فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال سوم، شماره‌ی ۱۱، پاییز ۱۳۹۳
صفحات: ۱۰۷-۱۲۸

علیت مارکوف سوئیچینگ و رابطه تولید و پول در ایران

فیروز فلاحی[1*]

تاریخ دریافت:۱۳۹۳/۰۲/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۶/۱۸

چکیده

چگونگی اثرگذاری پول بر متغیرهای حقیقی اقتصاد از جمله مهم‌ترین موضوعات مورد بحث در اقتصاد بوده و در این راستا نظرات مختلفی از سوی مکاتب اقتصادی ارایه شده است. در همین راستا مطالعات تجـربی زیادی برای بررسی روابـط علی بین تولید و پول انجـام گرفته که نتایـج متفاوتی در بر داشته است، که این امر می‌تواند به‌دلیل به‌کارگیری روش‌های مختلف در این مطالعات بوده باشد. مدل‌های VAR از جمله متداول‌ترین روش‌های مورد استفاده در این مطالعات می‌باشد اما به‌دلیل وجود ضعف‌های اساسی آن از جمله فرض ثابت بودن پارامترها در طی زمان، استفاده از روش‌های مناسب و دقیق ضروری است.

در این مطالعه سعی شده است رابطه علی بین پول و تولید اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۱۳۹۱:۳-۱۳۷۶:۱ به روش مارکوف سوئیچیینگ مورد بررسی قرار گیرد. توانایی ملحوظ کردن تغییر در نحوه ارتباط بین این دو متغیر در طی زمان از مهم‌ترین ویژگی‌های روش مارکف سوئیچینگ می‌باشد. نتایج تخمین این مدل با در نظر گرفتن دو رژیم متفاوت نشان می‌دهد که فقط در رژیم ۱ که شامل دوره‌ی ۱۳۸۴:۳ تا ۱۳۹۰:۳ هست پول علت گرنجری تولید بوده و خنثی نمی‌باشد. همچنین در هر دو رژیم تولید علت گرنجری پول بوده اما نحوه‌ی ارتباط آن با پول در طی زمان ثابت نبوده و در رژیم ۱، این دو متغـیر در جهت عکس هم تغییر کرده‌اند.

کلید واژه‌ها: علیت گرنجر، مارکوف سوئیچینگ، خنثایی پول، تغییر رژیم، شکست ساختاری، پول، تولید

طبقه‌بندی JEL: C32 ، E25

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز(*نویسنده مسئول) **Email:** ffallahi@tabrizu.ac.ir

۱. مقدمه

چگونگی اثرگذاری پول بر متغیرهای حقیقی اقتصاد از جمله مهم‌ترین اختلافات بین مکاتب اقتصادی می‌باشد. کینزین‌ها نقش کلیدی برای پول قائل بوده و معتقدند که پول روی تولید و اشتغال اثرگذار است، در حالیکه اقتصاددانان کلاسیک بر این باور هستند که پول هیچ نقش حقیقی در اقتصاد نداشته و تنها روی متغیرهای اسمی همچون سطح قیمت‌ها تأثیر دارد. از طرف دیگر پیروان مکتب پولی هر دو مورد فوق را می‌پذیرند بدین صورت که از دید آن‌ها پول در کوتاه‌مدت، به‌دلیل وجود توهم پولی، روی تولید تأثیرگذار است ولی در بلندمدت، به‌دلیل از بین رفتن توهم پولی، خنثی بوده و تولید را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد. از نظرکلاسیک‌های جدید، شوک‌های پولی پیش بینی نشده عامل اصلی ایجاد سیکل‌های تجاری شمرده می‌شدند درحالی‌که از دهه ۱۹۸۰ به بعد آنها دلیل ایجاد این سیکل‌ها را فقط شوک‌های حقیقی دانسته و معتقد به خنثایی پول در ایجاد سیکل‌های حقیقی می‌باشند. از این‌رو رابطه بین پول و تولید از سؤالات اساسی و وجوه تمایز مکاتب اقتصادی به‌شمار می‌رود.[۱]

در این مقاله، با استفاده از داده‌های سری‌زمانی فصلی ایران طی دوره ۱۳۹۱:۳-۱۳۷۶:۱ و مدل‌های مارکوف سوئیچینگ به بررسی رابطه علی بین پول و تولید حقیقی می‌پردازیم. نتایج نشان می‌دهند که پول خنثی نبوده و در برخی دوره‌ها روی تولید واقعی اثرگذار بوده است.

سازماندهی این مقاله به این صورت است که ابتدا در بخش ۱ به پیشینه تحقیق می‌پردازیم. در بخش ۲ متدولوژی تحقیق، مدل خودرگرسیونی برداری مارکوف سوئیچینگ و سپس نحوه آزمون علیت گرنجر در مدل‌های مارکوف سوئیچینگ ارائه می‌گردد. رابطه علیت بین پول و تولید در ایران در بخش ۳ مورد مطالعه قرار گرفته و در قسمت ۴ به جمع‌بندی نتایج می‌پردازیم.

۲. پیشینه تحقیق

مطالعات زیادی برای پاسخ به این سؤال که "آیا پول علت تولید هست یا نه؟" انجام شده است. تعداد زیادی از این مطالعات برای یافتن پاسخ این سؤال از آزمون‌های علیت استفاده نموده‌اند. لیترمن و ویس[۲] (۱۹۸۵)، کریستیانو و لیونکویست[۳] (۱۹۸۸)، فریدمن وکاتنر[۴] (۱۹۹۲)، لوکاس[۵] (۱۹۹۶)،

۱. برای مطالعه مبسوط مبانی نظری مربوط به خنثایی پول رجوع کنید به مصلحی (۱۳۸۵)، صادقی شاهدانی و همکاران (۱۳۹۱) و جبل عاملی و گودرزی فراهانی (۱۳۹۲).

2. Litterman and Weiss
3. Christiano and Ljungqvist
4. Friedman and Kuttner
5. Lucas

ساراديكس و همكاران[1] (۲۰۰۵) و رودریگز و رویی[2] (۲۰۰۷) از جمله محققینی هستند که این موضوع را به تفصیل مورد مطالعه قرار داده‌اند.

استاک و واتسون[3] (۱۹۸۹) در بررسی رابطه علیت پول، با استفاده از داده‌های ماهانه کشور آمریکا طی دوره‌ی ۱۹۸۵-۱۹۶۰ به این نتیجه رسیدند که لحاظ نمودن آمار مربوط به دهه ۸۰ میلادی در مدل، باعث قوی‌تر شدن علیت پول می‌گردد درحالی‌که حذف این مشاهدات از مدل علیت پول را کم‌رنگ‌تر می‌سازد. فریدمن و کاتنر (۱۹۹۲) در مطالعه‌ای دیگر، نتیجه‌ای کاملاً عکس استاک و واتسون را گزارش می‌کنند. بررسی‌های فریدمن و کاتنر نشان می‌دهد که حذف مشاهدات مربوط به دهه ۱۹۸۰ باعث پررنگ‌تر شدن تأثیرگذاری پول روی تولید می‌گردد.

حساسیت نتایج آزمون‌های علیت نسبت به دوره مورد بررسی توسط افراد دیگری نیز مورد بررسی قرار گرفته است. ثوما[4] (۱۹۹۴) و سوانسون[5] (۱۹۹۸) با استفاده از مدل‌های عطفی و بازه‌های متحرک متحرک (Rolling Window) سعی در بررسی حساسیت نتایج علیت گرنجر نموده و حساس بودن نتایج به بازه زمانی مورد استفاده را تأیید نمودند. هافر و کوتان[6](۱۹۹۷) به بررسی رابطه پول و تولید پرداخته و نشان دادندکه اگر فرض شود این دو متغیر با تفاضل‌گیری مـانا می‌شوند هیچ رابطه‌ای بین این دو به‌دست نمی‌آید درحالی‌که اگر فرض شود این متغیرها با روندزدایی مانا می‌گردند این دو کاملاً به هم وابسته‌اند. هیریوکی وهمکاران[7](۲۰۰۴) با استفاده از مدل‌های VAR ساختاری به بررسی خنثایی پول در ژاپن پرداخته و خنثی بودن آن را تأیید نمودند. چودری و سیرگر[8] (۲۰۰۴) با استفاده از مدل‌های VAR و آمار کشور اندونزی در طی سال‌های ۱۹۸۶-۲۰۰۱ به این نتیجه دست یافتند که در بلندمدت پول خنثی می‌باشد. رودریگز و رویی (۲۰۰۷) به بررسی رابطه علیت بین پول و تولید در دو کشور آمریکا و هنگ کنگ پرداخته و نتیجه می‌گیرند که عرضه پول کشور آمریکا علت گرنجری تولید کشور هنگ‌کنگ است. یوهانسون[9] (۲۰۰۹) برای پاسخ به این سؤال که آیا پول آمریکا علت گرنجری تولید کشور چین هست یا نه، از روش هم‌انباشتگی استفاده نموده و علت گرنجری بودن عرضه پول کشور آمریکا برای تولید در چین را رد نمود.

در زمینه نحوه تأثیرگذاری پول بر تولید و رابطه بین این دو متغیر اقتصادی در کشور ایران هم مطالعات زیادی انجام شده است. دلقندی (۱۳۷۳) با استفاده از روش OLS و آمار مربوط به دوره

1. Psaradakis et al.
2. Rodriguez and Rowe
3. Stock and Watson
4. Thoma
5. Swanson
6. Hafer and Kutan
7. Hiroyuki et al.
8. Chowdhury and Siregar
9. Johansson

۱۳۴۰–۱۳۷۰ به بررسی نحوه تاثیرگذاری حجم پول بر متغیرهای واقعی و سطح قیمت‌ها پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق بیانگر این هست که حجم پول تأثیر چندانی بر تولید واقعی نداشته و عمدتاً سطح قیمت را تغییر می‌دهد. مهرآرا (۱۳۷۷) به بررسی نقش عوامل پولی بر چرخه‌های تجاری ایران پرداخته و با استفاده از روش هم‌انباشتگی و تجزیه واریانس به این نتیجه رسیده‌اند که متغیرهای پولی تنها متغیرهای اسمی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و روی تولید واقعی بی‌اثر می‌باشد.

خشادوریان (۱۳۷۸) نیز با استفاده از الگوی دو معادله‌ای و فرضیه انتظارات عقلایی طی دوره‌ی ۱۳۴۳–۱۳۷۶ به نتیجه‌ای مشابه نتیجه تحقیقات قبل دست پیدا می‌کند. یاوری و اصغرپور (۱۳۸۱) با بررسی رابطه پول و تولید طی دوره ۷۹–۱۳۳۸ نتیجه می‌گیرند که پول در کوتاه مدت خنثی نبوده و روی تولید تاثیرگذار می‌باشد. جعفری‌صمیمی و عرفانی (۱۳۸۳) با استفاده از روش فیشر و سیتر خنثی بودن پول در اقتصاد ایران را تأیید کرده ولی ابرخنثایی آن را رد می‌کنند. این نتیجه به‌وسیله عباسی-نژاد و شفیعی (۱۳۸۴) نیز تأیید می‌گردد. در این تحقیق از روش‌های هم‌انباشتگی ARDL و یوهانسون استفاده شده است. مصلحی (۱۳۸۵) با استفاده از آمار سالانه ایران طی دوره‌ی ۱۳۳۸–۱۳۸۳ به بررسی خنثایی پول در ایران پرداخته و بدین‌منظور از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط استفاده نموده است. نتایج این مطالعه تأییدکننده خنثایی پول در ایران می‌باشد. حیدری (۱۳۸۷) با استفاده از داده‌های آماری مربوط به ایران طی دوره‌ی ۱۳۴۵–۱۳۸۲ به آزمون فرضیه انتظارات عقلایی مینی بر خنثایی سیاست های پولی در ایران می پردازد. نتایج نشان می دهند که تغییرات پیش‌بینی شده و منظم پول توان تأثیرگذاری بر تولید را دارا بوده و فرضیه مورد بررسی رد می‌شود. لشکری (۱۳۸۹) با بررسی رابطه بین پول و متغیرهای حقیقی به این نتیجه دست یافت که پول رابطه معناداری با متغیرهای حقیقی همانند تولید نداشته و سیاست‌های پولی در ایران خنثی هستند.

صادقی شاهدانی و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از روش BVAR به بررسی اثرات شوک‌های پولی بر روی سطح تولید و قیمت‌ها پرداخته‌اند. این محققین به این نتیجه رسیده‌اند که پول خنثی نیست و می‌تواند بر سطح تولید در ایران تأثیر بگذارد. در سال ۱۳۹۲ جبل عاملی و گودرزی فراهانی برای بررسی خنثایی پول در ایران از آمار مربوط به دوره‌ی ۱۳۵۰–۱۳۹۰ و روش خود رگرسیون برداری ساختاری استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از خنثایی پول در ایران بوده و محققین به این نتیجه رسیده‌اند که نحوه تعریف پول تأثیری بر نتیجه مطالعه ندارد. به‌عبارت دیگر، در ایران حجم پول و حجم نقدینگی هیچ‌کدام اثری روی تولید ندارند.

۳. متدولوژی تحقیق

در اغلب مطالعات صورت گرفته برای بررسی علیت گرنجر از مدل‌های VAR یا اشکال تعمیم‌یافته آن استفاده شده و به‌طور ضمنی فرض می‌شود که پارامترهای این مدل در طول دوره‌ی مورد بررسی

ثابت می‌باشند. درحالی‌که در اغلب موارد این فرض صادق نبوده و پارامترها نسبت به تغییر در دوره حساس می‌باشند. اینگونه بی‌ثباتی در نحوه‌ی ارتباط این دو متغیر می‌تواند به‌دلیل ضعف تکنیک اقتصادسنجی مورد استفاده نیز باشد. تغییر در سیاست‌های پولی و نیز شوک‌های اقتصادی یک پدیده دایمی و مشترک بین تمام اقتصادهای دنیا می‌باشد که این تغییرات می‌تواند نحوه ارتباط پول و تولید را تحت تأثیر قرار دهد. با این وجود روش‌های متداول اقتصادسنجی فاقد توانایی لازم برای لحاظ کردن این تغییرات می‌باشند، مگر این‌که محقق اطلاعاتی در مورد زمان دقیق این تغییرات داشته و در مدل‌ها لحاظ کند.

تقسیم نمودن دوره مورد مطالعه به زیر دوره‌های متعدد و بررسی رابطه علیت در هر یک از این زیربازه‌ها یکی از روش‌های پیشنهادی برای حل مشکل فوق می‌باشد. اما ایراد این روش این است که محقق باید بتواند زمان دقیق تغییر در رابطه علیت را حدس بزند تا برآن اساس بتواند زیر بازه‌ها را ایجاد نماید. اگرچه در برخی موارد می‌توان تاریخ تقریباً دقیق این تغییرات را براساس تغییر در سیاست‌ها و... حدس زد ولی در اغلب موارد این اطلاعات در دسترس نمی‌باشد. در مطالعات تجربی برای حل این مشکل اغلب زمان شکست‌های ساختاری را براساس مشاهدات تخمین می‌زنند یا آن را به‌صورت برونزا وارد مدل می‌کنند. اما باید توجه داشت که هیچ تضمینی وجود ندارد که این شکست‌های ساختاری با تغییر در رابطه علیت همزمان باشند.

در این مطالعه برای بررسی رابطه علیت بین پول و تولید از روش مارکوف سوئیچینگ (MS) و مدل VAR استفاده می‌شود که قابلیت لحاظ نمودن تغییر در نحوه ارتباط بین این دو متغیر را با ایجاد رژیم‌های متفاوت دارا بوده و می‌تواند چگونگی روابط بین دو متغیر تولید و پول را در رژیم‌های مختلف نشان دهد. اساس این روش مبتنی بر مدل‌های VAR می‌باشد منتها پارامترها بستگی به زمان داشته و می‌توانند در رژیم‌های متفاوت ثابت نباشند. لذا تغییرات در رابطه علیت در طی دوره‌ی مورد بررسی را می‌توان به راحتی و بدون هیچ پیش‌فرضی استخراج نمود.[۱] تغییرات در رابطه علیت به‌وسیله فرآیند زنجیره‌ای مارکوف ایجاد می‌شود که این فرایند مانا بوده ولی قابل مشاهده نیست. مزیت این روش در انعطاف‌پذیری آن می‌باشد، بدین‌صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دایمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند. در عین حال این مدل به‌صورت درونزا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری را تعیین می‌کند. قابلیت مدل‌های MS در تبین رفتار متغیرهای اقتصادی، که اغلب تغییر وضعیت (رژیم) می‌دهند، باعث استفاده روزافزون این مدل‌ها در اقتصاد شده است.

---

۱. رابطه علیت به دست آمده براساس روش MS را علیت مشروط نیز می‌نامند چرا که این علیت مشروط هست به رژیم مورد بررسی و لزوماً در تمام رژیم‌ها یکسان نیست.

۱-۳. مدل خودرگرسیونی برداری مارکوف سوییچینگ (MS-VAR)

اغلب متغیرهای اقتصادی در طی زمان به دلایل گوناگون همانند جنگ، تغییر سیاست‌ها، بحران‌های اقتصادی و طبیعی و دیگر موارد دچار تغییر وضعیت و یا تغییر رژیم می‌شوند. برای لحاظ نمودن این تغییر وضعیت‌ها در فرآیند مدل‌سازی اقتصادی روش‌های متنوعی ارائه شده است که از جمله آن‌ها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد.

می‌توان برای هر رژیم (دوره زمانی بین هـر تغییر وضعیت) یک مـــدل جداگانه برآورد نمود یا این‌که با استفاده از متغیرهای مجازی، یک مدل برای کل دوره مورد بررسی برآورد کرده و سپس با استفاده از این متغیرهای مجازی نسبت به استنتاج در مورد هر رژیم پرداخت. منتها مشکلی که در استفاده از این روش‌ها موجود است این است که تاریخ دقیق این تغییر رژیم (بروز شکست‌های ساختاری) در اکثر موارد معلوم نیست. در عین‌حال حتی اگر تاریخ دقیق این شکست‌ها مثلاً به‌دلیل تغییر در سیاست‌های اقتصادی و ارزی در زمان مشخص، معلوم باشد نمی‌توان مطمئن بود که تأثیر این تغییرات نیز در همان زمان اتفاق افتاده باشد. تمام این موارد باعث می‌شوند تا نیاز به استفاده از مدل‌هایی که توان لحاظ نمودن موارد فوق را داشته و ضرایب متفاوت برای متغیرها در رژیم‌های مختلف را برآورد می‌کنند احساس شود. از جمله مدل‌هایی که برای حل این مشکلات ارائه و بسط داده شده است می‌توان به مدل‌های تغییر رژیم مارکوف اشاره نمود.

ایده اصلی این روش این است که پارامترهای مدل VAR به متغیر رژیم (s_t) بستگی دارند، در عین حال s_t قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد.[۱] در این صورت تابع چگالی شرطی سری‌زمانی قابل مشاهده y_t به صورت زیر خواهد بود:

$$p(y_t|Y_{t-1}, s_t) = \begin{cases} f(y_t|Y_{t-1}, \theta_1) & if \quad s_t = 1 \\ \vdots & \\ f(y_t|Y_{t-1}, \theta_N) & if \quad s_t = N \end{cases} \qquad (۱)$$

به‌نحوی‌که θ_n بردار پارامترهای مدل VAR در رژیم‌های مختلف و Y_{t-1} نشانگر مشاهدات $\{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}$ می‌باشد.

برای یک رژیم مشخص s_t ، y_t را می‌توان به‌وسیله مدل $VAR\ (p)$ زیر نشان داد.

$$\boldsymbol{y_t = \nu(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \cdots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t} \qquad (۲)$$

که $\nu(s_t)$ نشانگر عرض از مبدأ یا میانگین متغیر بوده و $u_t \sim NID\{0, \Sigma(s_t)\}$ می‌باشد که هر دوی آنها می‌تواند از رژیمی به رژیم دیگر تغییر کند. با توجه به این‌که متغیر رژیم قابل مشاهده نیست

۱. برای آشنایی با مفهوم مدل‌های مارکوف سوئیچینگ رجوع کنید به پاورقی ص ۱۴۰ مقاله فلاحی و هاشمی (۱۳۸۹)، فصل ۲۲ کتاب اقتصادسنجی سری‌های زمانی نوشته همیلتون (۱۹۹۴) و یا کتاب کرالزیگ (۱۹۹۷).

بنابراین برای تکمیل کردن فرایند ایجاد داده‌ها (DGP) نیاز داریم که نحوه تغییر در رژیم (s_t) را بشناسیم که در مدل‌های MS فرض می‌شود s_t به وسیله زنجیره مرتبه اول مارکوف[۱] زیر ایجاد می‌شود.

$$\mathbf{Pr}[\boldsymbol{s_t}|\{\boldsymbol{s_{t-j}}\}_{\boldsymbol{j=1}}^{\boldsymbol{\infty}}, \{\boldsymbol{y_{t-j}}\}_{\boldsymbol{j=1}}^{\boldsymbol{\infty}}] = \mathbf{Pr}\{\boldsymbol{s_t}|\boldsymbol{s_{t-1}};\ \boldsymbol{\rho}\}, \qquad (۳)$$

که ρ برداری متشکل از پارامترهای احتمالات مربوط به رژیم‌ها می‌باشد. براساس این فرض می‌توان احتمال انتقال بین رژیم‌های مختلف را به دست آورد:[۲]

$$\boldsymbol{p_{ij}} = \mathbf{Pr}(\boldsymbol{s_{t+1}} = \boldsymbol{j}|\boldsymbol{s_t} = \boldsymbol{i}), \quad \sum_{\boldsymbol{j=1}}^{\boldsymbol{N}} \boldsymbol{p_{ij}} = \mathbf{1} \ \ \forall \boldsymbol{i,j} \in \{\mathbf{1}, \dots, \boldsymbol{N}\} \qquad (۴)$$

که در واقع توزیع احتمال متغیر s_t را نشان می‌دهد. با در کنار هم قراردادن این احتمالات در یک ماتریس N*N ماتریس احتمال انتقالات (P) به‌دست می‌آید که هر عنصر از آن (p_{ij}) احتمال وقوع رژیم j بعد از رژیم i را نشان داده ، $\sum_{j=1}^{N} p_{ij} = 1$ و $0 \le p_{ij} \le 1$ می‌باشد.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{N1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{N2} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ p_{1N} & p_{2N} & \cdots & p_{NN} \end{bmatrix}$$

عناصر موجود در این ماتریس را احتمالات شرطی می‌نامند چون هر کدام از آنها احتمال انتقال به رژیم خاص در دوره بعد را مشروط به وضعیت متغیر مورد بررسی در دوره کنونی بیان می‌کند. برای محاسبه احتمالات غیرشرطی در مدلی که شامل دو رژیم می‌باشد که احتمال قرارگیری در هر رژیم را نشان می‌دهند می‌توان با لحاظ نمودن امکان تغییر پارامترها در رژیم‌های مختلف، مدل VAR خطی تبدیل به مدل MS-VAR زیر می‌شود:

---

۱. به عبارت دیگر رژیم فعلی تنها تابعی از رژیم دوره گذشته متغیر مورد بررسی بوده و دوره‌های قبلی تأثیری بر رژیم کنونی ندارند. لازم به ذکر است که می‌توان از زنجیره مارکوف درجات بالاتر مثل درجه ۲ نیز استفاده نمود که در آن صورت رژیم در دوره t به رژیم در دروه t-1 و t-2 بستگی پیدا می‌کند. البته باید توجه داشت که استفاده از درجات بالاتر موجب پیچیدگی بسیار زیاد محاسبات و نیز بروز مشکلات در کارهای تجربی می‌گردد که به همین دلیل استفاده از زنجیره درجه یک متداول می‌باشد.

۲. همان‌طور که قبلاً ذکر شد، yt مستقیماً قابل مشاهده است، اما متغیر وضعیت غیرقابل مشاهده بوده و مقدار آن تنها براساس مقدار تحقق‌یافته yt قابل استنتاج است که به‌صورت $\xi_{it} = \Pr[s_t = 1|\Omega_t; \theta]$ نشان داده می‌شود. که در آن $i = 1, 2$، Ω_t نشان‌دهنده مجموعه اطلاعات (مجموعه مشاهدات در دسترس در دوره t) می‌باشد. برای تخمین از یک روش تکـرار برای دوره t (t =1, 2,...,T) استفاده می‌شود و در هر مرحله از این تکرار از مقدار احتمال دوره قبل یعنی $\xi_{it-1} = \Pr[s_t = 1|\Omega_{t-1}; \theta]$ به عنوان داده در مدل استفاده می‌شود. الگوریتم‌های مختلفی برای تخمین این مدل‌ها طراحی شده‌اند که از جمله آنها می‌توان به الگوریتم Expectation Maximization توسط همیلتون (۱۹۹۴) و Gibbs توسط آلبرت و چیب (۱۹۹۳) اشاره کرد.

$$y_t = \nu(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \cdots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (۵)$$

که در این مدل تمام پارامترها به وضعیت متغیر رژیم (s_t) وابسته هستند. بنابراین مدل فوق را می‌توان به شکل زیر هم نشان داد:

$$y_t = \begin{cases} \nu_1 + A_{11}y_{t-1} + \cdots + A_{p1}y_{t-p} + \sum_{1}^{1/2} u_t & if\ s_t = 1 \\ \vdots & \\ \nu_N + A_{1N}y_{t-1} + \cdots + A_{pN}y_{t-p} + \sum_{N}^{1/2} u_t & if\ s_t = N \end{cases} \quad (۶)$$

برای برآورد بردار پارامترهای مدل، یعنی θ، از بهینه‌سازی استفاده می‌شود تا لگاریتم احتمال شرطی با به‌کارگیری مقدار اولیه حداکثر گردد. با فرض این‌که زنجیره مارکوف ارگودیگ[1] است، در این‌صورت احتمالات غیرشرطی قرارگیری در وضعیت j، به‌عنوان مقادیر اولیه به کار گرفته می‌شوند که این احتمالات غیر شرطی به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\xi_j = \Pr\ [s = j] = \frac{1 - p_{ii}}{2 - p_{ii} - p_{jj}} \quad (۷)$$

در کارهای تجربی می‌توان مدل را طوری تغییر داد که فقط برخی از پارامترها به رژیم بستگی داشته باشند و سایر پارامترها با تغییر رژیم عوض نشوند. در ادبیات مربوط به مدل‌های MS برای نشان دادن میانگین از علامت M، برای عرض از مبدأ علامت I، پارامترهای خودهمبستگی A و برای واریانس از H استفاده می‌شود. بنابراین مدل‌های MSI، MSIA، MSIH و MSIAH انواع مدل‌هایی هستند که امکان تخمین آنها وجود دارد. در عین حال اگر به‌جای عرض از مبدأ، میانگین در رژیم‌ها تغییر کند مدل‌های MSM، MSMA، MSMH و MSMAH قابل تصور می باشند. این مدل‌ها چارچوب غیرخطی انعطاف‌پذیری برای لحاظ‌کردن واریانس‌ناهمسانی، انتقالات گاه و بیگاه، پیش‌بینی و... فراهم می‌آورند.

1. Ergodic

در زنجیره مارکوف ارگودیک، حداقل یک مقدار ویژه ماتریس انتقال برابر با واحد است. زمانی زنجیره مارکوف دو رژیمی، ارگودیک است که $p11 < 1, p22 < 1, p11 + p22 > 0$ باشد. ارگودیک بودن بدین معناست که با شروع از هر رژیم دلخواه می‌توان به تمام رژیم‌های موجود در مدل رسید.

۲-۳. آزمون علیت گرنجر در مدل‌های MS

فرض کنید که بخواهیم رابطه علیت بین دو متغیر x_1 و x_2 را با در نظر گرفتن امکان تغییر رژیم بررسی کنیم. تغییر در رژیم این امکان را فراهم می‌سازد که رابطه علیت بین متغیرها به رژیم بستگی پیدا کرده و متغیر باشد، لذا در این مدل‌ها نیازی به فرض ثابت بودن رابطه علیت بین متغیرها وجود نخواهد داشت. برای این‌کار می‌توان با فرض این‌که تعداد رژیم‌های ممکنه ۲ باشد از مدل VAR – MS به شکل زیر استفاده نمود[۱]:

$$\begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11} s_{1,t} \\ \mu_{20} + \mu_{21} s_{2,t} \end{bmatrix} + \sum_{\tau=1}^{\kappa} \begin{bmatrix} \phi_{10}^{(\tau)} + \phi_{11}^{(\tau)} s_{1,t} & \psi_1^{(\tau)} s_{1,t} \\ \psi_2^{(\tau)} s_{2,t} & \phi_{20}^{(\tau)} + \phi_{21}^{(\tau)} s_{2,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-\tau} \\ x_{2,t-\tau} \end{bmatrix} + \sum_{\tau=1}^{h} \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(\tau)} + \varphi_{11}^{(\tau)} s_{1,t} \\ \varphi_{20}^{(\tau)} + \varphi_{21}^{(\tau)} s_{2,t} \end{bmatrix} z_{t-\tau} + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix}, \qquad t = 1, \dots, T. \tag{۸}$$

از z_t می‌توان به عنوان متغیرکنترل در مدل استفاده نموده یا آنرا حذف کرد. در مدل فوق $s_{1,t}$ و $s_{2,t}$ بیانگر متغیرهای تصادفی غیرقابل مشاهده هستند که مقادیر آنها می‌تواند ۰ یا ۱ باشد، اجزاء اختلال هم فرایندهای نوفه سفید[۲] بوده و مستقل از رژیم هستند. برای تخمین این مدل از روش حداکثر درستنمایی (ML) استفاده می‌شود که علاوه‌بر ضرایب مدل، می‌توان با استفاده از احتمال‌های محاسبه شده (احتمال‌های هموارشده و فیلترشده)[۳] تعلق هر مشاهده به رژیم ۰ یا ۱ را نیز تعیین نمود. احتمال‌های فیلترشده با استفاده از مشاهدات ۱ تا مشاهده t (نقطه مورد بررسی) و احتمالات هموارشده با استفاده از کل مشاهدات (مشاهدات ۱ تا T) محاسبه می‌شوند.[۴]

براساس پارامترهای تخمین زده شده مدل فوق می‌توان در مورد روابط علیت بین دو متغیر بحث نمود. غیر صفر بودن هر کدام از پارامترهای $\psi_1^{(1)}$ و .... و $\psi_1^{(\kappa)}$ (ضرایب متغیرهای $x_{2,t-\tau}$) نشانگر این خواهد بود که x_2 علت گرنجر x_1 می‌باشد زمانی که $s_{1,t} = 1$ است و علت گرنجر برای x_1 نیست زمانی‌که $s_{1,t} = 0$ است. به همین ترتیب اگر هر کدام از پارامترهای $\psi_2^{(1)}$ و .... و $\psi_2^{(\kappa)}$ (ضرایب متغیرهای $x_{1,t-\tau}$) غیرصفر باشد x_1 علت گرنجر برای x_2 هست زمانی‌که $s_{2,t} = 1$ و علت گرنجری x_2 نیست اگر $s_{2,t} = 0$ باشد.

---

۱. این مدل را می‌توان برای تعداد رژیم‌های بیشتر هم بسط داد که برای جلوگیری از پیچیده شدن فرمول‌ها به دو رژیم اکتفا می‌شود.

2. White noise

3. Smoothed and filtered probabilities

۴. برای مطالعه بیشتر به کتاب تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی نوشته James Hamilton (1994) فصل ۲۲ مراجعه شود.

برای بررسی رابطه علیت، مدل فوق دارای چندین مزیت منحصربه‌فرد می‌باشد. اول این‌که این مدل این امکان را فراهم می‌آورد که رابطه علیت به دفعات و به تعداد دلخواه در بازه زمانی مورد مطالعه تغییر کند. لذا این روش ابزاری قوی برای تجزیه و تحلیل متغیرهایی که چندین شکست ساختاری را تجربه کرده‌اند فراهم می‌سازد به‌ویژه زمانی که زمان دقیق وقوع این شکست‌های ساختاری از قبل مشخص نباشد. مزیت دوم این است که تغییر در رابطه علیت را می‌توان با استفاده از این روش و با رعایت اصل قلت متغیرها مدل‌سازی نمود. نهایتاً براساس نتایج این روش می‌توان زمان تغییر در رابطه علیت را نیز به‌صورت درونزا تعیین نمود.

۳-۳. آزمون ریشه واحد

اگرچه آزمون‌های ریشه واحد ADF و فیلیپس– پرون از جمله آزمون‌های متداول در اقتصادسنجی به‌شمار می‌روند ولی همان‌طور که در ادبیات اقتصادسنجی نشان داده شده، این آزمون‌ها در نمونه‌های کوچک دارای توان پایین بوده[۱] و از نظر اندازه آزمون[۲] هم دارای مشکل می‌باشند (Harris, 2003& Dejong et al, 1992). برای رفع این مشکلات Ng و پرون (۲۰۰۱) چهارتست جدید ارائه کردند که دارای توان بالاتری[۳] بوده و نیز مشکل اندازه آزمون آنها بسیار کمتر هست. چهار آماره آزمون ارائه شده توسط Ng و پرون عبارتند از MZ_α ، MZ_t، MSB و MP_T که در واقع فرم‌های اصلاح‌شده‌ای از آماره‌های Z_α، Z_t فیلیپس– پرون(۱۹۸۸)، آماره ارائه شده توسط بارگاوا[۴] (۱۹۸۶) و آماره نقطه‌ای الیوت– روثنبرگ و استاک[۵] (۱۹۹۶) می‌باشند. برای محاسبه این آماره‌ها از متغیر روندزدایی شده(y^d) و فرمول‌های زیر استفاده می‌شود:

$$
\begin{aligned}
&\mathrm{MZ}_\alpha^{\mathrm{d}} = (\mathrm{T}^{-1}\left(\mathrm{y}_\mathrm{T}^{\mathrm{d}}\right)^2 - \mathrm{f}_0)/2\kappa \\
&\mathrm{MSB}^{\mathrm{d}} = \left(\frac{\kappa}{\mathrm{f}_0}\right)^{0.5} \\
&MZ_t = MZ_\alpha * MSB \\
&MP_\mathrm{T}^{\mathrm{d}} = \begin{cases} (\bar{c}^2\kappa - \bar{c}\mathrm{T}^{-1}(\mathrm{y}_\mathrm{T}^{\mathrm{d}})^2)/\mathrm{f}_0 & if \quad x_t = \{1\} \\ (\bar{c}^2\kappa + (1-\bar{c})\mathrm{T}^{-1}(\mathrm{y}_\mathrm{T}^{\mathrm{d}})^2)/\mathrm{f}_0 & if \quad x_t = \{1, t\} \end{cases}
\end{aligned}
\qquad (۹)
$$

---

۱. یعنی احتمال پذیرفتن فرضیه صفر در حالی‌که این فرضیه نادرست است زیاد می‌باشد.

۲. یعنی احتمال رد کردن فرضیه صفر درحالی‌که این فرضیه درست است.

۳. اگرچه این آماره‌ها دارای توان بالاتری نسبت به سایر آزمون‌ها هستند ولی هنوز کم بودن توان را می‌توان در تمام آزمون‌ها مشاهده نمود. این مشکل زمانی که سری‌زمانی مورد بررسی دارای ریشه‌ای نزدیک به واحد هست مشهودتر است. به‌عبارت دیگر تمام آزمون‌های موجود دارای مشکل توان و اندازه، البته با درجات متفاوت، می‌باشند.

4. Bhargava

5. Elliot, Rothenberg and Stock

که در فرمول‌های (۹)، $\kappa = \sum_{t=2}^{T}(y_{t-1}^{d})^2/T^2$ و x_t نشانگر بردار متغیرهای غیرتصادفی مورد استفاده در مدل بوده و $\bar{c}$ زمانی‌که در مدل فقط عرض از مبدأ وارد می‌شود برابر ۷- و زمانی‌که هم عرض از مبدأ و هم روند زمانی در مدل وارد می‌شود برابر ۱۳/۵- می‌باشد.

البته لازم به ذکر است که تمام این آزمون های ریشه واحد متداول، بدون و یا با لحاظ کردن شکست ساختاری، با فرض خطی بودن رفتار سری زمانی طراحی شده‌اند؛ فلذا استفاده از این آزمون‌ها زمانی‌که رفتار متغیر، غیرخطی هست عاری از ایراد نبوده و خطای اندازه آزمون بزرگ‌تر از حد انتظار خواهد بود (Rodriguez and Sloboda, 2005; Dufrenot and Mingon, 2002). برخی از محققین همانند هال و همکاران[1] (۱۹۹۹) و کاماچو[2] (۲۰۱۱) آزمون ریشه واحد با فرض برقراری رابطه زنجیره‌های مارکوف ارائه داده‌اند منتها اجماع و توافق‌نظر در استفاده از آنها وجود ندارد. فلذا بسیاری از محققین با علم به این مشکل، از آزمون‌های متداول ریشه واحد استفاده می‌کنند.

٤. آزمون تجربی رابطه علیت بین پول و تولید در ایران

در این مطالعه از داده‌های سری‌زمانی فصلی GDP واقعی ایران به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، حجم نقدینگی[3] M2 و نرخ تورم ایران طی دوره ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۹۱:۳ اعلام شده توسط بانک مرکزی ایران استفاده شده است. از متغیر نرخ تورم به‌عنوان متغیر کنترل که وضعیت اقتصاد کشور را نشان می‌دهد در مدل استفاده شده است.[4] در ادامه مطالعه، از لگاریتم متغیرها برای انجام بررسی‌ها استفاده شده و متغیر تولید ناخالص داخلی با استفاده از روش TRAMO/SEATS که توسط گومز و مراول[5] (۱۹۹۷) ارائه شده، تعدیل فصلی شده است. در عین حال، برای محاسبه نرخ تورم از شاخص تعدیل GDP استفاده می‌شود.[6]

---

1. Hall, Psaradakis and Sola
2. Camacho

۳. اگرچه در این مطالعه از تعریف نسبتاً گسترده پول استفاده شده است منتها همان‌طور که داور محترم مقاله اشاره نموده‌اند، می‌توان به جای استفاده از M2 از داده‌های مربوط به M1 نیز برای بررسی خنثایی پول استفاده نموده و حساسیت خنثایی پول نسبت به تعریف پول را مورد آزمون قرار داد.

۴. در اغلب مطالعات مربوط به علیت پول و تولید تورم نیز وارد مدل می‌شود به‌عنوان مثال Psaradakis et al (2005) و Friedman & Kuttner (1992) را ببینید. ضمناً در اقتصاد همیشه از M/P به‌عنوان پول استفاده می‌شود و نه از M فلذا P که نشانگر تورم هست باید در مدل حضور داشته باشد.

5. Gomez and Maravall

۶. باید خاطر نشان شد که برای محاسبه نرخ تورم می‌توان از شاخص CPI نیز استفاده نمود منتها با توجه به این‌که CPI فقط تغییر تغییر در قیمت سبدی از کالاها و خدمات را مورد سنجش قرار می‌دهد و نه کل تولیدات را و ضمناً اثر قیمت کالاهای وارداتی را نیز لحاظ می‌کند، درحالی‌که نرخ تورم مبتنی بر شاخص تعدیل GDP تغییر قیمت همه کالاها و خدمات تولید داخل را نشان می‌دهد. لذا در این مطالعه از این شاخص برای اندازه‌گیری تورم استفاده می‌شود. لازم به ذکر است که در مطالعه صادقی شاهدانی و همکاران (۱۳۹۱) نیز از این شاخص برای سنجش نرخ تورم استفاده شده است.

وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی مورد استفاده در این مطالعه به‌وسیله آزمون‌های ADF و Ng-Perron بررسی گردید که نتایج آن در جدول (۱) آورده شده است. نتایج دلالت بر این دارد که متغیر تولید (LGDP) انباشته از درجه یک بوده و متغیرهای پول (LM) و تورم (INF) در سطح مانا هستند. لذا از تفاضل مرتبه‌ی اول متغیر LGDP و متغیرهای LM و INF بدون تفاضل‌گیری در مدل‌سازی استفاده خواهد شد.[۱]

جدول ۱: نتایج آزمون‌های ریشه واحد

	ADF	MZ_α	MZ_t	MSB	MP_T
تولید (LGDP)	-۱/۵۹۸	۰/۴۷۳	۰/۳۵۰	۰/۷۴۰	۳۷/۳۶۸
پول (LM)	-۳/۴۲۷ *	-۲۰/۳۷۹ **	-۳/۱۹۱**	۰/۱۵۷ **	۴/۴۷۶ **
نرخ تورم (Inf)	-۸/۴۲۷ **	-۴۶/۹۴۷ **	-۴/۸۰۶ **	۰/۱۰۲ **	۰/۶۲۵ **
تفاضل تولید (DLGDP)	-۲/۶۲۹ *	-۵/۵۹۱	-۱/۶۴۱ *	۰/۲۹۴	۴/۴۷۶

* و ** به‌ترتیب نشانگر معناداری در سطح ۱۰٪ و ۵٪ می‌باشند.

۱-٤. تصریح مدل و تخمین

برای تعیین درجه مدل VAR از معیارهای شوارتز و هنان-کویین استفاده می‌کنیم که وقفه بهینه را ۵ تعیین می‌کند. نتایج بررسی پسماندهای این مدل حاکی از عدم وجود خودهمبستگی سریالی در پسماندهای این مدل بوده و صحت وقفه انتخاب شده را تأیید می‌کند.[۲]

در مرحله بعد تعداد بهینه رژیم در مدل MS مورد استفاده باید تعیین گردد. با توجه به وجود پارامترهای مزاحم[۳] درفرضیه صفر[۴]، آزمون LR دارای توزیع استاندارد نخواهد بود که این امر باعث

۱. نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد استفاده شده در این مطالعه ممکن است در برخی موارد با نتایج مطالعات قبلی متفاوت بوده باشد. این امر همان‌طور که قبلاً اشاره شد به تفاوت توان آزمون، آزمون‌های مختلف ریشه واحد برمی‌گردد. که با توجه به ادبیات اقتصادسنجی مربوط به سری‌های زمانی آماره‌های ارائه شده توسط Ng و پرون از جمله پرقدرت‌ترین آماره‌های مربوط به ریشه واحد هستند لذا این نتایج قابل اتکاتر از نتایج سایر آزمون‌ها می‌باشند. البته لازم به یادآوری است که با توجه به مباحث مطرح شده در بخش ۲.۳، نتایج این آزمون‌ها با احتیاط باید مورد استفاده قرار گیرند. در مطالعه حاضر از تفاضل مرتبه اول LGDP استفاده شده است که در واقع نشانگر نرخ رشد تولید هست، یعنی به‌عبارتی هر سه متغیر پول، تورم و نرخ رشد تولید به شکل I(0) در مدلسازی لحاظ شده‌اند.

۲. معیار آکائیک تعداد وقفه را ۶ تعیین می‌کرد منتها برای جلوگیری از کاهش درجه آزادی و نیز کافی بودن ۵ برای رفع مشکل خودهمبستگی از وقفه ۵ استفاده شد.

3. Nuisance parameter

۴. به‌عنوان مثال وقتی فرضیه صفر وجود ۲ رژیم را در مقابل ۳ رژیم آزمون می‌کنیم احتمال انتقال به رژیم ۳ و نیز ضرایب مربوط به رژیم ۳ در دسترس نیست که در ادبیات اقتصادسنجی این پارامترها را پارامترهای مزاحم نامند.

می‌شـود تا نتوان از این آزمون برای تعیین تعداد رژیم بهینه استفاده کرد[۱](Krolzig, 1997: 144). به‌همین دلیل در اکثر مطالعات تجربی تعداد رژیم براساس شناخت محقق از متغیرها تعیین می‌گردد. در این تحقیق با توجه به کـوتاه بودن دوره مـورد مطالعه[۲] تعداد رژیـم برابر ۲ تعیـین گردیـده و مـدل‌های MSIA-VAR و MSIAH-VAR برآورد گردیدند.

براساس معیارهای AIC, SBC, HQ و آزمون LR مدل‌ها مورد مقایسه قرار گرفته و مدل MSIAH(۲) به‌عنوان مدل برتر انتخاب گردید. در این مدل تمام پارامترها شامل عرض از مبدأ، ضرایب متغیرها با وقفه‌های مختلف و واریانس مدل به رژیم وابسته هستند.[۳]

جدول شماره ۲ نتایج تخمین پارامترهای مدل فوق با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی را نشان می‌دهد.[۴] مقدار آماره آزمون LR مبنی بر خطی بودن رفتار متغیرها برابر ۹۶/۸۲۲ محاسبه شده که براساس عدد P-value مربوط به آماره Davies، این فرضیه رد شده و غیرخطی بودن رابطه بین این متغیرها تأیید می‌شود.[۵] نتایج نشان می‌دهند که اکثر ضرایب با تغییر رژیم عوض شده و دو رژیم دارای انحراف معیار متفاوت می‌باشند. در عین حال احتمال انتقال‌های تخمین زده شده نشان می‌دهد که هر دو رژیم بسیار ماندگار هستند. چون احتمال بقا در رژیم ۰ برابر ۰/۹۷۰ می‌باشد، لذا احتمال انتقال از رژیم ۰ به ۱ برابر ۰/۰۳ (یعنی ۰/۹۷۰–۱) می‌باشد که نشان می‌دهد احتمال تغییر رژیم از ۰ به ۱ بسیار ضعیف می‌باشد.[۶] ضمناً p_{11} مساوی ۰/۹۵۹ برآورد شده است که نشان می‌دهد رژیم ۱ نیز همانند رژیم ۰ دارای احتمال بقای بسیار بالایی می‌باشد و اگر سیستم در رژیم ۱ قرار گیرد احتمال

---

۱. برخی محققین مثل Garcia (1998), Hansen (1992) برای موارد خاصی از مدل‌های MS نحوه تعیین توزیع آزمون LR برای تعیین تعداد رژیم را ارائه داده اند ولی این روش‌ها قابلیت استفاده برای تمام موارد را ندارند. لازم به ذکر است که آزمون LR در مقایسه دو مدل مختلف با تعداد رژیم‌های یکسان دارای توزیع استاندارد بوده و مشکلی پیش نمی‌آید.

۲. آمارهای فصلی ارایه شده از سوی بانک مرکزی برای کلیه متغیرهای سری زمانی ایران از جمله تولید و پول و تورم از سال ۱۳۶۷ موجود می‌باشد.

۳. وابسته بودن واریانس به رژیم، لزوماً به معنای وجود ناهمسانی واریانس نمی باشد. به‌عبارت دیگر وابسته بودن واریانس به رژیم، نه شرط لازم و نه کافی برای ناهمسانی واریانس نمی‌باشند (کرالزیگ، ۱۹۹۷: ۲۳). در واقع، برای بررسی ناهمسانی واریانس باید مدل‌های متفاوتی از MS همانند مدل SWARCH ارائه شده توسط همیلتون مورد استفاده قرار گیرد.

۴. برای تخمین این مدل از الگوریتم ارائه شده توسط همیلتون و نرم افزار OX استفاده شده است.

۵. همان‌طور که قبلاً اشاره شد به‌دلیل وجود پارامترهای مزاحم در فرایند آزمون فرضیه خطی بودن رفتار متغیر در مقابل فرضیه مخالف (که ادعا می کند متغیر مورد بررسی از زنجیره مارکوف تبعیت می کند) توزیع مجانبی χ^2 غیراستاندارد بوده و به ضرایب برآورد شده بستگی دارد فلذا تعیین مقادیر بحرانی که جامع باشند و همیشه بتوان از آنها استفاده کرد ممکن نمی‌باشد. برای حل این مشکل دیویس (۱۹۸۷) یک تعدیلاتی را در آماره آزمون LR را انجام داده و به‌جای استفاده از یک عدد به‌عنوان مقدار بحرانی، یک دامنه تعیین می‌کند که اگر آماره محاسبه شده برای آزمون LR از کران بالای این دامنه بزرگ‌تر باشد می‌توان فرضیه خطی بودن را رد کرد.

۶. لازم به تأکید هست که اگرچه احتمال تغییر رژیم کم هست منتها چون هیچ‌کدام از رژیم‌ها، رژیم جاذب نیستند فلذا در هر نقطه از زمان احتمال تغییر رژیم وجود دارد و احتمال تغییر رژیم صفر نمی‌باشد. رژیم جاذب (absorbing regime) دارای احتمال بقای ۱ بوده و هر وقت متغیر در این رژیم قرار بگیرد امکان انتقال به سایر رژیم‌ها وجود نخواهد داشت.

برگشت آن به رژیم ۰ تنها ۰/۰۴۱ می‌باشد. در عین حال براساس احتمالات تخمین زده شده برای هر فصل (نمودار ۱) مشخص می‌گردد که رژیم ۰ از فصل دوم سال ۱۳۷۶ شروع شده و تا فصل اول سال ۱۳۸۴ و از فصل چهارم سال ۱۳۹۰ تا آخر دوره مورد مطالعه را شامل می‌شود. رژیم ۱ نیز شامل دوره ۱۳۸۴:۲ تا ۱۳۹۰:۳ می‌باشد.

جدول ۲: نتایج تخمین مدل MSIAH(2)-VARX(5)

	رژیم ۰		رژیم ۱	
	LGDP	**LM**	**LGDP**	**LM**
عرض از مبدأ	0.016	-0.120**	-0.19*8*	0.230*
LGDP_1	0.028	0.436**	-0.64*2***	-0.02*8*
LGDP_2	0.475**	0.651**	-0.76*6***	-0.289**
LGDP_3	0.519**	0.375	-0.4*50**	-0.1*44*
LGDP_4	-0.609**	-0.871**	-0.532**	-0.07*9*
LGDP_5	-0.098	-0.458	-0.3*27*	0.031
LM_1	0.116	0.831**	0.772**	1.04*7***
LM_2	-0.050	0.255**	*-0.602*	0.0*98*
LM_3	-0.009	-0.255**	-0.00*3*	-0.153
LM_4	0.011	0.446**	0.31*4*	0.768**
LM_5	-0.071	-0.264**	-0.471	-0.77*4***
INF_1	-0.001	-0.0005	0.00*2*	-0.00*2***
INF_2	0.001	-0.0005	*0.000*	-0.003**
انحراف معیار	0.008	0.011	0.02*5*	0.013*8*
P_{00}	0.970			
P_{11}	0.959			
Log-Lik	362.002			
آماره آزمون خطی بودن (*LR test*)	96.822			
احتمال آماره *Davies*	0.000**			

* و ** به‌ترتیب نشانگر معناداری در سطح ۱۰٪ و ۵٪ می‌باشند.

همان‌طور که در بخش ۲ مطرح شد وجود رابطه علیت بین پول و تولید را می‌توان با استفاده از ضرایب مدل MSIAH-VARX(5) مورد بررسی قرار داد. در معادله تولید، مجموع ضریب متغیر پول در رژیم ۰ برابر ۰/۰۰۳- و در رژیم ۱ برابر ۰/۰۱ بوده و فقط در رژیم ۱ ضریب معنادا وجود دارد

لذا می‌توان نتیجه گرفت که فقط در رژیم ۱ پول علت گرنجر تولید می‌باشد.[۱] بنابراین رابطه بین پول و تولید از رژیمی به رژیم دیگر متفاوت بوده و دچار تغییر می‌گردد. ضمناً تغییر در نحوه تأثیرگذاری پول روی تولید در فصل دوم سال ۱۳۸۴ اتفاق افتاده‌است. به‌عبارت دیگر، خنثایی پول در ایران طی دوره مورد بررسی رد می‌شود که این نتیجه در راستای نتایج مطالعات دلقندی، یاوری و اصغرپور می‌باشد.

در معادله مربوط به متغیر پول، ضرایب متغیر تولید (LGDP) در رژیم‌های ۰ و ۱ به‌ترتیب برابر ۰/۱۳۳ و ۰/۵۰۸- بوده و در هر دو رژیم برخی از ضرایب معنادارند فلذا می‌توان نتیجه گرفت که تولید علت گرنجر پول بوده و ضمناً ارتباط بین آنها به شکل نامتقارن می‌باشد. در رژیم صفر این دو متغیر هم راستا باهم حرکت کرده‌اند درحالی‌که در رژیم ۱ نحوه ارتباط این دو متغیر عوض شده و جهت تغییرات آنها خلاف همدیگر بوده است. البته باید خاطر نشان شد که به‌دلیل استفاده از تفاضل مرتبه اول متغیر تولید در مدل‌ها، نتایج این مطالعه محدود به کوتاه‌مدت بوده و نباید آنها را به بلندمدت تعمیم داد.

برای تعیین اینکه مفهوم اقتصادی رژیم ۰ و ۱ چیست می‌توان از مقادیر برآورد شده عرض از مبدأها کمک گرفت. منتها باید توجه نمود که طبقه‌بندی مشاهدات در رژیم های مختلف صرفا بر اساس تولید یا پول نبوده و برای اینکار تغییرات هر دوی آنها توسط مدل بررسی شده است. با این وجود و با توجه به عرض از مبداهای برآورد شده برای مدل مربوط به تولید می توان اینگونه برداشت کرد که رژیم ۰ و ۱ به ترتیب نشانگر دوره زمانی با رشد مثبت و رشد منفی می باشند. اگرچه باید دقت نمود که به دلیل بی معنا بودن این عرض از مبداها از نظر آماری تفاوت زیادی بین این دو رژیم وجود نداشته منتها دارای علامت متفاوتی بوده اند.

نمودار (۲) روند مقادیر واقعی و برآورد شده متغیرهای تولید و پول توسط مدل را نشان می دهد. بر اساس این نمودار مشخص می شود که مدل MSIAH(2) به خوبی رفتار این دو متغیر را تبیین می کند.

نتیجه‌گیری

در این مقاله به بررسی رابطه علیت بین پول و تولید پرداخته شد و بدین منظور از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ استفاده گردید. مزیت این مدل‌ها در این است که با در نظر گرفتن رژیم‌ها ی مجزا از هم

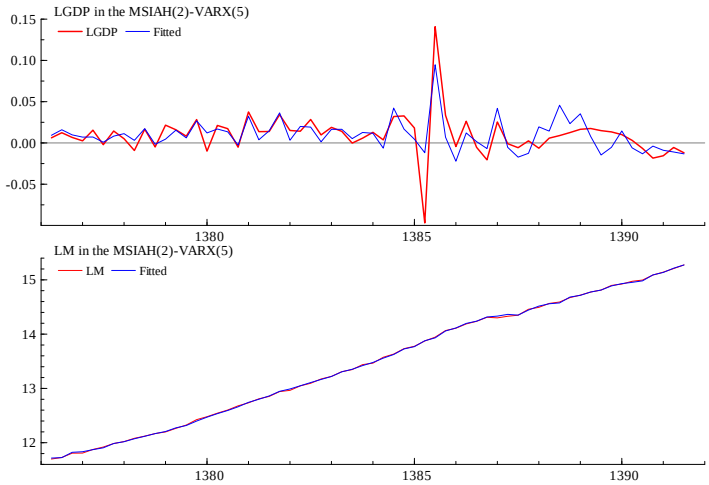
---

۱. همان‌طور که قبلا در بخش ۲.۲ اشاره شد برای بررسی برقراری علیت گرنجری بین متغیرها می‌توان از مجموع ضرایب استفاده نمود منتها باید خاطر نشان شد که مقدار عدد محاسبه شده و یا بی‌معنا بودن برخی از ضرایب برآورد شده فی نفسه تعیین‌کننده نمی‌باشد بلکه وجود حتی یک ضریب معنادار هم نشانگر وجود علیت بین متغیرها هست. به‌عبارت دیگر شرط عدم برقراری علیت این است که هیچکدام از ضرایب برآوردشده معنادار نباشند.

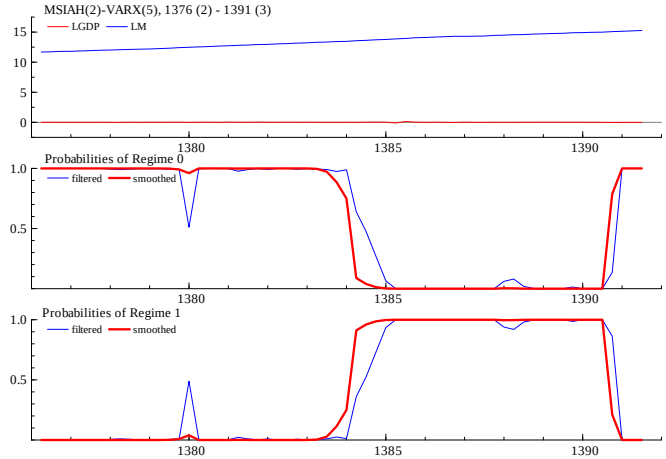
این امکان را فراهم می‌نماید که بتوان تغییر در رابطه علیت در طی زمان و یا دوره‌های متفاوت را مورد بررسی قرار داد. مدل مورد استفاده یک مدل VAR می‌باشد که پارامترهای آن ثابت نبوده و به رژیم وابسته هستند. علیت گرنجر بین پول و تولید نیز با استفاده از ضرایب این مدل در رژیم‌های متفاوت مورد بررسی قرار می‌گیرد.

نتایج تخمین این مدل با استفاده از داده‌های آماری ایران طی دوره ۱۳۷۶:۱ تا ۱۳۹۱:۳ با روش مارکوف سوئیچینگ نشان می‌دهد که ۱) فقط در رژیم ۱ پول علت گرنجری تولید بوده و خنثی نمی‌باشد، ۲) در هر دو رژیم تولید علت گرنجری پول می باشد منتها شدت این رابطه در رژیم ۰ و ۱ یکسان نمی باشد،۳) ارتباط بین تولید و پول در رژیم صفر مثبت و در رژیم ۱ منفی می باشد که نشان می دهد در طی دوره مربوط به رژیم ۱ این دو متغیر در جهت عکس همدیگر تغییر کرده اند و ۴) از فصل دوم ۱۳۸۴ تا فصل سوم ۱۳۹۰ رژیم یک را تشکیل داده و بقیه دوره در رژیم صفر طبقه بندی شده اند.

با توجه به اینکه پول حداقل در برخی از دوره‌ها خنثی نبوده و توانسته است روی متغیر واقعی هـمانند تولید تأثیر بگذارد می‌توان استنباط کرد که از سیاست‌های پولی برای تغییر تولید در ایران می‌توان استفاده نمود. منتها با توجه به اینکه تأثیرگذاری پول وابستگی دارد به رژیمی که اقتصاد ایران در آن قرار دارد، باید دقت زیادی در طراحی و اجرای سیاست پولی به عمل آید. به‌طور مثال با توجه به اینکه مشاهدات آخر نمونه مورد بررسی در رژیم صفر طبقه‌بندی شده اند و احتمال انتقال از رژیم ۰ به رژیم ۱ بسیار ضعیفتر از احتمال بقا در رژیم ۰ هست لذا به احتمال قوی دوره کنونی اقتصاد نیز در رژیم ۰ قرار دارد. از طرف دیگر بر اساس نتایج، در رژیم ۰ پول خنثی برآورد شده است لذا در چند سال آتی نیز به احتمال بسیار زیاد خنثی بودن پول ادامه خواهد یافت و بنابراین نمی توان از سیاست پولی برای تاثیرگذاری روی تولید ایران استفاده کرد.



نمودار ۱: زمان بندی رژیم‌های ۰ و ۱ بر اساس احتمال‌های هموارشده و فیلترشده مدل MSIAH(2)-VARX(5)



نمودار ۲: مقادیر واقعی و برآورد شده متغیر تولید و پول توسط مدل MSIAH(2)-VARX(5)

منابع

جبل عاملی، فرخنده و گودرزی‌فراهانی، یزدان (۱۳۹۲)؛ تاییدی بر خنثایی پول، پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۶۸: ۱۳۸-۱۰۹.

حیدری، ابراهیم (۱۳۸۷)؛ رشد حجم پول و تأثیر آن بر تولید و اشتغال دراقتصاد ایران، تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۳: ۱۱۵-۸۳.

خشادوریان، ادموند (۱۳۷۸)؛ سیاست‌های پولی و رشد اقتصادی ایران، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱۳: ۴۲-۱۹.

دلقندی، سیدابوالفضل (۱۳۸۲)؛ مکانیزم انتقال اثر حجم پول بر سطح قیمت‌ها و متغیرهای واقعی اقتصاد ایران، نشریه اقتصاد و مدیریت، شماره ۱۶ و ۱۷.

صادقی‌شاهدانی، مهدی؛ صاحب‌هنر، حامد؛ عظیم‌زاده‌آرانی، محمد و حسینی‌دولت‌آبادی، سیدمهدی (۱۳۹۱)؛ بررسی اثر شوک‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از روش BVAR : مطالعه موردی ایران، مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، شماره ۴، ۱۲۴-۹۱.

عباسی‌نژاد، حسین و شفیعی، افسانه (۱۳۸۴)؛ آیا در اقتصاد ایران پول واقعا خنثی است؟، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۸، ۱۵۴-۱۱۵.

فلاحی، فیروز و هاشمی‌دیزج، عبدالرحیم (۱۳۸۹)؛ رابطه علین بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۲۶: ۱۵۴-۱۳۳.

لشکری، محمد (۱۳۸۹)؛ تأثیر متغیرهای پولی بر رشد اقتصادی در ایران با رویکرد پولگرایان، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، شماره اول، زمستان ۱۳۸۹ ، ۱۰۵-۷۹.

مصلحی، فریبا (۱۳۸۵)؛ تأثیرگذاری سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران (۱۳۸۳-۱۳۳۸)، پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۷، ۱۵۵-۱۳۳.

مهرآرا، محسن (۱۳۷۷)؛ تعامل میان بخش پول و حقیقی اقتصاد ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۳، ۱۳۳-۱۰۰.

یاوری، کاظم و اصغرپور، حسین (۱۳۸۱)؛ وقفه‌های تولید، سیاست‌های پولی و پویایی قیمت، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره۶۰، ۲۳۴-۲۰۹.

Albert, J., S. Chib (1993); .Bayesian Analysis via Gibbs Sampling of Autoregressive Time Series Subject to Markov Mean and Variance Shifts,.Journal of Business and Economic Statistics, 11, 1-15.

Bhargava, A. (1986); On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series, Review of Economic Studies, 53, 369-384.

Camacho, Maximo (2011); Markov-switching models and the unit root hypothesis in real U.S. GDP, Economics Letters, 112, 161-164.

Christiano, L. and Ljungqvist, L. (1988); Money Does Granger-Cause Output in the Bivariate Money-Output Relation, Journal of Monetary Economics, 22, 217-236.

Chowdhury, A. and Siregar, H. (2004); Indonesia's Monetary Policy Dilemma-Constraints of Inflation Targeting, The Journal of Developing Areas, 37, 137-53.

Davies RB (1987); Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. Biometrika, 74:33–43

Dejong, D.N., Nankervis, J.C.,and Savin, N.E., (1992); Integration versus Trend Stationarity in Time Series, Econometrica, 60, 423-33.

Dufrénot, G., Mignon V., (2002); Recent Developments in Nonlinear Cointegration with Applications to Macroeconomic and Finance. Kluwer Academic Publishers.

Elliott, G., Rothenberg, T.J. and Stock, J.H. (1996); Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, Econometrica 64, 813-836.

Friedman, B. M. and Kuttner, K. N. (1992); Money, Income, Prices, and Interest Rates, American Economic Review, 82, 472-492.

Garcia, R., (1998); Asymptotic null distribution of the likelihood ratio test in Markov switching models. International Economic Review, 39, 763-788.

Hafer, R.W. and Kutan, A.M., (1997); More evidence on the money-output relationship, Economic Inquiry, 35, 48-58.

Hall, S., Psaradakis, Z., and M. Sola, M. (1999); Detecting periodically collapsing bubbles: A Markov-switching unit root test. Journal of Applied Econometrics 14: 143-154.

Hamilton, J. D. (1994); Time Series Analysis. Princeton University Press: Princeton.

Hansen, B. (1992); The Likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP, Journal of Applied Econometrics, 7, S61- S82.

Harris, R. and Sollis, R., (2003); Applied Time Series Modeling and Forecasting, Wiley, West Sussex.

Hiroyuki, O., Shigenori, S. and Toyoichiro, S., (2004); On Long-Run Monetary Neutrality in Japan, Monetary and Economic Studies, 3, 79-113.

Johansson, A.C., (2009). Is U.S. money causing China's output?, China Economic Review, forthcoming.

Krolzig, H. M., (1997); Markov-Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Applications to Business Cycle Analysis. Springer, Berlin

Litterman, R. and Weiss, L. (1985); Money, Real Interest Rates, and Output: A Reinterpretation of Postwar U.S. Data, Econometrica, 53, 129-156.

Lucas, R. E. Jr. (1996); Nobel Lecture: Monetary Neutrality, Journal of Political Economy, 104, 661-682.

Ng, S. and Perron, P. (2001); Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power, Econometrica, 69(6), 1519-1554.

Psaradakis, Z., Ravn, M., and Sola, M., (2005); Markov switching causality and the money-output relationship, Journal of Applied Econometrics, 20, 665–683.

Rodríguez, G., Sloboda, M.J. (2005); Modeling nonlinearities and asymmetries in quarterly revenues of the US telecommunications industry, Structural Changes and Economic Dynamics, 16, 137-158.

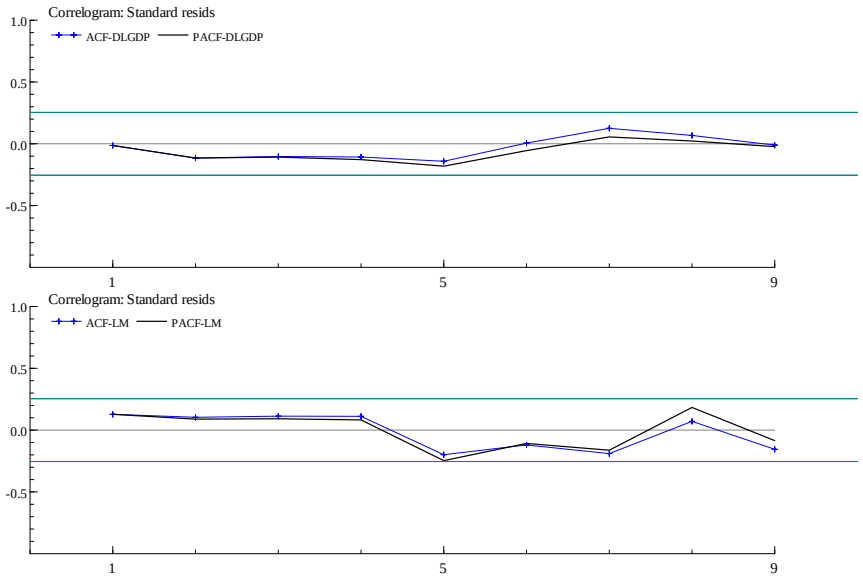
Rodríguez, G., and Rowe, N. (2007); Why U.S. money does not cause U.S. output, but does cause Hong Kong output, Journal of International Money and Finance, 26, 1174−1186.

Stock, J. H. and Watson, M. W. (1989); Interpreting the Evidence on Money-Income Causality, Journal of Econometrics, 40, 161-181.

Swanson, N., (1998); Money and output viewed through a rolling window, Journal of Monetary Economics 41, 455–473.

Thoma, M. A. (1994). Subsample Instability and Asymmetries in Money-Income causality, Journal of Econometrics, 64, 279-306.

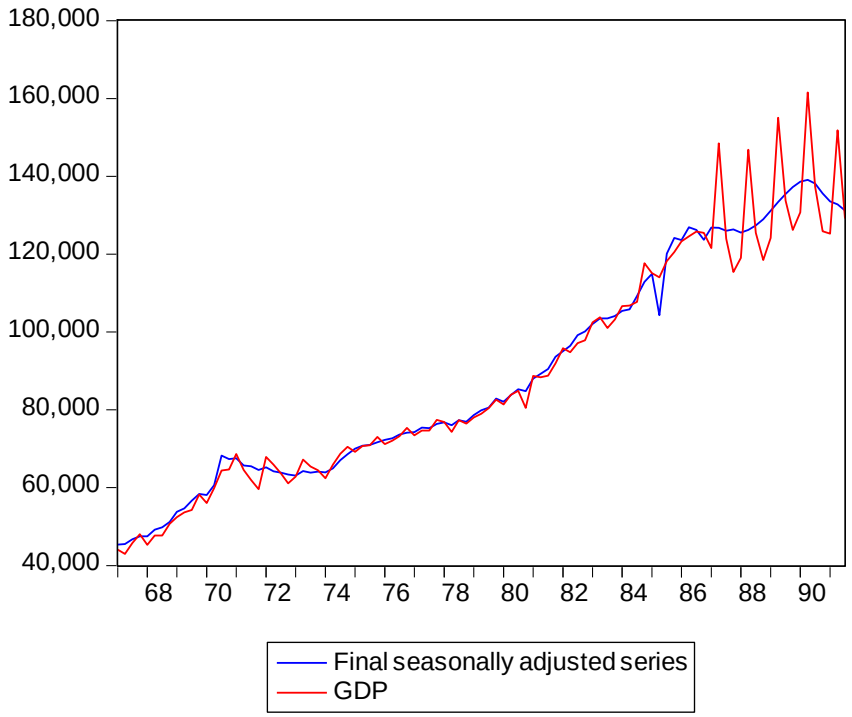
ضمائم:



نمودار ۱: کورولوگارم مربوط به متغیرها

جدول ۱: نتایج انتخاب وقفه بهینه

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	32.86155	NA	0.001727	-0.685812	-0.630261	-0.663411
1	384.264	679.3782	7.66E-07	-8.405868	-8.239214	-8.338663
2	396.0381	22.23988	6.45E-07	-8.578624	-8.300868	-8.466617
3	401.8963	10.80504	6.19E-07	-8.619917	-8.231057	-8.463106
4	406.4588	8.212509	6.12E-07	-8.632417	-8.132455	-8.430803
5	424.1595	1.07464*	4.52E-07	-8.936878	-8.325813*	-8.690461*
6	428.6921	7.755807	4.47e-07*	-8.948714*	-8.226546	-8.657493
7	430.4354	2.905546	4.71E-07	-8.898565	-8.065296	-8.562542
8	432.4253	3.227955	4.94E-07	-8.853895	-7.909523	-8.473069



نمودار ۲: متغیر تولید ناخالص داخلی قبل و بعد از تعدیل فصلی