فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی- ایرانی)
سال دوازدهم، شماره ۴۷، زمستان ۱۳۹۱، صفحات ۷۰-۵۱

بررسی رابطه غیرخطی بین تورم و رشد تولید در ایران

حسین توکلیان* و اصغر شاهمرادی**

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۶/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱/۲۳

در دیدگاه مرسوم رابطه بین تورم و رشد تولید در سطوح پایین تورم مثبت و در سطوح بالای تورم منفی است. این مطالعه با استفاده از رویکرد مارکوف سوییچینگ[1] به دنبال بررسی احتمال وقوع دو رابطه منفی و مثبت این دو متغیر است. نتایج، نشان‌دهنده وجود رابطه مثبت در سه برهه زمانی کوتاه‌مدت (در سال‌های ابتدایی مورد بررسی، یعنی ۱۳۷۲-۱۳۶۸ و در یک دوره کوتاه در ۱۳۸۲-۱۳۸۱ و ۱۳۸۵) بوده، در حالی که در عمده مواقع رابطه بین تورم و رشد اقتصادی منفی است. سیاست‌گذاری پولی در ایران به‌گونه‌ای بوده که از احتیاط بسیار کمی نسبت به تورم برخوردار است، به‌نحوی که طول عمر دوره‌های تورمی به‌طور متوسط حدود ۴ سال و طول عمر دوره‌های با تورم پایین‌تر از حد آستانه (یا تورم بالا همراه با رشد اقتصادی بالا)، به‌طور متوسط حدود ۲ سال طول کشیده است.

طبقه‌بندی JEL: E32, E31, E30.

کلیدواژه‌ها: تورم، رشد تولید، مارکوف سوییچینگ.

۱- مقدمه

مدل سنتی کینزی شامل منحنی عرضه کل (AS) و تقاضای کل (AD) است که رابطه تورم ـ رشد را بیان می‌کند. براساس این مدل در کوتاه‌مدت، منحنی AS صعودی است. اگر منحنی AS عمودی باشد، تغییرات طرف تقاضای اقتصاد، تنها قیمت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد، در حالی

* دانشجوی دکترای اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، پست الکترونیکی: tavakoliyanh@ut.ac.ir.
** استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، پست الکترونیکی: shahmoradi@ut.ac.ir.

1- Markov Switching

Archive of SID
www.SID.ir

که اگر صعودی باشد، تغییرات AD قیمت و تولید را متأثر می‌سازد[۱]. این موضوع بیان‌کننده این واقعیت است که عوامل بسیاری نرخ تورم و سطح تولید را در کوتاه‌مدت تعیین می‌کنند. این عوامل به تغییراتی در انتظارات نیروی کار، قیمت سایر عوامل تولید و سیاست‌های پولی یا مالی منجر می‌شوند. با حرکت از کوتاه‌مدت به سمت بلندمدت، عواملی که در بالا بیان شد و شوک‌های آنها، موجب می‌شوند تا اقتصاد از «حالت پایدار»[۲] خارج شود. در شرایط حالت پایدار همان‌طور که از نام آن برمی‌آید، هیچ چیز تغییر نمی‌کند. تعدیل پویای منحنی‌های AD و AS کوتاه‌مدت همراه یک «مسیر تعدیل»[۳] است که وجود رابطه‌ای مثبت بین تورم و رشد را آشکار می‌سازد، اما این رابطه در بخش انتهایی مسیر تعدیل منفی می‌شود.

دو ویژگی دیگر فرآیند تعدیل نیز بااهمیت هستند؛ ۱- دوره‌هایی وجود دارد که تولید کاهش و نرخ تورم افزایش می‌یابد. این رابطه منفی بین تورم و رشد به این دلیل که اغلب در عمل رخ داده است و مطالعات تجربی به آن پی برده‌اند، اهمیت دارد. این پدیده «تورم رکودی»[۴]، یعنی افزایش تورم همراه با کاهش یا ثابت باقی ماندن تولید است. ۲- اقتصاد به‌طور مستقیم به نرخی بالاتر حرکت نمی‌کند، بلکه یک مسیر انتقالی را دنبال می‌کند که در آن، تورم ابتدا افزایش و سپس، کاهش می‌یابد.

فریدمن[۵] منحنی فیلیپس سنتی را از دید انتقادی بررسی می‌کند. بحث او مبتنی‌بر فرض اقتصادی بوده که در آن هزینه‌ها دو برابر شده است. افراد نرخ تورم آینده را پیش‌بینی و آثار آن را در رفتار خود وارد می‌کنند. بنابراین، بیکاری و تولید تحت تأثیر قرار نمی‌گیرند. اقتصاددانان این مفهوم را خنثی بودن پول می‌نامند. اگر تورم بدین طریق عمل کند، زیان‌بخش نخواهد بود، اما در واقعیت، تورم با اثرگذاری بر موجودی سرمایه، سرمایه‌گذاری و صادرات، می‌تواند بر سایر متغیرهای کلان و نرخ رشد اقتصاد اثر داشته باشد. به‌طور خلاصه و از دیدگاه پولگرایان در بلندمدت، قیمت‌ها به‌طور عمده تحت تأثیر نرخ رشد پول است، در حالی که هیچ تأثیر حقیقی بر رشد ندارد و اگر رشد عرضه پول بالاتر از نرخ رشد اقتصاد باشد، آنگاه تورم به‌وجود خواهد آمد.

۱- دورنبوش و فیشر، ۱۹۹۳.

2- Steady State
3- Adjustment Path
4- Stagflation
5- Friedman

Archive of SID

www.SID.ir

ماندل[1] از نخستین کسانی است که سازوکار ارتباط بین تورم و رشد تولید را به‌طور مجزا از مازاد تقاضای کالاها بیان کرد. براساس مدل ماندل، افزایش تورم یا انتظارات تورمی به‌سرعت ثروت مردم را کاهش می‌دهد. این اثر براساس این فرضیه که نرخ بازده مانده‌های حقیقی پول افراد کاهش می‌یابد، عمل می‌کند. برای انباشت ثروت مطلوب، با افزایش قیمت‌ها و بنابراین، کاهش نرخ بهره حقیقی، مردم با گرایش به دارایی‌ها، بیشتر پس‌انداز می‌کنند. پس‌انداز بیشتر به معنای انباشت سرمایه بیشتر و بنابراین، رشد سریع‌تر تولید است.

توبین[2] (۱۹۷۲)، ادعا می‌کند که تورم باعث می‌شود مردم دارایی‌های با درآمد بهره را جانشین پول کنند که این امر به موجودی سرمایه بالاتر و ایجاد رشد اقتصادی منجر می‌شود. در این اثر که معروف به اثر توبین است، تورم رابطه‌ای مثبت با رشد اقتصادی دارد. همچنین وی بیان می‌کند که به سبب انعطاف‌ناپذیری به سمت پایین قیمت‌ها (از جمله دستمزدها) تعدیل قیمت‌های نسبی در طول رشد اقتصادی با افزایش قیمت برخی از دارایی‌ها می‌تواند بهتر صورت گیرد.

سیدراسکی[3] (۱۹۶۷)، با کار خود روی مدل بنگاه نماینده نشان داد که افزایش نرخ تورم، موجودی سرمایه بلندمدت را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. بنابراین، نه تولید و نه رشد اقتصادی تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد. در همین راستا، استاکمن[4] (۱۹۸۱)، مدلی را بسط داد که در آن، افزایش نرخ تورم به سطح تعادلی بلندمدت پایین‌تری برای تولید منتج می‌شود و ثروت مردم کاهش می‌یابد. در مدل استاکمن پول مکمل سرمایه است و رابطه‌ای منفی بین سطح تولید بلندمدت و نرخ تورم وجود دارد. کولی و هانسن[5] (۱۹۸۹)، این سازوکار را برای در نظر گرفتن انباشت سرمایه بسط دادند. فرض اساسی آنها این است که تولید نهایی سرمایه رابطه مستقیمی با مقدار کار دارد. بنابراین، هنگامی که مقدار کار در پاسخ به افزایش تورم کاهش می‌یابد، بازده سرمایه کاسته می‌شود و مقدار سرمایه و تولید بلندمدت کاهش می‌یابد. کولی و هانسن نشان می‌دهند که هم‌زمان با افزایش نرخ تورم، تولید به‌طور دایمی کاهش پیدا می‌کند.

1- Mundell
2- Tobin
3- Sidrauski
4- Stockman
5- Cooly and Hansen

www.SID.ir

براساس نظریه کینزی جدید اگر GDP[1] از سطح بالقوه خود بالاتر رود و بیکاری پایین‌تر از نرخ طبیعی بیکاری و سایر شرایط ثابت باشد، هنگامی که عرضه‌کنندگان قیمت‌های خود را افزایش می‌دهند و تورم افزایش می‌یابد، این امر باعث می‌شود منحنی فیلیپس در مسیر رکود تورمی و به سمت تورم و بیکاری بالاتر حرکت کند. اگر GDP به پایین‌تر از سطح بالقوه تنزل یابد و بیکاری بالای نرخ طبیعی خود باشد، با ثابت در نظر گرفتن سایر عوامل، زمانی که عرضه‌کنندگان سعی می‌کنند ظرفیت مازاد را با کاهش قیمت‌ها و تضعیف تورم ساختاری پر کنند، شتاب تورم کاهش می‌یابد که این به تورم‌زدایی منجر و باعث می‌شود منحنی فیلیپس در جهت مطلوب، یعنی به سمت تورم و بیکاری کمتر حرکت کند. در نهایت، اگر GDP برابر با سطح بالقوه و نرخ بیکاری برابر با NAIRU[2] باشد، نرخ تورم تغییر نمی‌کند.

دیدگاه مرسوم در اقتصاد کلان این است که تغییرات دایمی و قابل پیش‌بینی در نرخ تورم خنثی است و در بلندمدت بر فعالیت واقعی تأثیر نمی‌گذارد، اما مجموعه قابل توجهی از شواهد بیان‌کننده این است که نرخ تورم بالا و مداوم می‌تواند نتایج معکوسی بر رشد حقیقی اقتصاد، حتی در بلندمدت داشته باشد. امروزه به نظر می‌رسد اجماع بین اقتصاددانان این‌گونه باشد که نرخ‌های بالای تورم باعث ایجاد مشکلاتی نه تنها برای افراد، بلکه برای عملکرد کلی اقتصاد می‌شود، اما توافق بسیار کمتری در مورد رابطه قطعی بین تورم و عملکرد اقتصاد و سازوکاری که تورم بر فعالیت اقتصادی تأثیر می‌گذارد، وجود دارد.

به نظر می‌رسد آثار افزایش دایمی نرخ تورم بر فعالیت بلندمدت تا حدودی پیچیده باشد. اجماع در مورد تأثیر معکوس تورم بر رشد اقتصادی تنها بخش کوچکی از تصویر کلی را نمایان می‌سازد. به‌تازگی بررسی‌های دقیقی بر رابطه غیرخطی بین این دو متغیر متمرکز شده‌اند؛ بدین صورت که در نرخ‌های پایین تورم، رابطه منفی معنادار نبوده یا حتی مثبت است، اما در نرخ‌های بالاتر تورم تأثیر منفی معناداری بر رشد دارد. برونو و ایسترلی[3] (۱۹۹۸)، نشان می‌دهند که در تعدادی از کشورها، تورم‌های مداوم ۲۰ تا ۳۰ درصدی بدون هیچ‌گونه عواقب عمده زیان‌آور وجود داشته است، اما هنگامی که نرخ تورم از یک سطح بحرانی عبور می‌کند، کاهش

1- Gross Domestic Product
2- Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment
3- Bruno and Easterly

www.SID.ir

چشمگیری در سطح فعالیت حقیقی رخ می‌دهد. خان و سناجی[1] (۲۰۰۱)، از داده‌های پنل غیرمتوازن متشکل از ۱۴۰ کشور، برای ۴۰ سال به‌منظور بررسی رابطه غیرخطی بین تورم و رشد استفاده کردند. برآورد آنها سطح آستانه‌ای یک تا سه درصد را برای کشورهای صنعتی و یازده تا دوازده درصد را برای کشورهای درحال‌توسعه به‌دست آورد.

در این مطالعه سعی می‌شود با رویکرد دیگری به رابطه غیرخطی بین تورم و رشد اقتصادی در مورد ایران پرداخته شود. رویکرد مورد استفاده در این مطالعه به حد آستانه تورم نمی‌پردازد، بلکه به برآورد احتمال وقوع هر دو رابطه مثبت و منفی در هر دوره می‌پردازد.

مطالعاتی که در زمینه رابطه غیرخطی بین تورم و رشد اقتصادی انجام شده‌اند، به دنبال یافتن حد آستانه تورمی بوده‌اند که در آن، جهت رابطه بین این دو متغیر تغییر می‌کند. در این مطالعه ما به دنبال بررسی رابطه مثبت و منفی بین تورم و رشد اقتصادی در دوره‌های مختلف زمانی هستیم. ازاین‌رو، از آنجا که در این مطالعه یافتن حد آستانه‌ای مورد هدف نیست، از روش مارکوف سوییچینگ استفاده می‌شود که با آن می‌توان دوره‌های مربوط به رابطه مثبت و منفی بین دو متغیر تورم و رشد اقتصادی همراه با احتمالات هر حالت را مشخص کرد.

چهارچوب کلی این مطالعه به این شکل است. در ادامه و پس از مقدمه، در بخش دوم به مطالعات انجام شده در زمینه رابطه بین تورم و رشد تولید در ایران می‌پردازیم. در بخش سوم، مدل و داده‌های مورد استفاده معرفی می‌شوند. بخش چهارم، برآورد مدل را ارایه می‌دهد و بخش آخر نیز به نتیجه‌گیری می‌پردازد.

۲- مروری بر مطالعات انجام شده در ایران

مطالعاتی را که در زمینه رابطه بین تورم و رشد در ایران صورت گرفته است، می‌توان به این صورت خلاصه کرد: به نظر لقائی (۱۳۷۶)، تورم رابطه‌ای منفی با کارایی، سرمایه‌گذاری و در نتیجه، نرخ انباشت سرمایه دارد. بنابراین، وی انتظار دارد رابطه‌ای منفی بین تورم و رشد اقتصادی وجود داشته باشد. صفار (۱۳۷۷)، به مطالعه تأثیر تورم بر سرمایه‌گذاری و رشد می‌پردازد. وی در مورد رابطه بین تورم و رشد اقتصادی از مدل دی‌گریگوریو[2] (۱۹۹۲)، استفاده کرد و در نهایت، به این نتیجه رسید که این دو متغیر دارای رابطه‌ای منفی با یکدیگر هستند. مردوخی (۱۳۷۸)، با

1- Khan and Senhadji
2- De Gregorio

Archive of SID

www.SID.ir

انجام آزمون علیت گرنجری به این نتیجه رسید که در دوره زمانی ۱۳۷۵-۱۳۳۸، علیت یک‌طرفه از تورم به رشد تولید بوده و این علیت به صورت منفی است. کمیجانی و علوی (۱۳۷۸)، با استفاده از مدل الکساندر[1] (۱۹۹۷)، به این نتیجه رسیدند که در کوتاه‌مدت تورم اثری مثبت بر رشد اقتصادی و در میان‌مدت و بلندمدت اثری منفی دارد. در ادامه، آنها الگوی تأثیر رشد بر تورم را تخمین زدند و به این نتیجه رسیدند که چه در کوتاه‌مدت، چه در میان‌مدت و بلندمدت تأثیر رشد بر تورم منفی است. دادگر و دیگران (۱۳۸۵)، به این نتیجه رسیدند که در دوره ۴۶ساله مورد نظر آنها (۱۳۸۳-۱۳۳۸)، تورم در نرخ‌های بالا تأثیر منفی بسیار شدیدی بر نرخ رشد اقتصادی می‌گذارد و به‌عنوان مانعی برای رشد عمل می‌کند. همچنین رابطه بین تورم و رشد در ایران دوطرفه نیست، بلکه با سطح اطمینان ۸۶/۶ درصد یک‌سویه (از سمت تورم به رشد) است. آنها دو نقطه شکست برای اقتصاد ایران در نرخ‌های تورم ۱۰ و ۱۶ درصد به‌دست آوردند. سپس، با آزمون تورم باوقفه، نقاط آستانه‌ای ۱۰ و ۲۶ درصد را برای تورم به‌دست آورند. بنابراین، آنها به این نتیجه رسیدند که نرخ‌های تورم در سطوح زیر ۱۰ درصد تأثیر مثبت و معناداری بر رشد دارند و بعد از اعمال یک وقفه، تأثیری منفی دارند. تورم در سطوح میانی و تا نرخ ۲۶ درصد در همان دوره منفی و بدون داشتن اثر معناداری در دوره بعد به پیش می‌رود. در سطوح بالایی و به‌ویژه در نرخ‌های بالای ۲۶ درصد (هم دوره جاری و هم دوره بعد) تأثیر منفی و شدید است.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود در مورد رابطه غیرخطی بین تورم و رشد اقتصادی در ایران از روش مارکوف سوییچینگ برای تعیین دوره‌های مربوط به رابطه مثبت و منفی بین این دو متغیر استفاده نشده است.

۳- معرفی مدل و داده‌ها

مدلی که در اینجا مورد بررسی قرار می‌گیرد، برگرفته از مدل لی[2] (۲۰۰۶)، است که با کمی تغییرات در مورد ایران مورد استفاده قرار می‌گیرد. این مدل به شکل زیر است:

$$y_t = \alpha^s + \beta^s \pi_t + \lambda^s inv_t + \sum_{i=1}^{n} \rho_i^s y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad s_t = 1,2 \qquad (۱)$$

2- Alexander
2- Li

www.SID.ir

که در آن، y_t نرخ رشد تولید، π_t تورم، inv_t تغییرات لگاریتم نسبت سرمایه‌گذاری به GDP و y_{t-i} وقفه iام نرخ رشد تولید است که این متغیرها براساس مدل‌های مرسوم رشد و همچنین در نظر گرفتن پویایی در مدل در نظر گرفته شده‌اند. نرخ رشد تولید و تورم به ترتیب به صورت تغییرات لگاریتم تولید ناخالص داخلی (GDP) و شاخص بهای مصرف‌کننده (CPI)[1] تعریف می‌شوند. نماد s نیز بیان‌کننده رژیمی است که اقتصاد در آن قرار دارد. در اینجا فرض می‌شود دو رژیم وجود داشته باشد که در یکی از آنها تورم بر رشد اقتصادی تأثیر منفی دارد و در رژیم دیگر تأثیر تورم بر رشد مثبت است. تعداد وقفه‌های نرخ رشد تولید نیز به‌نحوی تعیین می‌شود که جزء اخلال معادله ۱ نوفه سفید[2] شود.

در یک مدل مارکوف سوییچینگ پارامترهای مدل در رژیم‌های مختلف می‌توانند مقادیر مختلفی به خود بگیرند که این پارامترها متغیرهای وضعیت مدل هستند؛ برای مثال، $s_t = 1$ به معنای پارامترهای معادله (۱) در وضعیت ۱ است. از آنجا که متغیرهای وضعیت غیرقابل مشاهده هستند، به تشکیل یک استنباط احتمالی از مقادیر آنها نیاز است و در انجام این کار باید نسبت به مقادیر پارامترها در وضعیت ۱ استنباط کرد. فرض می‌کنیم متغیرهای وضعیت توسط زنجیره مارکوف[3] زیر کنترل می‌شود[4].

$$p(s_t = 1|s_{t-1} = 1) = p_{11}, \quad p(s_t = 2|s_{t-1} = 1) = p_{12}$$
$$p(s_t = 1|s_{t-1} = 2) = p_{21}, \quad p(s_t = 2|s_{t-1} = 2) = p_{22}$$

که در آن، محدودیت‌های $p_{11} + p_{12} = 1$ و $p_{21} + p_{22} = 1$ برای احتمالات گذار[5] وجود دارد.

برای برآورد ضرایب یک مدل با تغییرات رژیم مانند رابطه (۱)، همیلتون (۱۹۸۹)، مدل مارکوف سوییچینگ را معرفی کرده است. فرآیند برآورد یک مدل مارکوف سوییچینگ براساس همیلتون (۱۹۸۹)، به صورت زیر است.

برای یک مدل با شکست ساختاری در پارامترها داریم:

1- Consumer Price Index
2- White Noise
3- Markov Chain
4- Hamilton, 1994, Ch 22.
5- Transition Probability

Archive of SID

www.SID.ir

$$
\begin{aligned}
&y_t = x_t\beta_{S_t} + e_t, \qquad t = 1,2,...,T,\\
&e_t \approx N(0,\sigma^2_{S_t}),\\
&\beta_{S_t} = \beta_0(1-S_t) + \beta_1 S_t \qquad (۲)\\
&\sigma^2_{S_t} = \sigma^2_0(1-S_t) + \sigma^2_1 S_t\\
&S_t = 0\, or\, 1
\end{aligned}
$$

که تحت رژیم ۱، پارامترها عبارت‌اند از: β_1 و σ_1^2 و تحت رژیم صفر، پارامترها عبارت‌اند از: β_0 و σ_0^2. اگر فرآیند $S_t,\ t=1,2,...,T$ در رابطه (۲) قابل مشاهده نباشد، دو گام زیر برای تعیین لگاریتم تابع درست‌نمایی برداشته می‌شود:

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

$$f(y_t, S_t|\psi_{t-1}) = f(y_t|S_t,\psi_{t-1})f(S_t|\psi_{t-1}), \qquad (۳)$$

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

گام دوم: برای به‌دست آوردن چگالی حاشیه‌ای y_t، جمع تابع چگالی مشترک بالا برای تمام مقادیر ممکن S_t محاسبه می‌شود:

$$
\begin{aligned}
f(y_t|\psi_{t-1}) &= \sum_{S_t=0}^{1} f(y_t, S_t|\psi_{t-1}) = \sum_{S_t=0}^{1} f(y_t|S_t,\psi_{t-1})f(S_t|\psi_{t-1})\\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_0^2}}\exp\left(-\frac{\{y_t - x_t\beta_0\}^2}{2\sigma_0^2}\right)\times \Pr[S_t = 0|\psi_{t-1}] \qquad (۴)\\
&+ \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}}\exp\left(-\frac{\{y_t - x_t\beta_1\}^2}{2\sigma_1^2}\right)\times \Pr[S_t = 1|\psi_{t-1}]
\end{aligned}
$$

بنابراین، لگاریتم تابع درست‌نمایی عبارت است از:

$$\ln L = \sum_{t=1}^{T} \ln\{\sum_{S_t=0}^{1} f(y_t|S_t,\psi_{t-1})\Pr[S_t|\psi_{t-1}]\} \qquad (۵)$$

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

Archive of SID

www.SID.ir

$$P[s_t = e|s_t = e] = p = \frac{\exp(p_0)}{1+\exp(p_0)},$$
$$P[s_t = r|s_t = r] = q = \frac{\exp(q_0)}{1+\exp(q_0)}. \quad (۶)$$

برای به‌دست آوردن وزن‌ها دو گام زیر برداشته می‌شوند:

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

$$\Pr[S_t = j|\psi_{t-1}] = \sum_{i=0}^{1} \Pr[S_t = j, S_{t-1} = i|\psi_{t-1}]$$
$$= \sum_{i=0}^{1} \Pr[S_t = j,|S_{t-1} = i] \Pr[S_{t-1} = i,|\psi_{t-1}] \quad (۷)$$

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

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

$$\Pr[S_t = j|\psi_t] = \Pr[S_t = j|\psi_{t-1}, y_t] = \frac{f(S_t = j, y_t|\psi_{t-1})}{f(y_t|\psi_{t-1})}$$
$$= \frac{f(y_t|S_t = j, \psi_{t-1}) \Pr[S_t = j|\psi_{t-1}]}{\sum_{j=0}^{1} f(y_t|S_t = j, \psi_{t-1}) \Pr[S_t = j|\psi_{t-1}]} \quad (۸)$$

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

$$\pi_0 = \Pr[S_0 = 0|\psi_0] = \frac{1-p}{2-p-q}$$
$$\pi_1 = \Pr[S_0 = 1|\psi_0] = \frac{1-p}{2-p-q}$$

با استفاده از این روش، برای تخمین رابطه ۱ از داده‌های فصلی متغیرهای GDP حقیقی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، CPI سال پایه ۱۳۷۶ و از تشکیل سرمایه برای به‌دست آوردن نسبت سرمایه‌گذاری به تولید در دوره ۱۳۸۷:۲-۱۳۶۷:۱ استفاده می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

پیش از برآورد مدل و برای جلوگیری از وقوع رگرسیون جعلی[1] باید آزمون ریشه واحد را در مورد متغیرهای مورد استفاده انجام داد. جدول شماره ۱، نتایج این آزمون را براساس سه آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)[2]، فیلیپس ـ پرون[3] و KPSS[4] نشان می‌دهد. به نظر می‌رسد براساس نتایج مربوط به آزمون ADF متغیر لگاریتم CPI انباشته از درجه ۲ [I(2)] و بنابراین، تورم انباشته از درجه ۱ [I(1)] باشد، در حالی که براساس دو آزمون P-P و KPSS این متغیر انباشته از درجه ۱ و بنابراین، تورم انباشته از درجه صفر [I(0)] و مانا است (تفاوت آزمون KPSS با دو آزمون دیگر این است که فرضیه صفر آن مانا بودن متغیر بوده، در حالی که در دو آزمون ADF و PP فرضیه صفر، نامانا بودن متغیر است، بنابراین، تفسیر این آماره با دو آماره دیگر تفاوت دارد). ازاین‌رو، ما متغیر تورم را [I(0)] در نظر می‌گیریم. هر سه آزمون بیان‌کننده این هستند که لگاریتم GDP یک متغیر انباشته از درجه ۱ و نرخ رشد اقتصادی انباشته از درجه صفر [I(0)] و بنابراین، مانا است. با توجه به دو آماره P-P و KPSS متغیر نسبت سرمایه‌گذاری به تولید هم در سطح و هم در تفاضل مرتبه اول مانا است، اما براساس آماره ADF این متغیر در سطح I(1) و در تفاضل مرتبه اول I(0) است. بنابراین، چنانچه ما از تفاضل مرتبه اول لگاریتم CPI و GDP و همچنین از نسبت سرمایه‌گذاری به تولید استفاده کنیم، تمام متغیرهای مورد استفاده در مدل I(0) است و دچار مشکل رگرسیون جعلی نخواهیم بود.

۴- برآورد مدل

اکنون می‌توان بدون نگرانی نسبت به بروز رگرسیون جعلی اقدام به برآورد معادله ۱ کرد. می‌توان این رابطه را با استفاده از روش مارکوف سوییچینگ برآورد کرد[5]. در این روش احتمال وقوع هر رژیم در هر دوره و مقدار پارامتری که در هر رژیم سوییچ می‌کند (در مدل ما عرض از مبدأ و ضریب تورم) برآورد می‌شود. همان‌گونه که اشاره شد، ما دو رژیم در مورد رابطه بین تورم و رشد اقتصادی فرض می‌کنیم. در یک رژیم، تورم تأثیری منفی بر رشد اقتصادی دارد و در رژیم دیگر،

1- Spurious Regression
2- Augmented Dickey-Fuller
3- Phillips-Perron
4- Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
۵- برآورد مدل با استفاده از برنامه‌نویسی در فضای MATLAB صورت گرفته که در صورت تقاضا قابل دسترس است.

Archive of SID

www.SID.ir

رابطه بین تورم و رشد اقتصادی مثبت است. چنانچه این رابطه برقرار باشد، می‌توان گفت که رابطه بین این دو متغیر غیرخطی است. عمده مطالعاتی که در این زمینه انجام شده است بر حد آستانه‌ای که در آن رابطه بین تورم و رشد تولید تغییر می‌کند، متمرکز شده‌اند. در این مطالعه، هدف به‌دست آوردن این حد آستانه نیست، بلکه هدف بیان احتمال قرار گرفتن اقتصاد در بالاتر یا پایین‌تر از این حد آستانه در هر دوره است.

جدول ۱- آزمون ریشه واحد متغیرها

	Log(invest/GDP)	d(log(invest/GDP))	log(CPI)	d(log(CPI))	log(GDP)	d(log(GDP))
ADF	۰/۲۸۸	۰/۰۰۰۱	۰/۴۷۶	۰/۲۹۵	۰/۱۱۸	۰/۰۰۰
P-P	۰/۰۲۵	۰/۰۰۰۱	۰/۹۷۱	۰/۰۰۰	۰/۲۰۰۱	۰/۰۰۰۱
KPSS	۰/۱۱۷	۰/۲۷۴	۰/۰۰۹	۰/۱۵۳	۰/۰۰۷	۰/۲۱۷

* اعداد جدول مقادیر p-value هستند.

پیش از اینکه بتوان با قطعیت از روش غیرخطی مارکوف سوییچینگ استفاده کرد، باید وجود رابطه غیرخطی بین تورم و رشد تولید را مورد آزمون قرار داد. در اینجا ما دو آزمون RESET و LM را برای رابطه بین تورم و رشد به کار می‌بریم. در آزمون RESET، ابتدا بهترین معادله خطی برآورد می‌شود، سپس، باقیمانده این معادله روی توان‌های ۲ به بالای متغیر برازش‌شده از معادله خطی و سایر متغیرها رگرس می‌شود. در صورتی که مدل خطی باشد این رگرسیون قدرت توضیح‌دهندگی پایینی خواهد داشت. بنابراین، چنانچه آماره F این معادله پایین باشد و فرضیه صفر بودن هم‌زمان ضرایب توان‌های مختلف متغیر برازش‌شده رد نشود، می‌توان گفت اثر خطی وجود ندارد. در آزمون LM فرض می‌شود بخش غیرخطی مدل به شکل $f(.)$ باشد. سپس، با برآورد بخش خطی مدل و به‌دست آوردن باقیمانده‌ها و مشتقات جزیی f، باقیمانده‌های به‌دست آمده روی مشتقات جزیی رگرس می‌شود. باقیمانده‌ها باید با مشتقات جزیی رابطه‌ای غیرخطی داشته باشند. در این رگرسیون تعداد مشاهدات ضرب‌در ضریب تعیین معادله دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی برابر با تعداد رگرسورهای موجود در معادله خواهد بود. چنانچه این آماره از آماره جدول بیشتر باشد فرضیه صفر خطی بودن رد می‌شود.

جدول ۲- آزمون وجود آثار غیرخطی

RESET	LM
۲/۴۹	۲/۹۱
F(3,65)	$\chi^2(6)$
(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۰۴)

* اعداد داخل پرانتز مقادیر P-value هستند.

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج این دو آزمون در جدول شماره ۲، آمده است. همان‌گونه که از این جدول برمی‌آید، نمی‌توان فرضیه صفر رابطه خطی را در سطح ۱ درصد پذیرفت. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که برآورد معادله ۱ به لحاظ آماری بلامانع است.

در معادله ۱ فرض بر این است که رابطه بین رشد تولید و تمام متغیرهای توضیحی در دو رژیم متفاوت از هم است. برآورد معادله ۱ در جدول شماره ۳، نشان داده شده است. همان‌گونه که این جدول نشان می‌دهد تقریباً تمام ضرایب معادله ۱ بی‌معنی هستند، یعنی نمی‌توان فرض تغییر پارامترها را در هر رژیم در نظر گرفت. بنابراین، باید این فرض کنار گذاشته شود. برای این کار ابتدا فرض عدم تغییر ضرایب وقفه‌های رشد تولید کنار گذاشته شد که نتایج، مانند مورد اخیر به لحاظ آماری مورد تأیید نبودند. در ادامه، فرض تغییر ضریب تغییرات نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی نیز کنار گذاشته شد. با این کار در حقیقت معادله‌ای که باید برآورد شود، عبارت است از:

$$y_t = \alpha^s + \beta^s \pi_t + \lambda inv_t + \sum_{i=1}^{n} \rho_i y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad s_t = 1,2 \qquad (۲)$$

برآورد پارامترهای این معادله در جدول شماره ۴، آمده است. از جدول شماره ۴، مشخص می‌شود که تمام پارامترهای برآورد شده، معنادار هستند. همان‌گونه که فرض شده بود در رژیم ۱، رابطه بین تورم و رشد تولید منفی و در رژیم ۲، رابطه بین این دو متغیر مثبت و معنادار است.

جدول ۳- برآورد پارامترهای معادله ۱

	α	inv_t	π_t	y_{t-1}	y_{t-2}	y_{t-3}	y_{t-4}	p_{11}	p_{22}
رژیم۱	۰/۰۲۷۳	۰/۰۴۳۵	-۰/۲۳۶۲	-۰/۱۷۹۴	-۰/۳۷۹۴	-۰/۳۵۱۱	-۰/۰۷۶۹	۰/۸۵۸	۰/۷۲۳
	(۰/۰۲۴۱)	(۰/۰۳۴۳)	(۰/۲۵۶۱)	(۰/۱۴۶۶)	(۰/۵۳۷۲)	(۰/۲۰۹۶)	(۰/۰۹۴۶)	(۰/۰۲۴۴)	(۰/۰۲۱۷)
رژیم۲	۰/۰۲۲۸	-۰/۰۹۲۰	۰/۸۴۳۳	-۰/۷۷۸۵	-۰/۵۵۹۳	-۰/۱۰۳۷	-۰/۰۷۸۸		
	(۰/۰۳۶۶)	(۰/۱۰۹۹)	(۰/۱۲۸۴)	(۰/۱۶۸۸)	(۰/۱۷۵۷)	(۰/۰۷۳۶)	(۰/۱۱۴۲)		

* اعداد داخل پرانتز، انحراف معیار پارامترها هستند.

نکته قابل توجه اینکه قدر مطلق برآورد ضریب تورم در رژیم ۱، کمتر از مقدار برآورد شده آن برای رژیم ۲، است. این موضوع این‌گونه تفسیر می‌شود که چنانچه تورم از سطح آستانه خود بالاتر رود، تأثیر منفی کمتری نسبت به حالتی دارد که پایین‌تر از سطح آستانه است، اما در بیان این ادعا باید با احتیاط برخورد کرد، زیرا همان‌گونه که در ادامه نشان داده می‌شود، رابطه مثبت بین تورم و رشد در دوره‌های اولیه نمونه مورد بررسی این مطالعه به‌دست آمده که مصادف با پایان

Archive of SID

www.SID.ir

جنگ و بازگشایی بسیاری از صنایع و افزایش هم‌زمان تقاضا در اقتصاد بوده است. بنابراین، نمی‌توان گفت که این رابطه قوی و مثبت به سبب تورم پایین‌تر از یک سطح آستانه بوده، بلکه در این دوره، تورم بالا همراه با رشد اقتصادی بالا است. برآورد سایر ضرایب مدل نیز در سطح ۱ درصد معنادار هستند. براساس این، می‌توان گفت، با افزایش سرمایه‌گذاری نرخ رشد اقتصادی افزایش خواهد یافت. تعداد وقفه‌های بهینه نرخ رشد تولید نیز ۴ وقفه تعیین شده است که ضرایب تمام وقفه‌ها در سطح ۱ درصد معنادار هستند.

جدول ۴- برآورد پارامترهای معادله ۲

	α	inv_t	π_t	y_{t-1}	y_{t-2}	y_{t-3}	y_{t-4}	p_{11}	p_{22}
رژیم۱	۰/۰۳۱۸	۰/۰۱۱۸	-۰/۲۳۴۳	-۰/۳۵۲۶	-۰/۳۶۱۱	-۰/۳۳۶۶	-۰/۰۴۲۰	۰/۹۳۴	۰/۸۸۱
	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۰۳۹)	(۰/۰۹۵۴)	(۰/۰۶۱۲)	(۰/۰۵۵۱)	(۰/۰۷۷۲)	(۰/۰۲۱۳)	(۰/۰۱۹)	(۰/۰۴۳)
رژیم۲	۰/۰۱۹۶	۰/۰۱۱۸	۰/۴۶۳۲	-۰/۳۵۲۶	-۰/۳۶۱۱	-۰/۳۳۶۶	-۰/۰۴۲۰		
	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۳۹)	(۰/۰۲۶۶)	(۰/۰۶۱۲)	(۰/۰۵۵۱)	(۰/۰۷۷۲)	(۰/۰۲۱۳)		

* اعداد داخل پرانتز، انحراف معیار پارامترها هستند.

حال با برآورد مدل می‌توان احتمال وقوع هر یک از رژیم‌ها را محاسبه کرد. در جدول ماتریس احتمال گذار ارایه شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، p_{11} (یعنی $p_{11} = p(S_t = 1|S_{t-1} = 1)$) و p_{22} (یعنی $p_{22} = p(S_t = 2|S_{t-1} = 2)$) معنادار هستند. با توجه به احتمالات گذار می‌توان متوسط دوره مربوط به رژیم‌های ۱ و ۲ را به صورت زیر محاسبه کرد:

در حدود سه سال و ده ماه $= \text{متوسط دوره رژیم ۱} = \frac{1}{1-p_{11}} = \frac{1}{1-0.934} = 15.16$

در حدود دو سال و یک ماه $= \text{متوسط دوره رژیم ۲} = \frac{1}{1-p_{22}} = \frac{1}{1-0.881} = 8.33$

بنابراین، می‌توان این‌گونه استنباط کرد که سیاست‌گذاری پولی در ایران به‌گونه‌ای بوده که از احتیاط بسیار کمی نسبت به تورم برخوردار است، به‌نحوی که اگر یک دوره تورمی (تورم بالاتر از حد آستانه) به‌وجود آورده با احتمال بالایی (۹۳ درصد) دوره‌های بعدی را نیز با تورم بالا ادامه داده و طول عمر این دوره‌ها به‌طور متوسط حدود ۴ سال طول کشیده است، در حالی که دوره‌های با تورم پایین‌تر از حد آستانه (یا تورم بالا همراه با رشد اقتصادی بالا)، با احتمال کمتری (۸۸ درصد) دنبال شده است و این دوره‌ها از طول عمر کمتری برخوردار بوده‌اند، به‌نحوی که به‌طور متوسط حدود ۲ سال طول کشیده‌اند. ازاین‌رو، آنچه از این بحث برمی‌آید آن است که سیاست

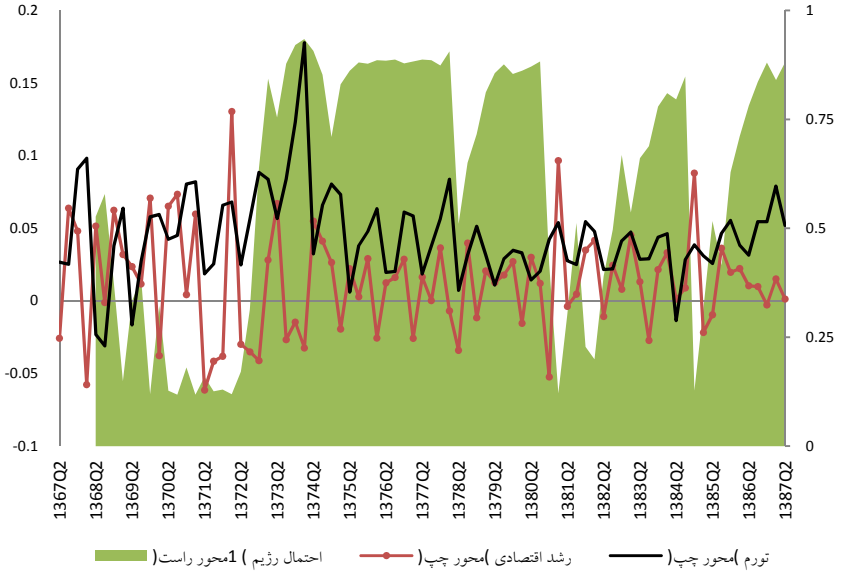
Archive of SID

www.SID.ir

تورمی در بیشتر مواقع با کاهش رفاه جامعه همراه بوده و زمانی که سیاست‌گذار سیاست تورمی خود را به‌نحوی اجرا می‌کند که باعث افزایش رفاه می‌شود، این سیاست از طول عمر کمی برخوردار است.

نمودار شماره ۱، احتمال وقوع رژیم ۱ (p_{11})، یعنی وجود رابطه منفی بین تورم و رشد اقتصادی را در مقابل مقدار این دو متغیر نشان می‌دهد. از نمودار شماره ۱، احتمال بروز این رژیم به صورت پیوسته طی دوره مورد بررسی قابل مشاهده است. بنابراین، می‌توان گفت دو رژیمی که فرض شده بود در طول دوره برقرار است. همان‌گونه که از این نمودار برمی‌آید به نظر می‌رسد در بیشتر دوره مورد بررسی رابطه بین تورم و رشد اقتصادی منفی بوده است. این رابطه منفی با احتمال تقریباً ۹۳ درصد در بیشتر سال‌های تحت بررسی برقرار است.

نمودار ۱- احتمال وجود رابطه منفی بین تورم و نرخ رشد اقتصادی

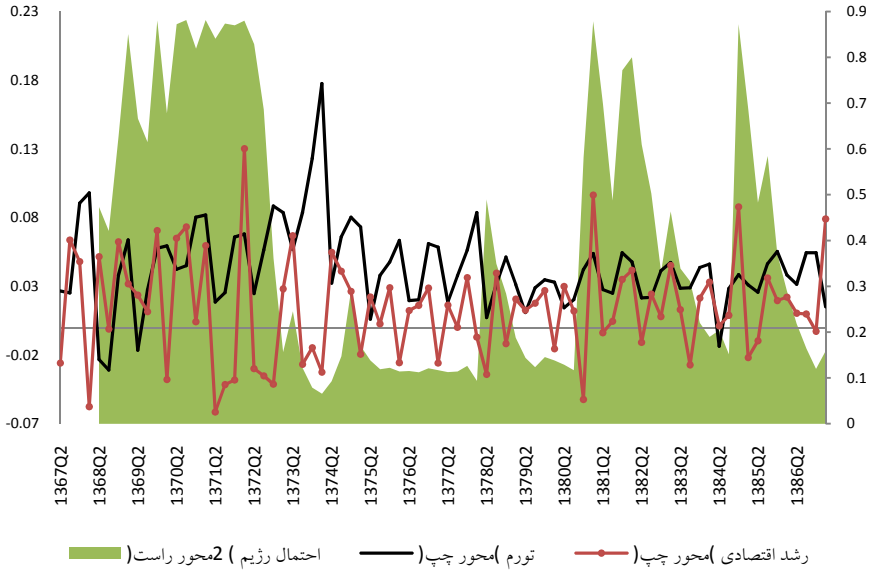


نمودار شماره ۲، نیز احتمال وقوع رابطه مثبت بین تورم و رشد اقتصادی (p_{22}) را نشان می‌دهد. نتایج بیان‌کننده آن است که رابطه مثبت بین این دو متغیر تنها در سال‌های ابتدایی مورد بررسی، یعنی ۱۳۷۲-۱۳۶۸ و در یک دوره کوتاه در ۱۳۸۲-۱۳۸۱ و ۱۳۸۵ برقرار بوده که احتمال وجود این رابطه در سال‌های ابتدایی نسبت به دو برهه زمانی کوتاه‌مدت اخیر بالاتر است. دوره ابتدایی این رابطه مثبت

www.SID.ir

(یعنی ۱۳۷۲-۱۳۶۸) مربوط به سال‌های پس از پایان جنگ است که می‌توان آن را به صورت افزایش همزمان تقاضای اقتصاد و راه‌اندازی مجدد بسیاری از صنایع و کارخانه‌ها دانست که به وقوع همزمان تورم و رشد اقتصادی منجر شد. در مورد دوره ۱۳۸۲-۱۳۸۱ می‌توان گفت، سیاست تثبیت تورم در نیمه نخست دهه ۸۰ باعث شد تا همراه با اجرای سیاست تورمی (به شکل بالا سیاست پولی و مالی انبساطی)، رشد اقتصادی بالاتری را نیز شاهد باشیم، اما در دوره کوتاه ۱۳۸۵ می‌توان بالا بودن درآمد نفت را علت بالا بودن همزمان تورم و رشد اقتصادی دانست.

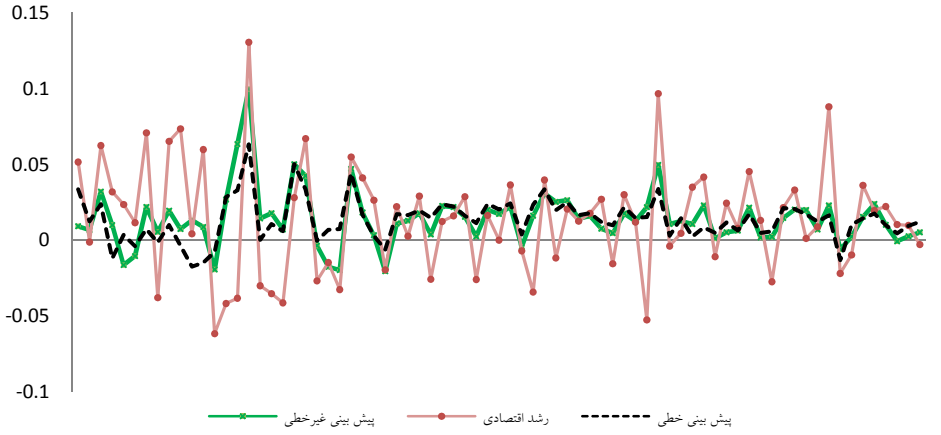
نمودار ۲- احتمال وجود رابطه مثبت بین تورم و نرخ رشد اقتصادی



پیش‌بینی صورت گرفته توسط معادله غیرخطی ۱ و همچنین پیش‌بینی صورت گرفته توسط برآورد خطی معادله ۲ برای رشد اقتصادی در مقابل خود رشد اقتصادی در نمودار شماره ۳، ارایه شده است. به نظر می‌رسد پیش‌بینی صورت گرفته توسط معادله غیرخطی ۱ نسبت به برآورد خطی این معادله پیش‌بینی بهتری (به‌ویژه) در دورانی که احتمال وجود رابطه مثبت بین تورم و رشد بالا بوده است، ارایه کرده باشد. بنابراین، مزیت استفاده از روش غیرخطی مارکوف سوییچینگ به‌خوبی در نمودار شماره ۳، مشخص است.

www.SID.ir

نمودار ۳- پیش‌بینی رشد اقتصادی توسط روابط خطی و غیرخطی



برای حصول اطمینان نسبت به برآورد صحیح معادله ۲ پسماند معادله برآورد شده به لحاظ خودهمبستگی و وجود ریشه واحد مورد آزمون قرار می‌گیرد. سری پسماند به‌دست آمده از برآورد معادله ۲ در نمودار شماره ۴، نشان داده شده است. جدول شماره ۴، نتیجه آزمون ریشه واحد پسماند معادله ۲ را نشان می‌دهد. براساس هر سه آزمون، فرض وجود ریشه واحد در سری زمانی پسماند رد می‌شود.

نمودار ۴- پسماند معادله ۲

www.SID.ir

جدول ۴- آزمون ریشه واحد پسماند معادله ۲

KPSS	P-P	ADF
۰/۱۶۱	-۸/۳۵۸	-۸/۳۵۸
(۰/۴۶۳)	(-۲/۹)	(-۲/۹)

* اعداد داخل پرانتز، مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد هستند.

همچنین آماره Q (در وقفه‌های ۱، ۴ و ۸) برای حصول اطمینان نسبت به نبود مشکل خودهمبستگی در پسماندها در جدول شماره ۵، ارایه شده است. نتیجه این آزمون بیان‌کننده نبود مشکل خودهمبستگی در پسماند معادله ۲ است.

بنابراین، با توجه به آزمون‌های صورت گرفته به نظر می‌رسد که برآورد معادله ۲ صحیح باشد. ازاین‌رو، در کل می‌توان گفت که برآورد غیرخطی از رابطه بین تورم و رشد اقتصادی بر رابطه خطی این دو متغیر ارجح بوده و نتایج به‌دست آمده به لحاظ آماری مورد تأیید است.

جدول ۵- آماره Q برای آزمون وجود خودهمبستگی در پسماند معادله ۲

	وقفه ۱	وقفه ۴	وقفه ۸
آماره Q	۰/۰۶۴۱	۴/۸۷۴	۷/۳۴۹
prob	(۰/۸)	(۰/۳)	(۰/۵)

۵- نتیجه‌گیری

در این مطالعه، رابطه غیرخطی بین تورم و رشد تولید با استفاده از رویکرد مارکوف سوییچینگ مورد بررسی قرار گرفت. دیدگاه مرسوم در مورد این رابطه وجود یک حد آستانه برای تورم است که در سطوح کمتر از این حد آستانه تورم تأثیری مثبت بر رشد تولید داشته و در سطوح بالاتر تورم رابطه بین این دو متغیر منفی است، در حالی که هدف این مطالعه، بررسی احتمال وقوع رابطه مثبت و منفی بین تورم و رشد اقتصادی است. نتایج بیان‌کننده وجود رابطه مثبت بین تورم در سال‌های ابتدایی نمونه و در دو برهه کوتاه در اواخر دوره است، در حالی که در بیشتر سال‌ها تورم تأثیری منفی بر رشد اقتصادی داشته است. با توجه به ماتریس احتمال گذار به‌دست آمده، می‌توان گفت که دو رژیم فرض شده، به خوبی در مورد داده‌های ایران صدق می‌کند. براساس این، در صورت اجرای سیاست تورمی رفاه جامعه کاهش می‌یابد و زمانی که سیاست‌گذار سیاست تورمی خود را به‌نحوی اجرا می‌کند که باعث افزایش رفاه می‌شود، این سیاست از طول عمر کمتری نسبت به دوره سیاست تورم بالا برخوردار است.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

الف- فارسی

دادگر، یدالله، غلامرضا کشاورز و علی تیاترج، تبیین رابطه تورم و رشد اقتصادی در ایران، جستارهای اقتصادی، ۵.

کمیجانی، اکبر و سیدمحمود علوی (۱۳۷۸)، اثر متقابل رشد و تورم در ایران، یک تحلیل اقتصادسنجی با تأکید بر علل تورم و منابع رشد، سیاست‌های پولی (۲)، تهران، انتشارات پولی و بانکی، چاپ اول.

مردوخی، ژیان (۱۳۷۸)، بررسی رابطه تورم و رشد در اقتصاد ایران: تحلیلی آماری به روش اقتصادسنجی، مجله برنامه و بودجه، ۳۶.

ب- انگلیسی

Alexander, W. R. J (1997), Inflation and Economic Growth: Evidence from a Growth Equation, Applied Economics, 29.

Bruno, M. & Easterly, W (1996), Inflation and Growth: in Search of a Stable Relationship, Proceedings, Federal Reserve Bank of St. Louis, issue May.

Cooley, T.F., and Hansen, G.D (1991), The Welfare Costs of Moderate Inflation, JMCB 23.

De Gregorio, J (1992), Effects of Inflation on Economic Growth: Lessons from Latin America, European Economic Review, Vol.36 (April).

Dornbusch, R, and Fischer, S (January 1993), Moderate Inflation, World Bank Economic Review.

Friedman, M (1968), The Role of Monetary Policy, American Economic Review, Vol.58.

Gillman, M., Harris, M & Mátyás, L (2002), Inflation and Growth: Some Theory and Evidence, 10th International Conference on Panel Data, Berlin, July 5-6, 2002 D5-1, International Conferences on Panel Data.

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

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

Khan, M. S., and Senhadji, A (2001), Threshold Effects in the Relationship between Inflation and Growth, IMF Working Paper WP/00/110; IMF Staff Papers, Vo. 48, No. 1.

Li, M (2006), Inflation and Economic Growth: Threshold Effects and Transmission Mechanisms, Department of Economics, University of Alberta, 8-14 HM Tory Building, Edmonton, Alberta, Canada, T6G 2H4.

Archive of SID

www.SID.ir

Mundell, R (1963), Inflation and Real Interest, Journal of Political Economy, University of Chicago Press, vol. 71.

Sidrauski, Miguel (1967), Inflation and Economic Growth, Journal of Political Economy, 75.

Stockman, A. C (1981), Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy. Journal of Monetary Economics 8 (November).

Tobin, J (1972), Technological Development and Employment, Cowles Foundation Discussion Papers 348, Cowles Foundation, Yale University.

Archive of SID

www.SID.ir