varepsilon_t \quad (17)$$

در حالی که اگر رشد سطح قیمت‌ها بالا باشد، به صورت رابطه‌ی (۱۸) مدل‌سازی می‌شود:

$$\Delta p_t = c_2 + \alpha_{12}\Delta p_{t-1} + \dots + \alpha_{p2}\Delta p_{t-p} + \varepsilon_t \quad (18)$$

پارامترهای فرآیند شرطی، به یک رژیم که فرض شده است تصادفی و غیرقابل مشاهده باشد وابسته می‌باشند. بنابراین به منظور تشریح کامل فرآیند خلق داده، تشریح فرمول‌بندی فرآیند خلق رژیم لازم می‌باشد. با فرض دو رژیم ($i=2$)، رژیم‌ها به وسیله متغیر پنهان S_t نشان داده می‌شود، به طوری که S_t وابسته به وضعیت اقتصاد بوده و در دوره‌های رکود مقدار صفر و در دوره‌های رونق مقدار یک را می‌گیرد. انتقال بین رژیم‌ها به وسیله‌ی یک فرآیند مارکوف مرتبه اول معرفی شده به وسیله همیلتون (۱۹۸۹: ۳۶۴) کنترل می‌شود و به صورت رابطه‌ی (۱۹) است:

$$\begin{aligned} P(S_t = 0 / S_{t-1} = 0) &= p_{00} \\ P(S_t = 0 / S_{t-1} = 1) &= 1 - p_{00} \\ P(S_t = 1 / S_{t-1} = 0) &= 1 - p_{11} \\ P(S_t = 1 / S_{t-1} = 1) &= p_{11} \end{aligned} \quad (19)$$

در رابطه‌ی (۱۶)، 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

$$(2 \times 2) \text{ به صورت } \begin{bmatrix} p_{00} & 1 - p_{11} \\ 1 - p_{00} & p_{11} \end{bmatrix} \text{ خلاصه کرد که در}$$

آن مجموع احتمالات برابر یک است. بر طبق نظر همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴: ۳۳۳-۳۰۷)، با فرض اینکه احتمالات انتقال اولیه ثابت باشد، فرم تابعی آن‌ها به صورت رابطه‌ی (۲۰)

همان‌طور که در جدول (۵) نشان داده شده است 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^* به‌دست می‌آید. k^* ثابت بوده و برابر با منهای جز k_i در تورم است. Y_t^* نیز تولید ناخالص بالقوه است که به وسیله فیلتر هودریک-پرسکات تخمین زده شده است.

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

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

$$\pi_t = \alpha_\pi \pi_{t-1}^e + \alpha_m (\tilde{m}_{t-1} - \tilde{m}_{t-1}^*) + \alpha_z z_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

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 به عنوان متغیرهای طرف عرضه استفاده شده است. باید توجه داشت که در الگوی P^* ، به جای شکاف تولید در منحنی فیلیپس سنتی، شکاف پولی در نظر گرفته شده است. در این مطالعه با توجه به این که در ایران آمار مربوط به تورم هدف‌گذاری شده موجود نمی‌باشد، در مدل، تورم یک دوره قبل به عنوان تورم انتظاری در نظر گرفته می‌شود.

۵- مدل روش چرخشی مارکوف

اخیراً تعدادی از الگوهای تجربی، ارتباط بین مفهوم تغییر در ادوار تجاری و تغییر در رژیم را تأیید کرده‌اند (کرولیزگ، ۱۹۹۷: ۲۶؛ کیم و نلسون، ۱۹۹۸: ۲۰۱-۱۸۸). مزیت اصلی فرآیندهای تغییر در رژیم، توانایی‌شان در توضیح الگوهای غیرخطی، به منظور مدل‌سازی عدم تقارن‌های زمانی، به خوبی شرایط پایایی ماندگار در سری‌های زمانی اقتصادی می‌باشد (همیلتون و ساسمل، ۱۹۹۴: ۳۰۷). 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 (۱۶) پیروی می‌کند:

1. Krolzig (1997)
2. Kim & Nelson (1998)
3. Hamilton & Susmel (1994)

است:

$$p_{00} = \frac{e(\theta_0)}{1 + e(\theta_0)} \quad \text{and} \quad p_{00} = \frac{e(\partial_0)}{1 + e(\partial_0)} \quad (20)$$

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 شود. در جدول (۸)، آزمون بررسی حالت خطی بودن نرخ تورم ارائه شده است. بر اساس نسبت راست نمایی،

$$LR = 2 \times \left| \ln L_{MSH(2)-AR(1)} - \ln L_{linearAR} \right|$$

می‌باشد. با توجه به نتایج جدول (۷)، 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 مشاهده شده، 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 ارائه شده است.

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 یک فاز تورم بالا را تسخیر می‌کنند.

۶- اثرات شکاف پولی بر تورم

در این بخش از آنجا که مدل P^* برای تبیین رفتار تورم ایران استفاده شده است، به بررسی نقش شکاف پولی (dm) محاسبه شده از طریق کل‌های پولی جمع ساده (M2) و دیویژیا (M2) در تورم ایران با استفاده از روش چرخشی مارکوف پرداخته می‌شود.

۶-۱- اثرات شکاف پولی کل‌های پولی جمع ساده M2

در این بخش به منظور بررسی نقش شکاف پولی جمع ساده M2 [dm(lnNSm2)] در تحلیل تورم در ایران، مدل چرخشی مارکوف تخمین زنده شده نرخ تورم، با شمول متغیر شکاف پولی بسط داده شده است. به منظور بررسی اثر dm(lnNSm2) در افزایش دقت مدل‌های MS، در جدول (۸)، با استفاده از آزمون LR، به بررسی معنی‌داری شمول متغیر dm(lnNSm2) در مدل MSH(2)-AR(1) پرداخته

۵-۱- مدل چرخشی مارکوف تک متغیره

آنالیز به وسیله آزمون خاصیت آماری مدل چرخشی مارکوف نرخ تورم شروع می‌شود؛ در ابتدا لازم است تعداد رژیم‌ها و جملات خودرگرسیون نرخ تورم تعیین شود. پس از محاسبه معیار AIC در انواع مدل‌های چرخشی مارکوف مدل‌های دو، سه و چهار رژیمه، همه‌ی مدل‌های چرخشی مارکوف دو رژیمه معیارهای AIC پایین‌تری دارند.

بر اساس نتایج ارائه شده، مدل خود رگرسیون چرخشی مارکوف دو رژیمه با رتبه خودرگرسیون یک و فاقد عرض از مبدأ (MSH(2)-AR(1)) دارای بیشترین معیار AIC بوده و به عنوان مدل‌های بهینه انتخاب می‌شوند. نتایج تخمین مدل MSH(2)-AR(1) در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول (۶): نتایج حاصل از تخمین MSH(2)AR(1)

lnL	-۲۱۴/۶۷۴	
AIC	-۲۱۹/۶۷۴	
t آماره	ضریب	
	AR(1)	۱/۰۱۹
رژیم یک	رژیم صفر	
	انحراف معیار رژیم صفر	۶۷۸***
	انحراف معیار رژیم یک	۲/۳۷***
	Q(11) = 60.88	Q(12) = 9.51

جدول (۷): آزمون LR بررسی حالت خطی بودن نرخ تورم

	lnL	LR
خطی AR(1)	-۲۳۴/۱۴۲	$\chi^2(3) = 38.936^{***}$
MSH(2)-AR(1)	-۲۱۴/۶۷۴	

***: در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشد.

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج تخمین، ضریب خود رگرسیون مدل



شده است. فوق در توضیح تورم پایین و بالا، در شکل (۲)، احتمالات انتقال در رژیم‌های تخمینی توسط مدل فوق ارائه شده است.

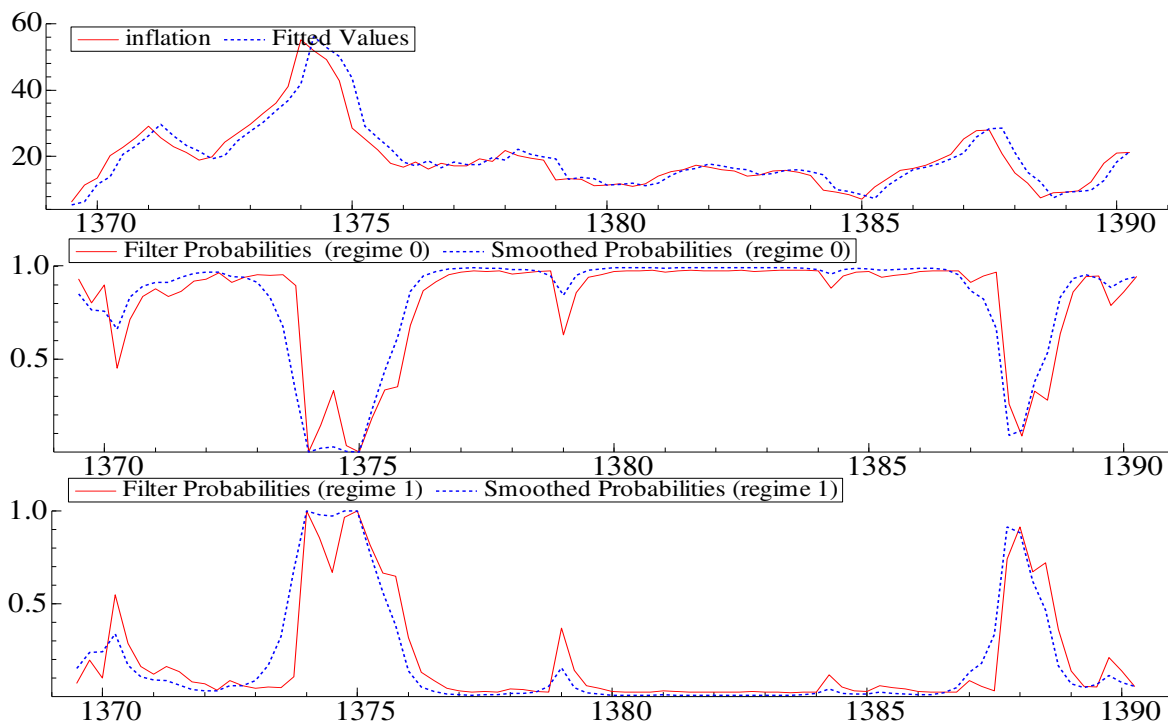
جدول (۸): آزمون LR بررسی معنی‌داری شمول متغیر $dm(\ln NSm2)$ در مدل $MSH(2)-AR(1)$

	lnL	LR
MSH(2)-ARX(1)	-۲۰۹/۰۱۷	$\chi^2(5) = 11.314^{***}$
MSH(2)-AR(1)	-۲۱۴/۶۷۴	

جدول (۹): بررسی معنی‌داری شمول متغیر $\ln NSm2$ در مدل

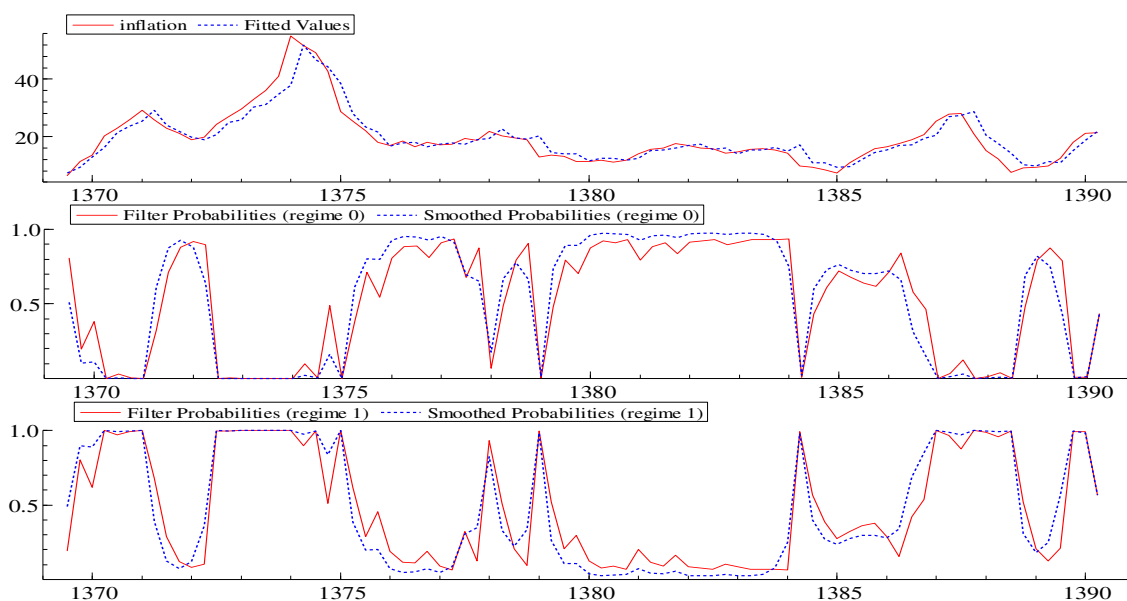
MSH(2)-AR(1)	
lnL	-۲۰۹/۰۱۷
AIC	-۲۱۶/۰۱۷
رژیم اول	
	t آماره
$dm(\ln NSm2)$ (رژیم صفر)	۲/۳۱
$dm(\ln NSm2)$ (رژیم یک)	۶/۴۵۴***
AR(1)	۰/۸۲۹
	رژیم یک
انحراف معیار رژیم صفر	۴/۶۴۸***
انحراف معیار رژیم یک	۱/۷۱۱***
$Q(11) = 67.249$	$Q(12) = 8.4722$

با توجه به جدول (۸) بر اساس نتایج آزمون LR، شمول متغیر $dm(\ln NSm2)$ در مدل $MSH(2)-AR(1)$ منجر به بهبود معنی‌دار lnL مدل برآوردی گردیده است، بنابراین $dm(\ln NSm2)$ دارای تأثیر معنی‌داری بر تورم می‌باشد. در ادامه، مدل $MSH(2)-AR(1)$ با شمول $dm(\ln NSm2)$ بسط داده شده است. در جدول (۹)، نتایج حاصل از برآورد مدل $MSH(2)-AR(1)$ بسط داده شده با متغیر $MSH(2)-AR(1)$ قبل از بررسی نحوه اثرگذاری متغیر $dm(\ln NSm2)$ بر تورم، با استفاده از مدل $MSH(2)-ARX(1)$ ، به تحلیل فازهای تورم پایین و بالا پرداخته شده است؛ به منظور بررسی قدرت مدل



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

مأخذ: محاسبات تحقیق



شکل (۲): احتمال انتقال رژیم در مدل MSH(2)-ARX(1)

مأخذ: محاسبات تحقیق

نرخ تورم وارد فاز تورم بالا می‌شود. با توجه به نتایج تخمین مدل MSH(2)-AR(1)، ضرایب متغیر شکاف پولی، تأثیر متفاوت متغیر فوق را بر نرخ تورم در رژیم‌های مختلف نشان می‌دهد، به طوری که در رژیم نرخ تورم پایین، یک واحد افزایش در متغیر فوق، در همان دوره منجر به ۲/۳۱ واحد افزایش در نرخ تورم خواهد شد؛ در رژیم نرخ تورم بالا، یک واحد افزایش در متغیر فوق، در همان دوره منجر به ۱/۱۹ واحد افزایش در نرخ تورم خواهد شد.

همان‌طور که ذکر شد در الگوی P^* ، متغیر z_t متغیر برونزای طرف عرضه است که در این مطالعه، متغیر رشد درآمد نفت به قیمت ثابت بدین منظور در نظر گرفته شده است. در این بخش به منظور بررسی نقش درآمدهای نفتی در تحلیل تورم در ایران، مدل چرخشی مارکف تخمین زنده نرخ تورم، 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، جدول (۱۱)، با استفاده از آزمون LR، به بررسی معنی‌داری شمول متغیر رشد درآمدهای نفتی (Oil) در مدل MSH(2)-ARX(1) پرداخته شده است.

با توجه به جدول (۱۱) بر اساس نتایج آزمون LR، شمول متغیر رشد درآمدهای نفتی در مدل MSH(2)-ARX(1) منجر

بر اساس احتمالات صاف شده و فیلتر شده مدل MSH(2)-ARX(1)، رژیم یک فاز تورم بالا و رژیم دو فاز تورم پایین تسخیر می‌کنند. در مقایسه با شکل (۱)، مشاهده می‌شود که با شمول متغیر $\ln NDM1$ ، مدل MSH(2)-ARX(1) قادر به تسخیر فازهای تورم بالا و پایین با دقت بیشتری شده است؛ نتیجه فوق نقش تأثیرگذار متغیر $\ln NDM1$ در تعیین فازهای تورم بالا و پایین اقتصاد ایران را نشان می‌دهد. به عنوان نتیجه‌ای دیگر از تخمین مدل MSH(2)-ARX(1) در جدول (۱۰)، ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر ارائه شده است.

جدول (۱۰): ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم ۱	۰/۹۱۱۰	۰/۰۶۹۶
رژیم ۲	۰/۰۸۸۹	۰/۹۳۰۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

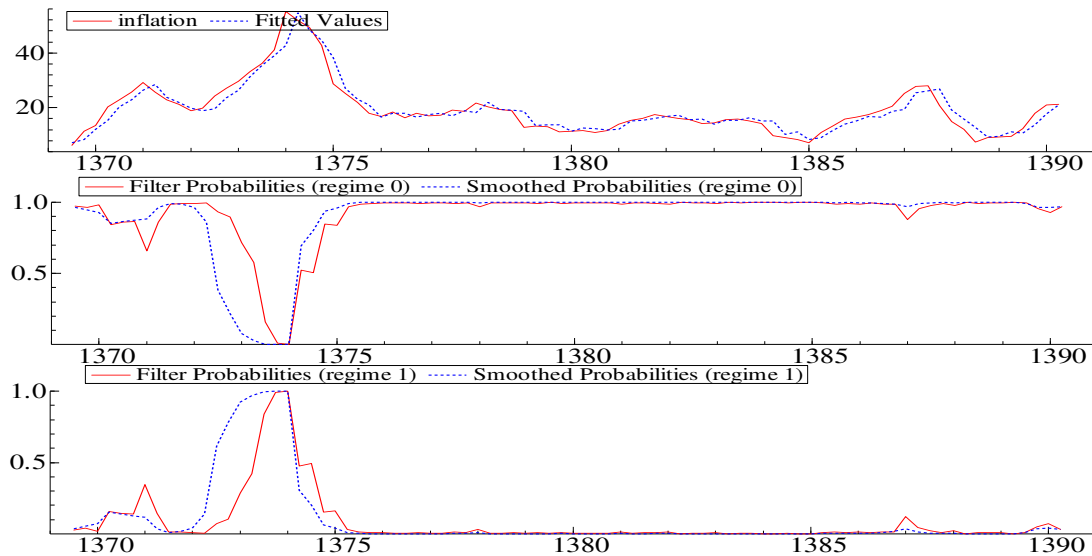
در جدول (۱۱)، احتمالات انتقال $Prob(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = 0.9110$ و $Prob(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) = 0.9303$ نشان دهنده پایایی رژیم‌های نرخ تورم در اقتصاد ایران می‌باشد؛ پایاتر بودن رژیم دو نسبت به رژیم یک، احتمال حضور عدم تقارن مهم در فازهای نرخ تورم را در اقتصاد ایران پیشنهاد می‌کند. به علاوه پس از فازهای تورم بالا، به احتمال ۰/۰۶۹۶، نرخ تورم وارد فاز تورم پایین و پس از فاز تورم پایین، به احتمال ۰/۰۸۸۹،

جدول (۱۱): آزمون LR بررسی معنی‌داری شمول متغیر

MSH(2)-AR(1) و رشد درآمدهای نفتی در مدل

	lnL	LR
MSH(2)-ARX(1) (Oil)	-۲۱۲/۲۳۳	$\chi^2(5)=2.53$
MSH(2)-AR(1)	-۲۱۰/۹۶۶	

مأخذ: محاسبات تحقیق



شکل (۳): احتمال انتقال رژیم در مدل MSH(2)-ARX(1) (Oil)

مأخذ: محاسبات تحقیق

است اثر قوی‌تری را در بروز تورم نشان دهد. دلیل دیگر می‌تواند به سبب ایجاد فضای نااطمینانی ناشی از شوک‌های مثبت نفتی که در دوران رونق درآمد نفتی حادث می‌شود، باشد که به تأخیر در سرمایه‌گذاری منجر شده و این امر به کاهش عرضه محصول می‌انجامد و رکود تورمی را در پی خواهد داشت.

۶-۲- اثرات شکاف پولی کل‌های پولی دیویزیای M2

در این بخش نیز به منظور بررسی نقش شکاف پولی دیویزیای M2 [dm(lnNDm2)] در تحلیل تورم در ایران، مدل چرخشی مارکف تخمین زنده شده نرخ تورم، با شمول متغیر شکاف پولی بسط داده شده است. به منظور بررسی اثر شکاف پولی در افزایش دقت مدل‌های MS، در جدول (۱۲)، با استفاده از آزمون LR، به بررسی معنی‌داری شمول متغیر dm(lnNDm2) در مدل MSH(2)-AR(1) پرداخته شده است.

به بهبود معنی‌دار lnL مدل برآوردی نشده است، بنابراین رشد درآمدهای نفتی دارای تأثیر معنی‌داری بر تورم نمی‌باشد. در ادامه، مدل MSH(2)-AR(1) با شمول رشد درآمدهای نفت (Oil)، بسط داده شده است. همچنین در شکل (۳)، احتمالات انتقال در رژیم‌های تخمینی توسط مدل فوق ارائه شده است.

همان‌طور که در شکل (۳) مشاهده می‌شود ضریب متغیر رشد درآمدهای نفت (Oil) هم در رژیم اول و هم در رژیم دوم معنی‌دار نبوده و همانند جدول (۱۱) اضافه کردن این متغیر منجر به بهبود مدل نشده است. دلیل این امر را همان‌طور که کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱: ۲۰۸) نیز بیان می‌کنند می‌توان از منظر پایه پولی بیان کرد. وقتی که رونق درآمدهای نفتی وجود داشته باشد، دو اثر بر پایه پولی پدیدار خواهد شد که برآیند آن‌ها اثر نهایی را بر تورم مشخص خواهد کرد. به بیان دیگر، در زمان شکوفایی درآمدهای نفتی، دولت می‌تواند از طریق کاهش یا توقف استقراض از بانک مرکزی (و نه لزوماً پرداخت بدهی‌هایش به بانک مرکزی)، منجر به کاهش خالص بدهی دولت به بانک مرکزی شود و بدین وسیله زمینه کاهش در پایه پولی و کاهش تورم را فراهم کند (اثر اول). با این حال، در زمان رونق درآمدهای نفتی، ممکن است از طریق خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در پایه پولی نفوذ (اثر دوم) و بدین وسیله اثر اول را خنثی کند و در نهایت، به افزایش پایه پولی و تورم منجر شود. بنابراین برآیند این دو اثر نتوانسته

جدول (۱۲): آزمون LR بررسی معنی‌داری شمول متغیر

MSH(2)-AR(1) در مدل $dm(\ln NDm2)$		
	lnL	LR
MSH(2)-ARX(1)	-۲۰۹/۳۱	$\chi^2(5) = 10.728^{***}$
MSH(2)-AR(1)	-۲۱۴/۶۷۴	

***: در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشد.

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول (۱۲) بر اساس نتایج آزمون LR، شمول متغیر $dm(\ln NDm2)$ در مدل MSH(2)-AR(1) منجر به بهبود معنی‌دار lnL مدل برآوردی گردیده است، بنابراین $dm(\ln NDm2)$ دارای تأثیر معنی‌داری بر تورم می‌باشد. در ادامه، مدل MSH(2)-AR(1) با شمول $dm(\ln NDm2)$ بسط داده شده است. در جدول (۱۳)، نتایج حاصل از برآورد مدل MSH(2)-AR(1) بسط داده شده با متغیر MSH(2) ($dm(\ln NDm2)$ ARX(1)) ارائه شده است.

با استفاده از مدل MSH(2)-ARX(1)، به تحلیل فازهای تورم پایین و بالا پرداخته شده است. به منظور بررسی قدرت مدل فوق در توضیح تورم پایین و بالا، در شکل (۴)، احتمالات انتقال در رژیم‌های تخمینی توسط مدل فوق ارائه شده است.

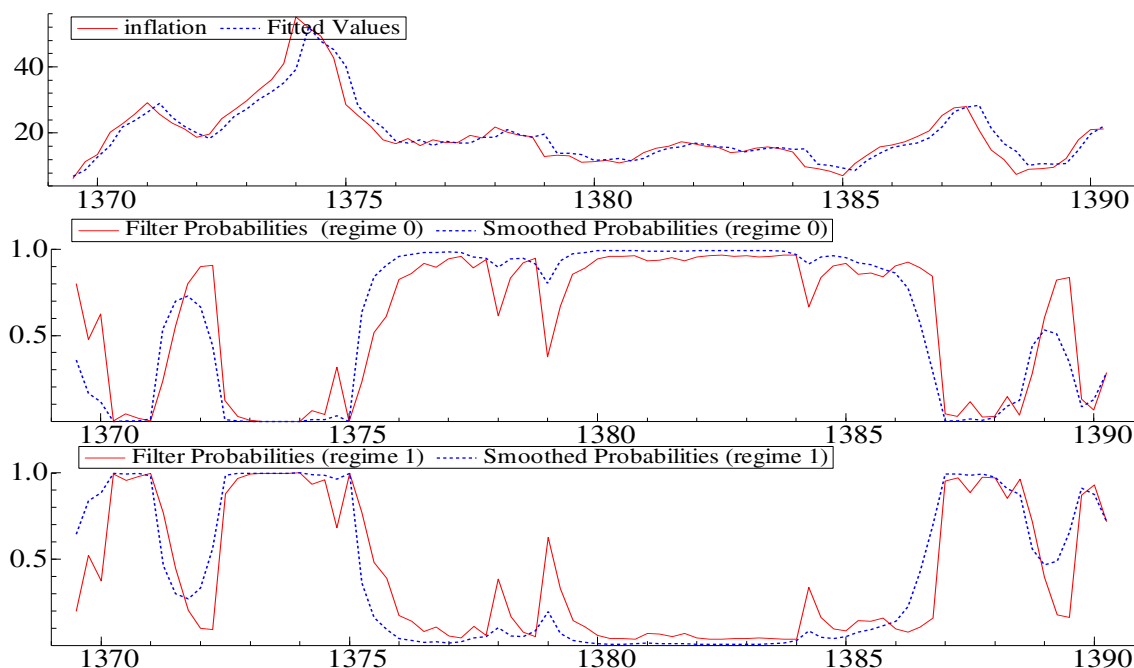
 جدول (۱۳): بررسی معنی‌داری شمول وقفه‌های متغیر $\ln NDm2$ در

مدل MSH(2)-AR(1)

lnL	-۲۰۹/۳۱
AIC	-۲۱۶/۳۱
رژیم اول	
	ضریب
$dm(\ln NDm2)$ (رژیم صفر)	۳/۴۳
$dm(\ln NDm2)$ (رژیم یک)	۱/۷۶
AR(1)	۰/۸۲۷
	رژیم
	رژیم صفر
انحراف معیار رژیم صفر	۴/۶۹۲***
انحراف معیار رژیم یک	۱/۷۰۶***
Q(11) = 69.679	Q(12) = 7.9321

***: در سطح ۱٪ معنی‌دار است.

مأخذ: محاسبات تحقیق



شکل (۴): احتمال انتقال رژیم در مدل MSH(2)-ARX(1)

مأخذ: محاسبات تحقیق



عنوان یک فرآیند تغییر رژیم مارکوف مدل‌سازی شده و با توجه به تورم بالا در اقتصاد ایران در چند دهه‌ی اخیر، یکی از سؤالات مهم در این زمینه، نقش سیاست‌های پولی بانک مرکزی در رژیم‌های تورمی بالا و پایین می‌باشد. در این راستا، به منظور نقش سیاست‌های پولی و تعیین کل‌های پولی مناسب در مدل‌سازی تورم ایران، کل‌های پولی دیویژیا و جمع ساده مورد استفاده قرار گرفت. تحقیق حاضر به بررسی اثرات نامتقارن کل‌های پولی بر تورم ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۰ بر اساس اطلاعات بانک مرکزی و با تناوب فصلی پرداخته است. برای مدل‌سازی تورم در ایران از الگوی P^* استفاده شده است، که در این الگو به جای شکاف تولید در منحنی فیلیپس سنتی، شکاف پولی در نظر گرفته شده است. شایان ذکر است که برای برآورد الگوی P^* از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و روش آزمون کرانه‌های معرفی شده توسط پسران و همکاران (۲۰۱۱: ۳۲۶-۲۸۹) به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت، استفاده شد. همچنین با به‌کارگیری روش چرخشی مارکوف به تبیین رژیم‌های تورمی بالا و پایین در تحلیل تورم ایران پرداخته شد که نتایج زیر به‌دست آمد:

- بر اساس معیار AIC مدل خود رگرسیون چرخشی مارکوف دو رژیمه با رتبه خودرگرسیون یک و فاقد عرض از مبدأ (MSH(2)-AR(1)) به عنوان 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 محاسبه شده، نشان دهنده‌ی پایایی رژیم‌های تورمی اقتصاد ایران می‌باشد.
- پس از بررسی نقش شکاف پولی (dm) محاسبه شده 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.

بر اساس احتمالات صاف شده و فیلتر شده مدل MSH(2)-ARX(1) رژیم یک فاز تورم بالا و رژیم دو فاز تورم پایین تسخیر می‌کنند. در مقایسه با شکل (۱)، مشاهده می‌شود که با شمول متغیر $dm(\ln NDm2)$ مدل MSH(2)-ARX(1) قادر به تسخیر فازهای تورم بالا و پایین با دقت بیشتری شده است؛ نتیجه فوق نقش تأثیرگذار متغیر $\ln NDm1$ در تعیین فازهای تورم بالا و پایین اقتصاد ایران را نشان می‌دهد. به عنوان نتیجه‌ای دیگر از تخمین مدل MSH(2)-ARX(1) در جدول (۱۴)، ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر ارائه شده است.

جدول (۱۴): ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم ۱	۰/۹۲۹۳	۰/۰۹۰۸
رژیم ۲	۰/۰۷۰۶	۰/۹۰۹۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول (۱۴)، احتمالات انتقال $Prob(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = 0.929$ و $Prob(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) = 0.9091$ و نشان دهنده‌ی پایایی رژیم‌های نرخ تورم در اقتصاد ایران می‌باشد. پایاتر بودن رژیم اول نسبت به رژیم دوم، احتمال حضور عدم تقارن مهم در فازهای نرخ تورم را در اقتصاد ایران پیشنهاد می‌کنند. به علاوه پس از فازهای تورم بالا، به احتمال $۰/۰۷۰۶$ ، نرخ تورم وارد فاز تورم پایین و پس از فاز تورم پایین، به احتمال $۰/۰۹۰۸$ ، نرخ تورم وارد فاز تورم بالا می‌شود. با توجه به نتایج تخمین مدل MSH(2)-AR(1)، ضرایب متغیر شکاف پولی، تأثیر متفاوت متغیر فوق را بر نرخ تورم در رژیم‌های مختلف نشان می‌دهد، به طوری که در رژیم نرخ تورم پایین، یک واحد افزایش در متغیر فوق، در همان دوره منجر به $۳/۴۳$ واحد افزایش در نرخ تورم خواهد شد. در رژیم نرخ تورم بالا، یک واحد افزایش در متغیر فوق، در همان دوره منجر به $۱/۷۶$ واحد افزایش در نرخ تورم خواهد شد.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این پژوهش، بررسی اثرات نامتقارن کل‌های پولی بر تورم ایران با استفاده از الگوی تغییر رژیم مارکوف می‌باشد. با توجه به تنوع الگوی رفتاری در روند تورم ایران، تورم به

مرتبط با فعالیت‌های سوداگرانه، افزایش یافته و نیز معاملات متعدد و تکراری مربوط به GNP زیاد شده است.

- مطابق ضرایب به‌دست آمده می‌توان گفت که کل‌های پولی دیویژیا نسبت به کل‌های پولی جمع ساده عدم تقارن موجود را بهتر نمایش می‌دهد.

بنابراین با توجه به اثرات نامتقارن کل‌های پولی در رژیم‌های تورمی پیشنهاد می‌گردد بانک مرکزی با توجه به متفاوت بودن اثرات سیاست‌های پولی در رژیم‌های تورم بالا و پایین و نامتقارن بودن این اثرات، سیاست‌های مدبرانه و متناسب با این رژیم‌ها اتخاذ نماید. همچنین با توجه به تغییر و تحولات فراوان در استفاده از دارایی‌های پولی به دلیل تغییر مقررات، نوآوری‌های مالی، ترجیحات مصرف‌کنندگان و تغییر سرعت گردش پول، لازم است از کل‌های پولی دیویژیا برای بررسی نقش پول در اقتصاد کلان استفاده گردد.

- نتایج، اثرات ضعیف شکاف پولی در رژیم‌های تورم بالا و اثرات قوی‌تر در رژیم‌های تورم پایین را نشان می‌دهد که در واقع مطابق انتظار نبود اما می‌توان دلایل این امر را به این صورت عنوان کرد: دلیل اول، وقفه‌های اثر گذاری سیاست‌های پولی است که سبب می‌شوند این سیاست‌ها نسبت به سیاست‌های مالی اثر خود را دیرتر در جامعه نمایش دهند. دلیل دوم و مهم‌تر، کاهش سرعت در گردش پول است که 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 کند شدن یا عدم تغییر نقل و انتقال و تحرک فیزیکی پول در جامعه باشد. اما معاملات اقلام نامرتبط با GNP مثل اموال غیرمنقول و

منابع

- ابوالحسنی‌هستیانی، اصغر؛ محمدحسین، پورکاظمی؛ اثنی‌عشری امیری، ابوالقاسم و احسان‌فر، محمدحسین (۱۳۹۱)، "آنالیز حساسیت بهینه‌سازی تولید و تورم در اقتصاد بر مبنای یک مدل کنترل بهینه"، *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۸، ۸۳-۹۴.
- حسینی‌نسب، سید ابراهیم و رضاقلی‌زاده، مهدیه (۱۳۸۹)، "بررسی ریشه‌های مالی تورم در ایران (با تأکید بر کسری بودجه)"، *پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۱۰، ۷۰-۴۳.
- حسینی‌نسب، سید ابراهیم و حاضری‌نیری، هاتف (۱۳۹۱)، "تحلیل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر اثر اصلاح یارانه حامل‌های انرژی بر تورم و تولید ناخالص داخلی"، *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۷، ۸۰-۶۷.
- Alkhareif, R. & Barnett, W. A. (2012), "Divisia Monetary Aggregates for the GCC Countries", *MPRA Paper*, 39539, 1-43.
- Altimari, S. N. (2001), "Does Money Lead Inflation in the Euro Area?", *European Central Bank, Working Paper*, 63, 1-52.
- Amisano, G. & Colavecchio, R. (2013), "Money Growth and Inflation: Evidence from a Markov Switching Bayesian VAR", *DEP (Socioeconomics) Discussion Papers Macroeconomics and Finance Series*, 4, 1-24.
- Amisano, G. & Fagan, G. (2010), "Money Growth



- and Inflation: A Regime Switching Approach”, *European Central Bank, Working Paper Series*, 1207, 1-53.
- Anderson, R. G., Jones, B. & 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. & Bekaert, G. (2002), “Regime Switches in Interest Rates”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(2), 163-182.
- Ayuso, J., Kaminsky, G. L. & López-Salido, D. (2003), “Inflation Regimes and Stabilization Policies: Spain 1962-2001”, *Investigaciones económicas*, 27(3), 615-631.
- Ball, L. & 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. & Chauvet, M. (2010), “How Better Monetary Statistics Could Have Signaled the Financial Crisis”, *MPRA Paper*, 24721, 1-54
- Belongia, M. T. (1996), “Measurement Matters: Some Recent Results from Monetary Economics Reexamination”, *Journal of Political Economy*, 104(5), 1065-1083.
- Belongia, M. T. & 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.
- Benati, L. (2009), “Long-run Evidence on Money Growth and Inflation”, *European Central Bank Working Paper*, No. 1027, 1-83.
- Ben-David, D., Lumsdaine, R. & Papell, D. H. (2003), “Unit Root, Postwar Slowdowns and Long-Run Growth: Evidence from Two Structural Breaks”, *Empirical Economics*, 28(2), 303-319.
- Bernanke, B. & Blinder, A. (1988), “Credit, Money and Aggregate Demand”, *American Economic Review*, 78(2), 435-439.
- Bernanke, B. & Gertler, M. (1995), “Inside the Black Box; the Credit Channel of Monetary Policy Transmission”, *Journal of Economic Perspective*, 9, 27-48.
- Binner, J. M., Bissoondeal, R. K., Elger, C. T., Jones, B. E. & Mullineux, A. W. (2009), “Admissible Monetary Aggregates for the Euro Area”, *Journal of International Money and Finance*, 28(1), 99-114.
- Binner, J. M., Tino, P., Tepper, J., Anderson, R., Jones, B. & Kendall, G. (2010), “Does Money Matter in Inflation Forecasting?”, *Physica A*, 389(21), 4793-4808.
- Cologni, A. & 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.
- Da Silva, E. K. & Portugal, M. S. (2009), “Asymmetric Effects of Monetary Policy in Brazil”, *Est. econ., São Paulo*, 39(2), 277-300.
- Drake, L. & Mills, T. (2005), “A New Empirically Weighted Monetary Aggregate for the United States”, *Economic Inquiry*, 43, 138-157.
- Dreger, C. & Wolters, J. (2013), “Money Demand and the Role of Monetary Indicators in Forecasting Euro Area Inflation”, *Discussion Papers, FIW Working Paper series*, 119, 1-35.
- Duca, J. & VanHoose, D. (2004), “Recent Developments in Understanding the Demand for Money”, *Journal of Economics and Business*, 56, 247-272.
- Elger, T., Jones, B. E. & 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. & 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.
- Fischer, B., Lenza, M., Pill, H. & Reichlin, L. (2008), “Money and Monetary Policy: the ECB Experience 1999-2006”, In A. Beyer & L. Reichlin (Eds.), *the Role of Money and Monetary Policy in the Twenty-First Century* (pp. 102.175), European Central Bank, 1-79.
- Gerlach, S. (2004), “The Pillars of the ECB”, *Economic Policy*, 19(40), 389-439.
- Gerlach, S. & Svensson, L. E. O. (2003), “Money and Inflation in the Euro Area: A Case for Monetary Indicators?”, *Journal of Monetary Economics*, 50(8), 1649-1672.

- Hallman, J. J., Porter, R. D. & 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.
- Hamilton, J. D. & Susmel, R. (1994), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity and Changes in Regime", *Journal of Econometrics*, 64(1-2), 307-333.
- Khemiri, R. & Ben Ali, M. S. (2012), "Exchange Rate Pass-Through and Inflation Dynamics in Tunisia: A Markov-Switching Approach", *Economic Discussion Papers, Kiel Institute for the World Economy*, No 2012-39, 1-28.
- Kim, C. J. & 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.
- Krolzig, H. M. (1997), "Markov Switching Vector Autoregressions: Modeling, Statistical Inference and Application to Business Cycles Analysis", *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, 454. Springer, Berlin.
- Kuzin, V. & Tober, S. (2004), "Asymmetric Monetary Policy Effects in Germany", *Berlin Discussion Papers*, 397, 1-15.
- Laidler, D. (1991), "Price Stability and The Monetary Order", *UWO Department of Economics Working Papers*, 9116, 1-33.
- 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*.
- Leybourne, S., Kim, T. H., Smith, V. & Newbold, P. (2003), "Tests for a Change in Persistence Against the Null of Difference-Stationarity", *Econometric Journal*, 6, 290-310.
- Lucas, R. (1980), "Two Illustrations of the Quantity Theory of Money", *American Economic Review*, 70(5), pp. 1005-1014.
- Lucas, R. (2000), "Inflation and Welfare", *Econometrica*, 68(2), 247-274.
- Lumsdaine, R. L. & Papell, D. H. (1997), "Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis", *Review of Economics and Statistics*, 79 (2), 212-218.
- 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. & Smith, R. J. (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Ricketts, N. & Rose, D. (1995), "Inflation, Learning and Monetary Policy Regimes in the G-7 Economies", *Bank of Canada Working Paper*, 1995, 95-96.
- Sargent, T. J. & Surico, P. (2008), "Monetary Policies and Low-Frequency Manifestations of the Quantity Theory", *Discussion Paper Series, MPC Unit, Bank of England*, No 26, 1-71.
- 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. & 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.
- Sevensson, L. E. O. (2000), "Does the P* Model Provide Any Rationale for Monetary Targeting?", *German Economic Review*, 1(1), 69-81.
- Stock, J. & 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.
- Tobin, J. (1972), "Inflation and Unemployment", *American Economic Review*, 62(1), 1-18.
- Zivot, E. & Andrews, D. W. K. (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-270.



جدول (۱۵): آزمون ریشه واحد ADF و PP

آماره	$\ln NSm2_t$	lag	$\ln NDm2_t$	lag	INF_t	lag	$\ln GDP_t$	lag
$\tau_T(ADF)$	-۲/۴۹۱	(۴)	-۲/۲۵۸	(۶)	-۲/۸۸۳	(۴)	-۱/۹۴۰	(۴)
$\tau_\mu(ADF)$	-۰/۰۰۸	(۴)	۰/۵۱۲	(۶)	-۲/۲۱۲	(۴)	-۰/۱۴۸	(۴)
$\tau(ADF)$	۱/۴۹۵	(۴)	۲/۲۶۳	(۶)	-۰/۷۱۸	(۴)	۲/۶۱۵	(۴)
$\tau_T(PP)$	-۱/۷۴۸	(۴)	-۱/۷۸۱	(۳۳)	-۲/۸۹۸	(۵)	-۸/۴۶۸***	(۵۴)
$\tau_\mu(PP)$	۰/۸۱۵	(۳)	۰/۵۷۲	(۵۳)	-۲/۶۱۳*	(۵)	-۲/۷۱۹*	(۱۸)
$\tau(PP)$	۳/۰۶۰	(۲)	۳/۰۰۰	(۵۳)	-۰/۸۷۵	(۵)	۲/۰۷۵	(۱۳)
	$\Delta \ln NSm2_t$	lag	$\Delta \ln NDm2_t$	lag	ΔINF_t	lag	$\Delta \ln GDP_t$	lag
$\tau_T(ADF)$	-۲/۹۶۷	(۳)	-۴/۱۳۱***	(۵)	-۵/۷۴۲***	(۳)	-۵/۲۸۰***	(۳)
$\tau_\mu(ADF)$	-۲/۸۱۴*	(۳)	-۳/۹۲۴***	(۵)	-۵/۷۶۶***	(۳)	-۵/۳۱۱***	(۳)
$\tau(ADF)$	-۲/۳۶۲**	(۳)	-۲/۳۶۹***	(۳)	-۵/۸۰۴***	(۳)	-۲/۷۸۷***	(۷)
$\tau_T(PP)$	-۱۰/۳۳۴***	(۱)	-۱۳/۹۴۷***	(۲)	-۵/۵۴۴***	(۵)	-۱۸/۱۲۱***	(۱۳)
$\tau_\mu(PP)$	-۹/۹۷۵***	(۱)	-۱۳/۸۲۹***	(۱)	-۵/۵۵۶***	(۵)	-۱۷/۹۵۵**	(۱۳)
$\tau(PP)$	-۹/۱۲۲***	(۳)	-۱۲/۵۵۱***	(۳)	-۵/۵۷۵***	(۵)	-۱۵/۲۲۰***	(۱۳)