فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی کاربردی/ سال اول/ شماره دوم/ صفحات ۷۰-۵۳

بررسی پویایی‌های غیر خطی نرخ تورم در ایران

کریم اسلاملوئیان*
دانشیار اقتصاد دانشگاه شیراز، keslamlo@rose.shiraz.ac.ir
سکینه اوجی مهر
دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه شیراز، oujimehrs@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۲/۱/۳۱ تاریخ پذیرش ۹۲/۴/۲۹

چکیده

با توجه به اهمیت شناخت رفتار نرخ تورم برای الگوسازی، پیش بینی و سیاست‌گذاری، سؤال اصلی این است که آیا آزمون‌های ایستایی برای نرخ تورم در ایران از دقت و صحت لازم برخوردار است؟ پاسخ به این سؤال بستگی به مطالعه رفتار پویای تورم دارد. عدم توجه به این رفتار، می‌تواند نتایج گمراه کننده‌ای در خصوص ایستایی نرخ تورم و در نتیجه پیش بینی آن داشته باشد. از این روی، هدف مطالعه حاضر بررسی پویایی‌های نرخ تورم در ایران طی دوره ۹۰-۱۳۷۰ می‌باشد. عمده آزمون‌های مرسوم ایستایی که در ایران انجام شده بر اساس رفتار خطی تورم است. نتایج کلی این آزمون‌ها دلالت بر ایستا بودن نرخ تورم دارد. این بدان معناست که تکانه‌ها اثر گذرا بر سطح عمومی قیمت‌ها دارند و در نتیجه هزینه تورم زدایی بالا نمی‌باشد. در این مقاله این آزمون‌ها مورد تردید قرار گرفته و احتمال وجود رفتار غیر خطی نرخ تورم بررسی شده است. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که تورم در ایران رفتار غیرخطی داشته و از یک فرآیند اتورگرسیو انتقال ملایم نمایی (ESTAR) پیروی می‌کند. بنابراین، ایستایی این متغیر مجدداً با استفاده از آزمون غیرخطی KSS بررسی شده است. نتایج نشان دهنده ناایستایی تورم می‌باشد. بنابراین، مشاهده می‌گردد که نرخ تورم در ایران طی دوره مورد بررسی نه تنها رفتاری غیرخطی داشته، بلکه در سطح نیز ایستا نمی‌باشد. همچنین تکانه‌ها می‌توانند اثر دائمی بر نرخ تورم در ایران داشته باشند و در نتیجه اعمال سیاست‌های ضد تورمی برای مسئولین پولی بسیار پرهزینه است.

واژه‌های کلیدی: تورم، ایستایی غیر خطی، الگوی ESTAR، آزمون KSS
طبقه بندی JEL: C22, E31

---

* نویسنده مسئول

۱-مقدمه

تورم یکی از مهم ترین متغیرهای کلیدی در اقتصاد است. بنابراین، شناخت پویایی های آن، اهمیت زیادی در الگوسازی، پیش بینی و سیاستگذاری های اقتصادی دارد. تشخیص صحیح ویژگی های پویای نرخ تورم در انتخاب روش اقتصاد سنجی مناسب در تحلیل‌های مربوط به این متغیر نقشی اساسی دارد، زیرا بسیاری از روش های اقتصادسنجی بر اساس فرض ایستایی سری زمانی، پایه گذاری شده است. علاوه بر این، اعتبار بسیاری از مطالعات، الگوها و روابط ذکر شده در نظریه های اقتصادی مانند فرضیه معروف فیشر، روابط تقاضای پول و منحنی فیلیپس به طور اساسی به ایستایی نرخ تورم، بستگی دارد. بعلاوه، از آنجا که نرخ تورم تأثیر زیادی بر تصمیمات مصرف و پس انداز دارد، شناسایی رفتار این متغیر در اعمال سیاست های پولی بسیار مورد توجه است.

ناایستایی تورم به این معنی است که شوک های وارده بر تورم، دارای اثرات دایمی (یا ماندگار[1]) است، در این حالت، تورم زدایی با هزینه زیادی همراه خواهد بود. نتایج تجربی در رابطه با ایستایی نرخ تورم، بسته به تکنیک بکار رفته، متفاوت است. فرضیه ریشه واحد برای نرخ تورم در بسیاری کشورها، بندرت، رد شده است (زو[2]، ۲۰۱۳؛ ۸۴۹). به عبارت دیگر در اکثر کشورها، تورم دارای اثرات گذرا بوده و تورم زدایی کم هزینه خواهد بود. اما به نظر می رسد این نتیجه بدون انجام بررسی های بیشتر، بی اعتبار باشد. زیرا که معمولاً به منظور بررسی ایستایی سری های زمانی از آزمون های خطی رایج ریشه واحد استفاده می گردد، این در حالی است که در صورت وجود رفتار غیر خطی در سری زمانی، این آزمون ها از قدرت کافی برخوردار نخواهند بود. بنابراین لازم است تا جهت تحلیل دقیق تر پویایی های نرخ تورم، ابتدا غیر خطی بودن آن، مورد آزمون قرار گیرد و در صورت غیر خطی بودن از آزمون های ریشه واحد غیر خطی استفاده گردد.

تحلیل پویایی های نرخ تورم از جمله موضوعاتی است که کمتر مورد توجه محققان داخلی قرار گرفته است. به نظر می رسد، مطالعه محمدی و طالبلو (۱۳۸۹)، تنها مطالعه ای است که پویایی های تورم را در ایران مورد بررسی قرار داده است. در مطالعه مذکور به منظور آزمون ایستایی سری زمانی ماهانه نرخ تورم طی دوره ۸۳-۱۳۶۹، از آزمون های دیکی فولر تعمیم یافته، KPSS و فیلیپس پرون استفاده شده است. نتایج به دست آمده از این آزمون ها نشان می دهد که سری زمانی تورم طی دوره مورد بررسی، ایستا نیست اما دارای ریشه

---

[1] Persistent
[2] Zhou

واحد نیز نمی باشد. بنابراین با استفاده از الگوی اتورگرسیو میانگین متحرک انباشته جزئی[۱] (ARFIMA)، انباشتگی کسری تورم برآورد شده است. نتایج حاصل از برآورد الگوی مذکور حاکی از این است که سری زمانی تورم در ایران دارای حافظه بلند مدت بوده و آثار هر شوک وارده بر این سری تا دوره های طولانی، باقی می ماند. لازم به ذکر است، که در مطالعه مذکور نیز اشاره ای به احتمال غیر خطی بودن رفتار تورم نشده و بنابراین امکان وجود پویایی غیر خطی نرخ تورم مورد بررسی قرار نگرفته است.

ایران با متوسط نرخ تورم ۲۴٪، طی دوره ۹۰-۱۳۷۰،جزء کشورهای با تورم نسبتاً بالا، محسوب می شود. بنابراین در نگاه اولیه به نظر می رسد نرخ تورم در ایران ناایستاست. از این رو تحقیق حاضر با مد نظر قرار دادن فرضیه فوق، ابتدا ایستایی نرخ تورم را برای داده های فصلی ۹۰:۳-۱۳۷۰:۱، مورد آزمون قرار داده و در ادامه، با انجام آزمون غیر خطی بودن سری زمانی نرخ تورم و آزمون ریشه واحد غیر خطی که توسط کپیتانیوس، شین و اسنل[۲](KSS) ارائه شده است، به بررسی پویاییهای نرخ تورم در ایران پرداخته است. مقاله حاضر در پنج قسمت تنظیم شده است. پس از مقدمه، پیشینه تحقیق در قسمت دوم و مبانی نظری و ساختار الگو در قسمت سوم آورده شده است. قسمت چهارم به بررسی نتایج برآورد الگو اختصاص یافته است. جمع بندی و پیشنهادها نیز در قسمت پایانی، ارایه شده است.

۲-پیشینه تحقیق

عمده تحقیقات انجام شده با موضوع تورم، بر مبنای رفتار خطی این متغیر، شکل گرفته است. از جمله این تحقیقات می توان به مطالعات بال و سکچیتی[۳] (۱۹۹۰) و هلند[۴] (۱۹۹۳) در رابطه با تورم و نااطمینانی تورم، مطالعات گالی و گرتلر[۵] (۱۹۹۹)، باتینی و همکاران[۶] (۲۰۰۰و ۲۰۰۵)، و گالی و همکاران[۷] (۲۰۰۱و ۲۰۰۵) در برآورد منحنی فیلیپس و مطالعه اومز و اونسورج[۸](۲۰۰۵) با موضوع ارتباط تقاضای پول و تورم، اشاره نمود. این در حالی است که ممکن است تورم دارای رفتار غیر خطی باشد و در نتیجه نتایج آزمون های

[1] Autoregressive Fractional Integrated Moving Average
[2] Kapetanios, Shin and Snell
[3] Ball and Cecchetti
[4] Holland
[5] Gali and Gertler
[6] Batini et al
[7] Gali et al
[8] Oomes and Ohnsorge

ایستایی مورد تردید واقع شود. علی رغم اهمیت این مسأله، مطالعات معدودی به آن پرداخته اند که در ذیل، به تعدادی از آنها اشاره شده است.

بایرز و پیل[1](۲۰۰۰)، نشان داده اند نرخ تورم در اقتصادهای با تورم بالا، از الگوی غیر خطی اتورگرسیو با تابع انتقال نمایی پیروی می کند. بدین منظور از داده های تورم مربوط به، دو کشور برزیل و آرژانتین(۹۰-۱۹۵۷) و داده های نرخ ارز هفتگی[2] کشور آلمان طی دوره ۲۳-۱۹۲۱، استفاده نموده اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می دهد که این کشورها دارای تعادل چند گانه تورم هستند. برای کشور برزیل، تعادل بالا و پایین، پایدار است در حالی که برای آرژانتین و آلمان، تعادل پایین پایدار و تعادل بالا، سیکل های محدود نامتقارن را نشان می دهد. آرانگو و گونزالز[3] (۲۰۰۱)، نرخ تورم سالانه را طی دوره ۹۸-۱۹۸۹ برای کشور کلمبیا، به ۳ روش مختلف، اندازه گیری نموده و سپس با استفاده از الگوی اتورگرسیو با انتقال ملایم، رفتار غیر خطی سری های زمانی تورم به دست آمده از طریق تغییرات شاخص قیمت مصرف کننده، هسته تورم[4] و تورم کالاهای تجاری را مورد آزمون قرار داده اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می دهد که تورم کالاهای تجاری از الگوی خطی پیروی می کند. این در حالی است که هسته تورم بر اساس الگوی اتورگرسیو انتقال ملایم با تابع نمایی و تغییرات شاخص قیمت مصرف کننده بر اساس الگوی اتورگرسیو با تابع انتقال لجستیک، قابل توضیح می باشند.

گریگوریو و کنتانیاس[5] (۲۰۰۹)، به آزمون و مدلسازی انحراف غیر خطی تورم از نرخ هدف هدف گذاری شده، در ۵ کشور انگلستان، کانادا، سوئد، استرالیا و نیوزلند پرداخته اند. نتایج حاصل از مطالعه این محققان نشان می دهد که فرضیه خطی بودن تورم در کشورهای مذکور که در دهه ۱۹۹۰ اقدام به هدف گذاری تورم نموده اند، رد می شود. همچنین، میزان انحراف از نرخ تورم هدف در کشورهای مختلف، متفاوت است. نتایج نشان می‌دهد که کشورهایی که دارای نرخ تورم کمتر از نرخ هدف بودند، سرعت تعدیل بیشتر و کشورهایی که تورم بالاتر از هدف داشتند، سرعت تعدیل کمتری دارند.

---

[1] Byers and Peel

[۲] به دلیل محدودیت آماری مربوط به داده های نرخ تورم در دوره زمانی مورد مطالعه، آمار نرخ ارز که همبستگی بالایی با نرخ تورم داشته مورد استفاده قرار گرفته است.

[3] Arango and Gonzalez

[4] Core Inflation

[5] Gregoriou and Kontonikas

رحمان و همکاران[1](۲۰۱۱)، پس از محاسبه تورم با استفاده از داده های ماهانه مربوط به سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۲ در پاکستان، نشان داده اند که نرخ تورم در این کشور طی دوره مورد بررسی از الگوی غیر خطی اتورگرسیو با تابع انتقال نمایی پیروی می کند. این محققان در ادامه با استفاده از آزمون KSS، ایستایی غیر خطی نرخ تورم را در پاکستان تأیید نمودند.

اریز و مالیندرتوس[2](۲۰۱۲)، خصوصیات سری زمانی تورم را طی سالهای ۲۰۰۹-۱۹۸۰ برای تمامی کشورهای آفریقایی مورد مطالعه قرار داده اند. بدین منظور، بعد از بررسی ایستایی با استفاده از آزمون های دیکی فولر و KPSS به این نتیجه دست یافته اند که نرخ تورم در این کشورها به طور خطی، ناایستاست. این محققان بعد از اطمینان از وجود رفتار غیر خطی نرخ تورم با استفاده از الگوی اتورگرسیو برداری انتقال ملایم با تابع نمایی، از آزمون ایستایی غیر خطی KSS، برای بررسی ایستایی نرخ تورم استفاده نموده اند.

زو[3](۲۰۱۳)، ایستایی غیر خطی را برای ۱۲ کشور منطقه یورو[4] مورد بررسی قرار داده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می دهد که طی سال های ۲۰۰۸- ۱۹۷۵، نرخ تورم برای ۴ کشور عضو منطقه یورو یعنی آلمان، بلژیک، هلند و اتریش که جزء گروه کشورهای دارنده کمترین تورم هستند، ایستای خطی است. به عبارت دیگر در این کشورها سرعت تعدیل انحرافات به سمت تعادل غیر خطی نبوده است و این کشورها هیچگاه از نرخ تورم تعادلی انحراف زیادی نداشته اند. برای ۸ کشور دیگر، نرخ تورم غیر خطی بوده و با استفاده از الگوی اتورگرسیو با تابع انتقال نمایی قابل توضیح می باشند. نرخ تورم در ۶ کشور از بین این ۸ کشور به صورت غیر خطی ایستا بوده است.

بررسی مطالعات انجام شده با موضوع تورم در داخل کشور، حاکی از آن است که عمده این مطالعات رفتار تورم را خطی فرض نموده اند. در این زمینه می توان به مطالعات مشیری(۱۳۸۰) با موضوع پیش بینی تورم در ایران، تشکینی (۱۳۸۵) با موضوع ارتباط نااطمینانی تورم و سطح تورم، کمیجانی و نقدی (۱۳۸۸) با موضوع ارتباط بین تولید و تورم، جلایی و شیرافکن (۱۳۸۸) با موضوع تحلیل منحنی فیلیپس، تشکینی و افضلی (۱۳۹۰) با موضوع اندازه گیری تورم پایه بر اساس روش بهینه و امامی و علیا (۱۳۹۱) با موضوع ارتباط شکاف تولید و نرخ تورم در ایران اشاره نمود. در تمامی این مطالعات با انجام

[1] Rehman et al
[2] Arize and Malindretos
[3] Zhou
[4] شامل اتریش، بلژیک، فنلاند، فرانسه، آلمان، یونان، ایرلند، ایتالیا، پرتغال، اسپانیا، هلند و لوگزامبورگ

آزمون های ایستایی مرسوم، ایستایی نرخ تورم تأیید شده است. همان طور کـه اشـاره شـد، این در حالی است که انتظار می رود در کشورهایی که تورم بالایی را در دوره نسبتاً طولانی تجربه می‌نمایند، رفتار متغیر تورم غیر خطی باشد که در این صورت آزمـون‌هـای ایسـتایی خطی مرسوم، قابل استفاده نمی‌باشد. همان طور که قبلا اشاره گردیـد اگـر چـه محمـدی و طالبلو (۱۳۸۹) در مطالعه خود رفتار نرخ تورم را در ایران با توجـه بـه احتمـال نـا ایسـتایی بررسی نموده اند امّا امکان پویایی غیر خطی تورم را مـورد بررسـی قـرار نـداده و در نتیجـه رفتار آن را از این منظر مورد آزمون ایستایی قرار نداده‌اند. بنابراین، بـر اسـاس اطلاعـات مـا آنچه مطالعه حاضر را از سایر مطالعات انجام شده در داخل، مجزا می کند، توجه بـه امکـان وجود رفتار غیر خطی تورم و بررسی آن برای اقتصاد ایران و همچنین انجام آزمون ایسـتایی غیر خطی KSS می باشد.

۳-مبانی نظری و ساختار الگو

بسیاری از تحلیل های آماری سری های زمانی که امکان بررسی رفتار این متغیرها را فـراهم می آورد، بر پایه فرض ایستایی این سری ها استوار است. تعیین ایستایی سری زمانی تـورم، برای انتخاب تکنیک آماری تجزیه و تحلیل داده ها و پیش بینـی رفتـار آن، امـری ضـروری می باشد. بنابراین، زمانی که سیاستگذاران اقتصادی تلاش می کننـد تـا بـا بهـره گیـری از نظریه های اقتصادی، نرخ تورم را کنترل نمایند، آگـاهی از وضـعیت ایسـتایی نـرخ تـورم از اهمیت بالایی برخوردار است. علاوه بر ایـن، آگـاهی از وضـعیت ایسـتایی نـرخ تـورم بـرای برآوردهای تجربی رابطه بلند مدت تورم پیش بینی شده[1] و نـرخ بهـره اسـمی، نیـز اهمیـت دارد. بر اساس فرضیه فیشر، در بلند مدت، نرخ های بهره اسمی باید حرکتی یک به یک بـا نرخ تورم مورد انتظار داشته باشند. تحت فرض انتظارات عقلایی، انحراف نـرخ تـورم تحقـق یافته در آینده[2] از نرخ تورم پیش بینی شده، قابل پیش بینی نیست. بنابراین یک رابطه بلند مدت بین نرخ بهره اسمی و تورم وجود دارد. مطالعه والاس و وارنر[3] (۱۹۹۳) نشان داده انـد که نرخ تورم و نرخ های بهره اسمی هر دو دارای فرآیندهای ریشه واحد هستند، بـه طـوری که همجمعی آن ها سازگار با فرضیه فیشر است. این در حالی است که اگر تورم و نرخ بهـره ایستا باشند، نمی توان از تکنیک هم جمعی استفاده کرد.

---

[1] Ex Ante Inflation Rate
[2] Ex Post Inflation Rate
[3] Wallace and Warner

ایستایی نرخ تورم در تحلیل های منحنی فیلیپس تعدیل شده با انتظارات[1] نیز از اهمیت زیادی برخوردار است. معمولاً در این الگوها فرض بر این است که دستمزد ها و قیمت ها در بلند مدت با هم حرکت می کنند. برخی مطالعات مانند مهرا[2] (۱۹۹۱) نشان داده اند که نرخ تورم و نرخ دستمزد تعدیل شده با بهره وری دارای ریشه واحد بوده و در بلند مدت همجمع می باشند. ایستایی نرخ تورم در تحلیل نظریه شتاب گرایان نیز بسیار مهم است. بر اساس این نظریه، سیاستگذاران پولی به منظور نگهداشتن نرخ بیکاری در مقداری کمتر از نرخ طبیعی، باید افزایش مداوم و در حال شتاب (ناایستایی) تورم را قبول کنند (ارایز[3]، ۲۰۱۱؛ ۹۹-۹۸).

در تحلیل پویایی های تورم، علاوه بر ایستایی، توجه به رفتار خطی یا غیر خطی بودن آن نیز از اهمیت خاصی برخوردار است. زیرا که گاهی اوقات فرض ریشه واحد با استفاده از آزمون های معمولی رد شده و ایستایی متغیر تأیید می گردد. در صورتی که ممکن است سری زمانی مورد نظر رفتاری غیر خطی داشته و از این روی جهت انجام آزمون ایستایی باید از آزمون های مناسب بهره جست.

سارجنت و والاس[4](۱۹۷۳) نشان دادند که وقتی سیاستگذاران با چاپ پول اقدام به تأمین مالی کسری بودجه می نمایند، تورم یک فرآیند غیر خطی خواهد بود که می تواند ۲ نقطه تعادل مجزا داشته باشد. پایداری در هر تعادل نیز بستگی به فرآیندهای تعیین کننده انتظارات دارد. اگر انتظارات عقلایی باشد، تعادل بالا پایدار و تعادل پایین ناپایدار خواهد بود و اگر انتظارات تطبیقی باشد، تعادل پایین پایدار و تعادل بالا ناپایدار خواهد بود. بنابراین این گونه اقتصادها در صورت وجود انتظارات عقلایی، شاهد تورم بالایی خواهند بود که نمی توانند از آن خارج گردند (بایرز و پیل[5]، ۲۰۰۰؛ ۲۴). رفتار غیرخطی تورم ممکن است انعکاس سرعت های متفاوت تعدیل به سمت تعادل یا به سطح مورد نظر سیاستگذاران باشد. بدین صورت که، وقتی انحراف تورم از تعادل یا مقدار هدف گذاری شده زیاد باشد، سرعت تعدیل افزایش می یابد. در کشورهایی که بانک مرکزی تمایل دارد تا تورم را در یک محدوده هدف، حفظ کند، رفتار غیر خطی تورم ممکن است ناشی از پاسخ سیاست پولی به تورم باشد. همانطور که ارفانیدز و ویلاند[6] (۲۰۰۰) اشاره نموده اند، وقتی نرخ تورم نزدیک یا

[1] Expectations-Augmented Phillips-Curve Model
[2] Mehra
[3] Arize
[4] Sargent and Wallace
[5] Byers and Peel
[6] Orphanides and Wieland

یا در محدوده هدف گذاری شده، باشد، بانک مرکزی ممکن است بـر اهـداف دیگـری ماننـد اتخاذ سیاست تثبیت تولید یا کاهش بیکاری متمرکز گردد. اما به محـض ایـن کـه انحـراف تورم از محدوده هدف افزایش یابد، بانک مرکزی به سرعت عکس العمل نشـان مـی دهـد (زو، ۲۰۱۳؛ ۸۵۰). از جمله الگوهای مناسب جهت تحلیل رفتار غیر خطی نرخ تورم، الگـوی اتورگرسیو با انتقال ملایم[1] (STAR) می باشد. ایـن الگـو کـه در بخـش بعـد، بـه اختصـار توضیح داده شده است، انتقال بین دو رژیم مختلف را به صورت ملایم فرض می کند. زمانی که یک سری زمانی از الگوی STAR پیروی کند، می توان از آزمون های ریشـه واحـد غیـر خطی KSS یا آزمون F دیکی فولر غیر خطی، به منظور بررسی ایستایی آن استفاده نمود.

۳-۱- الگوی اتورگرسیو با انتقال ملایم[2] (STAR)

در مطالعات مختلف، به منظور تحلیل سـری هـای زمـانی، از الگوهـای غیـر خطـی زیـادی استفاده شده است. الگوی اتورگرسیو آسـتانه ای[3] (TAR)، از سـاده تـرین ایـن الگوهاسـت. الگوی TAR به عنوان تعمیم الگوی اتورگرسیو با آستانه برونزا، امکان تغییر پارامترهـا را بـر اساس مقادیر متغیر آستانه(s_{t-d}) فراهم می کند:

$$y_t = \beta_{10} + \beta_{11} y_{t-1} + u_{1t} \quad \text{if } s_{t-d} < r \qquad (۱)$$

$$y_t = \beta_{20} + \beta_{21} y_{t-1} + u_{2t} \quad \text{if } s_{t-d} \geq r$$

که در آن، d متغیر وقفه است. حال اگر در الگوی TAR متغیـر آسـتانه، متغیـر وابسـته بـا وقفه d یعنی (y_{t-d}) باشد، الگو را اتورگرسیو آستانه ای خود تحریک کننـده[4](SETAR) می نامند و اگر به جای متغیر آستانه از تابع با انتقال ملایم[5] استفاده شود، الگوی TAR بـه الگوی اتورگرسیو با انتقال ملایم[6] (STAR) تبدیل می گردد. الگوی اتورگرسـیو بـا انتقـال ملایم (STAR) از مرتبه p به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_t = \varphi'_0 w_t + (\varphi'_1 w_t) F(s_t; \gamma, c) + u_t, \qquad (۲)$$

که در آن $\{u_t\} \sim iid(0, \sigma^2)$ و $F(s_t; \gamma, c)$ تابع انتقال است که مقادیری بین صفر و یک دارد، s_t متغیر انتقال است (که توسط محقق مشخص می گردد)، پارامتر c مقدار آستانه

---

[1] Smooth Transition Autoregressive Model
[2] Smooth Transition Autoregressive Model
[3] Threshold Autoregressive
[4] Self Exciting Threshold Autoregressive Model
[5] Smooth Transition Function
[6] Smooth Transition Autoregressive Model

است که موقعیت تابع انتقال را مشخص می سازد و γ شیب تابع انتقال است. $w_t=(1,y_{t-1},...,y_{t-p})'$ بردار متغیرهای توضیحی شامل عرض از مبدأ و وقفه های اول تا pام متغیر y_t است. همچنین $\varphi'_0\equiv(\phi_{00},...,\phi_{0p})'$ بردار پارامترهای قسمت خطی، $\varphi'_1\equiv(\phi_{10},...,\phi_{1p})'$ بردار پارامترهای قسمت غیر خطی الگو و u_t جمله اختلال می‌باشد. در این مدل به راحتی می توان متغیرهای برونزا را نیز وارد کرد.

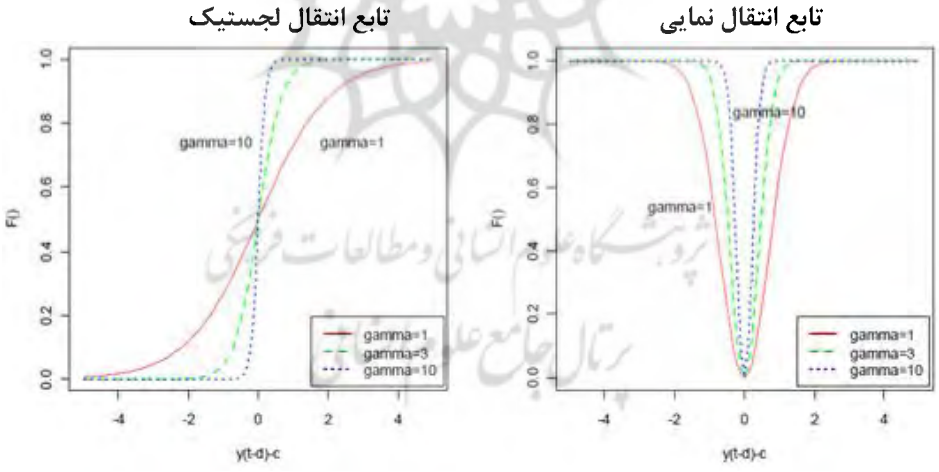
تابع انتقال معمولاً به دو شکل لجستیک[1] (LSTAR) یا نمایی[2] (ESTAR) استفاده می‌گردد. در شکل لجستیک، تابع انتقال به صورت رابطه (۳) و در شکل نمایی به صورت رابطه (۴) است:

$$F_L(s_t;\gamma,c)=\left(1+\exp(-\gamma(s_t-c))\right)^{-1},\qquad \gamma>0 \qquad (۳)$$

$$F_E(s_t;\gamma,c)=1-\exp(-\gamma(s_t-c)^2),\qquad \gamma>0 \qquad (۴)$$

پارامتر شیب، γ سرعت انتقال از رژیم صفر به یک را نیز نشان می‌دهد. نمودار شماره (۱)، توابع انتقال نمایی و لجستیک را به ازای مقادیر مختلف γ نشان می دهد. همانطور که نمودار شماره (۱) نشان می دهد، تابع انتقال نمایی به صورت متقارن حول c، دارای منحنی U شکل می باشد اما تابع انتقال لجستیک، به صورت نامتقارن حول نقطه c، منحنی به شکل S دارد. هر چه مقدار γ بیشتر باشد، شیب توابع نیز بیشتر خواهد بود (زو، ۲۰۱۰).

نمودار (۱): توابع انتقال نمایی و لجستیک



منبع: زو[3] (۲۰۱۰)

[1] Logistic Function
[2] Exponential Function
[3] Zhou

۳-۲- آزمون ایستایی غیر خطی

به دلیل قدرت کم آزمون های ایستایی خطی در الگوهای غیر خطی، در سال های اخیر، تلاش های زیادی برای انجام آزمون های غیر خطی ریشه واحد صورت گرفته است. آزمون KS ، KSS و آزمون F دیکی فولر غیر خطی از جمله آزمون های غیر خطی ریشه واحد هستند. آزمون KS که در سال (۲۰۰۲) توسط کپیتانیوس و شین[1] مطرح شد، آزمون ریشه واحد غیر خطی را در الگوی اتورگرسیو آستانه ای خود تحریک کننده (SETAR) انجام می دهد. آزمون KSS نیز که در الگوی ESTAR قابل کاربرد است توسط کپیتانیوس، شین و اسنل[2] (۲۰۰۳) ارایه شده است. لی و شوکور[3](۲۰۰۹) نیز تلاش نموده اند تا آزمونی تحت عنوان آزمون F دیکی فولر غیر خطی در الگوی LSTAR معرفی نمایند. از بین آزمون های مذکور، آزمون KSS پرکاربرد ترین آزمون ریشه واحد غیر خطی است به طوری که در اکثر مطالعات صورت گرفته با هدف بررسی ایستایی غیر خطی، از این آزمون استفاده شده است. آزمون KSS بر اساس رگرسیون کمکی زیر برای داده های میانگین زدایی شده y_t انجام می شود:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^{k} \rho_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

که ρ_j, δ پارامتر و ε_t جمله اختلال است. این رگرسیون کمکی از تقریب مرتبه اول سری تیلور الگوی ESTAR به دست آمده است. وقفه‌های متغیر وابسته(y_{t-j} ها) به منظور رفع همبستگی سریالی جملات خطا، اضافه شده است. بعد از برآورد رابطه شماره (۵)، با مقایسه آماره t مربوط به جمله اول با آماره KSS، فرضیه صفر ناایستایی، $H_0 : \delta = 0$ در برابر فرضیه رقیب ایستایی غیر خطی $H_1 : \delta < 0$ آزمون می‌شود (زو، ۲۰۱۳؛ ۸۵۲).

۴- یافته‌های تجربی

در تحقیق حاضر، پویایی های نرخ تورم در ایران با استفاده از داده‌های فصلی ۹۰:۳-۱۳۷۰:۱ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. بدین منظور پس از تهیه داده‌های مربوط

[1] Kapetanios and Shin
[2] Kapetanios, Shin and Snell
[3] Li and Shukur

به شاخص قیمت مصرف کننده از سایت بانک مرکزی، نرخ تورم به صورت زیر[۱] محاسبه شده است.

$$\frac{(P_t - P_{t-4})*100}{P_{t-4}}$$

برآوردها با استفاده از نرم افزارهای ایویوز[۲]، جی مالتی[۳] و وین رتس[۴] انجام شده است. به منظور برآورد الگوی STAR مراحل زیر به ترتیب انجام می گردد:

- بررسی ایستایی متغیرها
- تعیین وقفه بهینه مدل
- آزمون رفتار خطی الگو در برابر انتقال ملایم به دو صورت LSTAR یا ESTAR و تعیین متغیر انتقال
- تعیین مقادیر اولیه و برآورد مدل

بنابراین در اولین گام، لازم است تا آزمون ایستایی نرخ تورم صورت گیرد. نتایج حاصل از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و KPSS[۵] در جدول شماره (۱) گزارش شده است. بر اساس جدول مذکور، ایستایی نرخ تورم در سطح اطمینان ۹۵٪ در صورت وجود عرض از مبدأ، عرض از مبدأ و روند، عرض از مبدأ و روند و متغیر مجازی فصلی در آزمون دیکی فولر تأیید می گردد. نتایج حاصل از آزمون KPSS که در آن برخلاف آزمون دیکی فولر فرضیه صفر، فرضیه ایستایی است نیز حاکی از ایستایی نرخ تورم در سطح اطمینان ۹۵٪ با وجود عرض از مبدأ و روند، می باشد.

جدول (۱): آزمون های ایستایی خطی

آزمون KPSS		آزمون دیکی فولر تعمیم یافته				
مقادیر بحرانی با عرض از مبدأ و روند	مقادیر بحرانی با عرض از مبدأ	مقادیر بحرانی با عرض ازمبدأ، روند و دامی فصلی	مقادیر بحرانی با عرض از مبدأ و روند	مقادیر بحرانی با عرض از مبدأ	مقادیر بحرانی بدون عرض از مبدأ، روند و دامی فصلی	سطوح معناداری
۰/۲۱	۰/۷۴	-۳/۹۶	-۳/۹۶	-۳/۴۳	-۲/۵۶	٪۱

[۱]- در این رابطه محاسبه نرخ تورم به صورت مقایسه سطح عمومی قیمت هر فصل با فصل مشابه در سال قبل است.

[2] Eviews

[3] JMulti

[4] Win RARS

[۵] این آزمون توسط کوتکوسکی، فیلیپس، اسمیت و شین (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin,1992) معرفی شده است.

٪۵	-۱/۹۴	-۲/۸۶	-۳/۴۱	-۳/۴۱	۰/۴۶	۰/۱۴
٪۱۰	-۱/۶۲	-۲/۵۷	-۳/۱۳	-۳/۱۳	۰/۳۴	۰/۱۱
آماره	-۱/۳۴	-۳/۲۴	-۳/۷۱	-۳/۶۴	۰/۴۸	۰/۱۰

منبع: محاسبات تحقیق

در مرحله بعد، ابتدا با استفاده از آماره آکائیک، وقفه بهینه مدل برابر ۸ انتخاب شده و سپس با بهره گیری از آزمون ضریب لاگرانژ (LM) و بر پایه دنباله آزمون های آشیانه ای[۱]، متغیر انتقال و الگوی بهینه مشخص شده است. بدین ترتیب، وقفه ۴ نرخ تورم به عنوان بهترین متغیر انتقال و الگوی ESTAR به عنوان بهترین الگو انتخاب شده است[۲]. در ادامه با در نظر گرفتن مقادیر اولیه γ و c به ترتیب برابر با ۲ و درصد میانگین سری زمانی، الگوی ESTAR برای نرخ تورم برآورد شده است. در این راستا، حداقل مربعات غیر خطی به روش های گاوس- نیوتن و "BFGS[۳] محدود شده"[۴] برآورد گردیده است. در روش گاوس- نیوتن، بعد از ۱۰۰ بار تکرار، الگو همگرا نشده و در نتیجه نتایج حاصل از روش "BFGS محدود شده"، که پس از ۷۰ تکرار همگرا گردیده است، گزارش شده است. نتایج برآورد که در پیوست (جدول شماره ۱)آمده است نشان می دهد که مقادیر γ و c به ترتیب برابر با ۰/۱۸ و ۰/۲۵بوده که هر دو در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار می باشند. مقدار کم γ حاکی از سرعت پایین انتقال بین دو رژیم است. بنابراین انتقال بین دو رژیم بسیار ملایم است. به عبارت دیگر، الگوی ESTAR الگویی مناسب جهت توضیح نرخ تورم در ایران طی دوره مورد بررسی است. نمودار شماره (۲)، تابع انتقال بدست آمده را نشان می دهد.

---

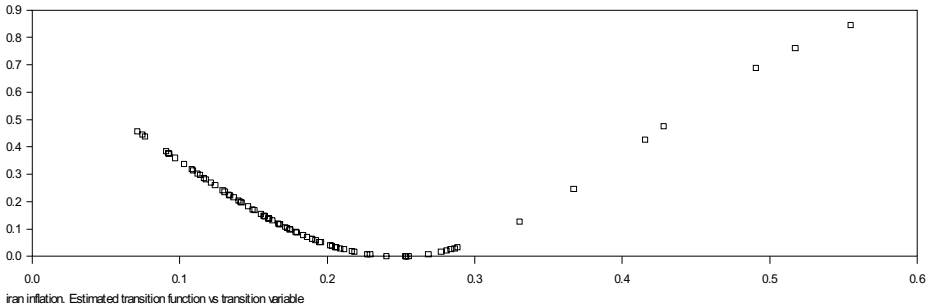
[1] Sequence Of Nested Tests

[۲] لازم به ذکر است که مراحل اولیه برآورد، با استفاده از نرم افزار جی مالتی انجام شده است. اما در نرم افزار جی مالتی و در آزمون خطی بودن، خطی بودن مدل را در برابر LSTAR1 و LSTAR2 مشخص می کند. با وجود اینکه LSTAR2 یک حالت کلی از ESTAR است، اما از آن جا که فقط در صورتی می توان از آزمون KSS استفاده کرد که مدل ESTAR باشد، با استفاده از کدی که توسط اسکالین و تراسویرتا (Skalin and Trasvirta 1999) در نرم افزار Win RATS ارایه شده، آزمون خطی بودن و سایر مراحل برآورد انجام شده است. ذکر این نکته نیز ضروریست که برآورد الگو در نرم افزار جی مالتی نیز انجام شده که نتایج حاصل از برآورد نشان می دهد نرخ تورم با وقفه ۳، متغیر انتقال بوده و الگوی بهینه، LSTAR2 می باشد.

[۳] روش BFGS، روشی برای حل مسائل بهینه یابی غیر خطی است که توسط برویدن، فلتچر، گلدفارب و شانو (Broyden، Fletcher، Goldfarb and Shanno) مطرح شده است.

[4] Restricted

نمودار (۲): تابع انتقال ESTAR



منبع: محاسبات تحقیق

همچنین، خطای استاندارد برآوردی از الگوی ESTAR برابر با ۰/۰۲۶ بـه دسـت آمـده در حالی که برآورد الگوی خطی AR با ۸ وقفـه، خطـای اسـتانداردی معـادل بـا ۰/۰۲۸ دارد. بنابراین نسبت خطای استاندارد الگوی غیرخطی به الگوی خطی کم تر از یک است. بنابراین الگوی غیر خطی بهتر از الگوی خطی، رفتار نرخ تورم را توضیح می دهد.

همانطور که بیان شد، نرخ تورم از الگوی ESTAR پیروی می کنـد. بنـابراین مـی تـوان از آزمون KSS به منظور بررسی ایستایی غیر خطی آن اسـتفاده نمـود. بـدین منظـور بایـد از داده های میانگین زدایی شده نرخ تورم استفاده کرد. جهت میانگین زدایی کـردن داده هـا، ابتدا باید، سری زمانی تورم بر یک پارامترثابت رگرس شده و از جمـلات پسـماند حاصـل از برآورد این رگرسیون استفاده گردد.

با استفاده از سری زمانی پسماندهای به دست آمده، رابطه شـماره (۵) بـا وقفـه ۱۲ بـرآورد شده و هر بار یک وقفه را کاهش داده و دوبـاره بـرآورد انجـام مـی شـود. بـا مقایسـه آمـاره آکائیک به دست آمده در هر برآورد، به نظر می رسدبرآورد با وقفه ۸، بهترین بـرآورد اسـت. نتایج برآورد با ۸ وقفه، در پیوست (جدول شماره ۲) آمده است همانطور که جـدول شـماره (۳) نشان می دهد، مقدار آماره t مربوط به δ برابـر بـا ۲/۷- بـه دسـت آمـده اسـت. ایـن درحالی است که کپیتانیوس و همکاران[1] (۲۰۰۳)، مقادیر بحرانی برای آزمون KSS را برای سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب ۳/۴۸- ، ۲/۹۳- و ۲/۶۶- محاسـبه نمـوده انـد. بـا مقایسـه مقدار آماره t بدست آمده می توان دریافت که فرضـیه صـفر ناایسـتایی در سـطح اطمینـان ۹۵٪ رد نمی شود. بنابراین نرخ تورم در ایران طی دوره مورد بررسی به صورت غیـر خطـی ناایستاست.

[1] Kapetanios et al

۵-جمع بندی و نتیجه گیری

به منظور پیش بینی و سیاستگذاری در اقتصاد، بررسی رفتارتورم و تحلیل پویایی های آن امری ضروری به نظر می رسد. فرض ایستایی نرخ تورم در بسیاری از نظریه های اقتصادی و تکنیک های اقتصاد سنجی یک فرض اساسی است. به طوری که اشتباه در تشخیص آن، باعث ایجاد تردید در نتایج بسیاری از تحلیل ها خواهد شد. به عبارت دیگر در صورتی که متغیری غیر ایستا به غلط ایستا در نظر گرفته شود پیش بینی هایی که از رفتار آن متغیر صورت گرفته قابل استفاده نخواهد بود و بر همین اساس نمی توان سیاستگذاری درستی برای مهار آن انجام داد. شواهد نشان می‌دهدکه در بسیاری از کشورهایی که تورم بالا و ماندگار را تجربه کرده اند، انجام آزمون های ایستایی معمولی که بر اساس فرض خطی بودن رفتار نرخ تورم بنا شده اند، می تواند باعث تحلیل اشتباه از ایستایی این متغیر شده و در نتیجه موجب توصیه سیاستی نامناسب برای کنترل تورم گردد. با این وجود عمده مطالعات انجام شده در خصوص رفتار تورم در داخل کشور بدون توجه به نکته فوق انجام شده است. در حقیقت، این مطالعات با فرض خطی بودن رفتار نرخ تورم، از آزمون های مرسوم ایستایی استفاده نموده اند. به طور کلی نتایج این آزمون ها نشان داده که سری زمانی نرخ تورم در ایران یک متغیر ایستا می باشد. امّا با توجه به تجربه ایران در خصوص تورم بالا، احتمال می رود که نرخ تورم از یک فرآیند غیر خطی تبعیت نماید و در این صورت، آزمون های ایستایی مرسوم از قدرت و صحت لازم برخوردار نخواهند بود.

مطالعه حاضر تلاش نموده است تا به بررسی رفتار تورم در ایران پرداخته و ضمن در نظر گرفتن احتمال غیر خطی بودن نرخ تورم، پویایی های آن را طی دوره ۹۰-۱۳۷۰ مورد بررسی قرار دهد. بدین منظور مانند سایر تحقیقات، ابتدا ایستایی نرخ تورم با استفاده از آزمون های دیکی فولر تعمیم یافته و KPSS، مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج، حاکی از ایستایی این متغیرها در سطح بود. به عبارت دیگر، نتایج به دست آمده نشان می دهد که شوک های وارده بر نرخ تورم طی دوره مورد بررسی گذرا بوده و تورم زدایی هزینه بر نیست. امّا همان طور که اشاره گردید با توجه به نرخ بالای تورم در ایران و تداوم آن، فرض رفتار خطی و همچنین ایستایی متغیر نرخ تورم مورد تردید جدی واقع می شود. بنابراین، در مرحله بعد، فرض رفتار غیر خطی نرخ تورم را مورد آزمون قرار گرفته است. بدنبال انجام آزمون های مختلف، یافته های این تحقیق نشان می دهد که نرخ تورم در ایران رفتار غیر خطی داشته و از یک فرآیند اتورگرسیو انتقال ملایم نمایی (ESTAR) پیروی می نماید. همانطور که در بخش مبانی نظری اشاره شد، رفتار غیرخطی تورم می تواند نشان دهنده

سرعت های متفاوت همگرایی به سوی سطح تورم هدف گذاری شده توسط سیاستگذاران باشد. یعنی با افزایش تورم از مقدار تعادل یا هدف گذاری شده، عکس العمل بانک مرکزی شدید می باشد. اما در صورتی که نرخ تورم از مقدار هدف کم تر باشد بانک مرکزی واکنش ملایم تری برای باز گرداندن آن به مقدار هدف از خود نشان می دهد. بنابراین، این نوع رفتار نامتقارن از سوی بانک مرکزی می تواند منجر به رفتار غیر خطی تورم گردد.

در بحش پایانی مقاله، بعد از تایید رفتار غیرخطی نرخ تورم، مجدداً ایستایی این متغیر مورد آزمون قرار گرفته است. بدین منظور از آزمون ریشه واحد غیر خطی کپیتانیوس، شین و اسنل (KSS) استفاده شده است. نتیجه این آزمون بیانگر این است که برخلاف نتایج تحقیقات قبلی در ایران، متغیر نرخ تورم ناایستا می باشد. به عبارت دیگر نرخ تورم در ایران طی سال های ۹۰-۱۳۷۰ نه تنها رفتاری غیر خطی داشته، بلکه در سطح نیز ایستا نیست. بنابراین، یافته های این تحقیق کلیه پیش بینی هایی که بر مبنای ایستا بودن نرخ تورم در ایران صورت گرفته است را با سوالات جدی روبرو می سازد. غیر خطی و ناایستا بودن نرخ تورم می تواند به معنای این باشد که تکانه های وارده بر تورم در ایران دارای اثر بلند مدت و ماندگاری بوده و گذرا نمی باشند. در نتیجه، این موضوع سیاست های تورم زدایی بانک مرکزی را با هزینه های هنگفتی همراه می کند.

فهرست منابع

۱. امامی، کریم و میترا علیا (۱۳۹۱)، برآورد شکاف تولید و تأثیر آن بر نرخ تورم در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش های اقتصادی، شماره اول، صص ۸۵-۵۹.

۲. تشکینی، احمد (۱۳۸۵)، آیا نااطمینانی تورمی با سطح تورم تغییر می کند؟، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۳، صص ۲۱۰-۱۹۳.

۳. تشکینی، احمد و حسین افضلی (۱۳۹۰)، اندازه گیری تورم پایه بر اساس روش بهینه: مطالعه موردی اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی، شماره ۵۹. صص ۱۲۸-۱۰۱.

۴. جلایی، عبدالمجید و مهدی شیرافکن (۱۳۸۸). تأثیر سیاست های پولی بر سطح بیکاری از طریق تحلیل منحنی فیلیپس نیوکینزین در ایران، پژوهشنامه علوم اقتصادی، شماره ۲، صص ۳۶-۱۳.

۵. حقیقت، علی، خسرو پیرایی و محمد دانش نیا (۱۳۹۰)، ارتباط بین تلاطم تولید و تورم در ایران، دو فصلنامه اقتصاد پولی و مالی، شماره ۱، صص ۳۶-۱۷.

۶. کمیجانی اکبر و یزدان نقدی، (۱۳۸۸)، بررسی ارتباط متقابل بین تولید و تورم در اقتصاد ایران، (با تأکید بر تولید بخشی)، پژوهشنامه علوم اقتصادی، شماره ۱، صص ۹۹-۱۲۴.

۷. مشیری، سعید (۱۳۸۰)، پیش بینی تورم ایران با استفاده از مدل های ساختاری، سری های زمانی و شبکه های عصبی، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۸، صص ۱۸۴-۱۴۷.

۸. محمدی، تیمور و رضا طالبلو (۱۳۸۹)، پویایی های تورم و رابطه تورم و عدم اطمینان اسمی با استفاده از الگوی ARFIMA-GARCH، پژوهشنامه اقتصادی، شماره اول، صص ۱۷۰-۱۳۷.

1. Arango, L. E. and A. S. Gonzalez (2001), Some Evidence of Smooth Transition Nonlinearity in Colombian Inflation, Journal of Applied Economics, Vol. 33, pp. 155-162.
2. Arize, A. C. (2011), Are Inflation Rates Really Nonstationary? New Evidence from Non-linear STAR Framework and African Data, International Journal of Economics and Finance,Vol. 3, No. 3, pp. 97-108.
3. Arize, A. C. and J. Malindretos (2012), Nonstationarity and Nonlinearity in Inflation Rate: Some Further Evidence, Journal of International Review of Economics and Finance, Vol. 24, pp. 224–234.
4. Ball, L. and S. Cecchetti (1990), Inflation and Uncertainty at Short and Long Horizons, Brookings Papers on Economic Activity, pp. 215-245.
5. Batini, N., B. Jackson and S. Nickell (2000), Inflation Dynamics and the Labour Share in the UK, Bank of England External MPC Unit Discussion Paper, No. 2, November.
6. Batini, N., B. Jackson and S. Nickell (2005), An Open-Economy New Keynesian Phillips Curve for the U.K, Journal of Monetary Economics, Vol. 52, pp.1061–1071.
7. Byers, J. D. and D. A. Peel (2000), Non-Linear Dynamics of Inflation in High Inflation Economies, The Manchester School, 68, pp. 23–37.
8. Gali, J. and M. Gertler (1999), Inflation Dynamics: a Structural Econometric Analysis, Journal of Monetary Economics, Vol. 44, pp. 195–222.

9. Gali, J., M. Gertler and J.D. Lopez-Salido (2001), European Inflation Dynamics, Journal of European Economic Review, Vol. 45, pp. 1237–1270.
10. Gali, J., M. Gertler and J.D. Lopez-Salido (2005), Robustness of the Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve, Journal of Monetary Economics, Vol. 52, pp. 1107–1118.
11. Gregoriou, A. and A. Kontonikas. (2009), Modeling the Behaviour of Inflation Deviations from the Target, Journal of Economic Modelling, Vol. 22, Pp. 90-95.
12. Holland, S. (1993a), Uncertain Effects of Money and the Link Between the Inflation Rate and Inflation Uncertainty, Economic Inquiry January, Vol. 31, pp. 39-51.
13. Kapetanios, G., Y. Shin and A. Snell (2003), Testing for A Unit Root in The Nonlinear STAR Framework, Journal of Econometrics, Vol. 112, No. 2, pp. 359-379.
14. Li, Y and G. Shukur (2009), Testing for Unit Root Against LSTAR Model, CESIS Electronic Working Paper Series, Paper No. 184.
15. Oomes, N. and F. Ohnsorge (2005), Money Demand and Inflation in Dollarized Economies: The Case of Russia, IMF Working Paper, WP/05/144.
16. Rehman, M., J. Iqbal and H. U. Rehman (2011), Nonlinearity in Inflation: A Case of Pakistan, Journal of Pakistan Economic and Social Review,Vol. 49, No. 1, pp. 1-12.
17. Zhou, j. (2010), Smooth Transition Autoregressive Models: A Study of The Industrial Production Index of Sweden, Thesis of Uppsala University.
18. Zhou, S. (2013), Nonlinearity and Stationarity of Inflation Rates: Evidence From The Euro-Zone Countries, Journal of Applied Economics, Vol. 45, No.7, pp. 849-856.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست-جدول (۱): نتایج حاصل از برآورد الگوی ESTAR

Nonlinear Least Squares - Estimation by BFGS Restricted
Convergence in 70 Iterations. Final criterion was 0.0000013 <= 0.0000100
Dependent Variable YS
Quarterly Data From 1370:01 To 1390:03

Usable Observations	76
Degrees of Freedom	60
Skipped/Missing (from 83)	7
Centered R^2	0.9397898
R-Bar^2	0.9247373
Uncentered R^2	0.9879758
Mean of Dependent Variable	0.1936352391
Std Error of Dependent Variable	0.0973707538
Standard Error of Estimate	0.0267127459
Sum of Squared Residuals	0.0428142477
Log Likelihood	176.4621
Durbin-Watson Statistic	2.0624

	Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1.	PHI1(1)	1.403718268	0.094669674	14.82754	0.00000000
2.	PHI1(2)	-0.083376033	0.158198137	-0.52704	0.60011224
3.	PHI1(3)	-0.095102417	0.153722823	-0.61866	0.53848101
4.	PHI1(4)	-0.564957047	0.168069339	-3.36145	0.00135365
5.	PHI1(5)	0.435772461	0.155894932	2.79530	0.00695392
6.	PHI1(6)	-0.075688662	0.089999309	-0.84099	0.40369185
7.	PHI2(1)	0.134679299	0.021791866	6.18026	0.00000006
8.	PHI2(2)	-1.403718268	0.094669674	-14.82754	0.00000000
9.	PHI2(3)	0.083376033	0.158198137	0.52704	0.60011224
10.	PHI2(4)	0.479153467	0.199947716	2.39639	0.01969098
11.	PHI2(5)	0.564957047	0.168069339	3.36145	0.00135365
12.	PHI2(6)	-0.435772461	0.155894932	-2.79530	0.00695392
13.	PHI2(7)	0.075688662	0.089999309	0.84099	0.40369185
14.	PHI2(8)	-0.168370967	0.116556574	-1.44454	0.15378853
15.	GAMMA	0.176008309	0.045447097	3.87282	0.00026846
16.	MU	0.247379327	0.010960827	22.56940	0.00000000

منبع: محاسبات تحقیق

پیوست-جدول (۲): نتایج حاصل از برآورد رگرسیون کمکی با وقفه ۸

Dependent Variable: DR
Method: Least Squares
Date: 12/21/12 Time: 11:27
Sample (adjusted): 1372Q1 1390Q3
Included observations: 75 after adjustments
DR=C(1)*R(-1)^3+C(2)*R(-1)+C(3)*R(-2)+C(4)*R(-3)+C(5)*R(-4)+C(6)*R(-5)+C(7)*R(-6)+C(8)*R(-7)+C(9)*R(-8)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-1.847172	0.681101	-2.712037	0.0085
C(2)	0.490595	0.126426	3.880495	0.0002
C(3)	-0.207825	0.195640	-1.062284	0.2920
C(4)	-0.112045	0.197917	-0.566119	0.5732
C(5)	-0.610406	0.187675	-3.252465	0.0018
C(6)	0.541744	0.185355	2.922746	0.0047
C(7)	0.049563	0.195791	0.253142	0.8009
C(8)	-0.170067	0.193528	-0.878774	0.3827
C(9)	0.033479	0.115863	0.288955	0.7735

R-squared	0.491671	Mean dependent var	0.000115
Adjusted R-squared	0.430055	S.D. dependent var	0.035153
S.E. of regression	0.026539	Akaike info criterion	-4.308264
Sum squared resid	0.046484	Schwarz criterion	-4.030166
Log likelihood	170.5599	Durbin-Watson stat	1.998135

منبع: محاسبات تحقیق