شکست‌های ساختاری و مدل‌سازی رفتار تورم: مقایسه مدل‌های غیرخطی و مدل‌های با پارامتر زمان‌متغیر

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۵/۰۲
تاریخ تأیید: ۹۲/۱۰/۲۰

سیدمهدی برکچیان[۱]
استادیار دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه صنعتی شریف
سعید بیات[۲]
پژوهشگر گروه مدل‌سازی پژوهشکده پولی و بانکی
هومن کرمی[۳]
پژوهشگر گروه مدل سازی پژوهشکده پولی و بانکی

چکیده

شناخت پویایی‌های رفتار تورم می‌تواند به پیش‌بینی دقیق‌تر رفتار آتی این متغیر کمک کند. یکی از وجوه مهم پویایی‌های رفتار تورم در اقتصاد ایران که کمتر مورد توجه قرار گرفته است، مسئله وجود یا عدم وجود شکست‌های ساختاری در سری زمانی تورم و یافتن مدل مناسب برای فرموله کردن شکست در سری زمانی این متغیر است. مقاله حاضر چنین هدفی را دنبال می‌کند.

در این مقاله با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده از سال ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۰، نشان داده می‌شود که تورم ایران دچار شکست‌های ساختاری شده است و در نتیجه، مدل‌های خطی با پارامترهای ثابت نمی‌توانند رفتار تورم را به خوبی توضیح دهند. سپس نشان داده می‌شود که مدل‌های خطی با پارامترهای زمان‌متغیر می‌توانند اثرات شکست‌های ساختاری را لحاظ کنند و توضیح‌دهنده خوبی برای رفتار تورم ایران هستند؛ در حالی‌که مدل‌های غیرخطی از این جهت چندان موفق نیستند. همچنین بررسی عملکرد پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای[۴] نشان می‌دهد که پیش‌بینی‌های مدل خطی با پارامترهای زمان‌متغیر در تمام افق‌های پیش‌بینی نسبت به مدل پایه خودرگرسیون اندکی دقیق‌تر است هر چند این عملکرد بهتر به لحاظ آماری معنادار نیست. این در حالی است که عملکرد پیش‌بینی مدل غیرخطی TAR نسبت به مدل پایه خودرگرسیون ضعیف‌تر است. بنابراین هر چند مدل‌سازی زمان متغیر نرخ تورم ایران می‌تواند به توضیح رفتار این متغیر کمک کند، اما این نوع مدل‌سازی، بهبود قابل‌توجهی در پیش‌بینی تورم ایجاد نخواهد کرد.

واژگان کلیدی: شکست ساختاری، تورم، مدل‌های غیرخطی، مدل‌های با پارامترهای زمان‌متغیر

طبقه‌بندی موضوعی: C32, E31, E37

---

1. Email: smbarakchianbarakchian@sharif.edu
2. Email: s.bayat@mbri.ac.ir
3. Email: h.karami@mbri.ac.ir
4. out of sample

«نویسنده مسئول»

مقدمه

شناخت پویایی‌های رفتار تورم می‌تواند به پیش‌بینی دقیق‌تر رفتار آتی این متغیر کمک کند. یکی از وجوه مهم پویایی‌های رفتار تورم در اقتصاد ایران که کمتر مورد توجه قرار گرفته است مسئله وجود یا عدم وجود شکست‌های ساختاری در سری زمانی تورم و یافتن مدل مناسب برای توضیح اثرات شکست در سری زمانی این متغیر است. در واقع به دلیل تغییرات پی در پی در حوزه سیاست و اقتصاد در برخی از کشورها، شکست‌های گاه به گاه[1] و تغییرات رژیم در سری زمانی متغیرهای اقتصادی (نظیر تورم) به وقوع می‌پیوندد. این تغییرات ممکن است با تحول در سیاست پولی و یا به طور ساده‌تر تغییر در نگرش سیاست‌گذار به وضعیت اقتصاد (تغییر در پارامترهای تابع سیاستی) و نحوه واکنش آحاد اقتصادی به سیاست‌ها همراه باشد. همین امر سبب می‌شود مدل‌سازی متغیرهای کلان اقتصادی با مدل‌های خطی و پارامترهای ثابت رفتار متغیرها را به خوبی توضیح ندهد. همچنین شکست ساختاری یکی از مشکلات مهم در هنگام پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی است چون وقوع شکست ساختاری به خصوص در دوره پیش‌بینی، پیش‌بینی‌ها را با خطا مواجه می‌سازد (Clements & Hendry, 1999); (Webb, 1995); (Hyung & Franses, 2006); (Bos et al, 1999).

باید توجه داشت که اگر شکست یا تغییر رژیم در رفتار سری زمانی برخی متغیرهای اقتصادی اتفاق افتاده باشد، خطی در نظر گرفتن مدل و یا ثابت نگه داشتن پارامترهای مدل اقتصادسنجی در دوره پیش‌بینی، فرض معتبری نیست و بنابراین عملکرد پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای مدل‌های پیش‌گفته احتمالاً مطلوب نخواهد بود (Amisano and Serati, 2007). در این راستا هدف مقاله حاضر بررسی شکست ساختاری در سری زمانی تورم ایران، معرفی مدل مناسب برای توضیح رفتار آن و بررسی دقت این مدل در پیش‌بینی تورم ایران است. فرضیه مقاله حاضر این است که تورم ایران در برخی مقاطع زمانی با شکست ساختاری مواجه شده و مدل‌های خطی با پارامترهای ثابت قادر نیست رفتار تورم را به خوبی توضیح دهد و لازم است از مدل‌های با پارامترهای زمان متغیر برای توضیح بهتر رفتار تورم ایران استفاده نمود.

به منظور آزمون فرضیه مقاله، با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده، ابتدا آزمون شکست ساختاری را بر روی سری زمانی تورم ایران انجام می‌دهیم، تا دریابیم آیا شواهدی از شکست در سری زمانی تورم ایران وجود دارد یا خیر. سپس رفتار غیرخطی و زمان متغیر تورم ایران را با استفاده از مدل‌غیرخطی TAR[2] و همچنین مدل

1. occasional breaks
2. Threshold Auto Regressive

خودرگرسیون با پارامتر زمان متغیر (TVPAR)[1] و مدل STAR[2] مورد بررسی قـرار مـی‌دهـیم[3]؛ آنگاه دقت پیش‌بینی تورم ایران مبتنی بر مدل‌هـای غیرخطـی و زمـان متغیـر را بـا مـدل پایـه خودرگرسیون مقایسه می‌کنیم. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که رفتار تـورم در دوره زمـانی مورد بررسی با مدل TVPAR نسبت به دیگر مدل‌های مورد بررسی در این مطالعه بهتر توضیح داده می‌شود. همچنین عملکرد مدل TVPAR در تمام افق‌های پیش‌بینی نسبت به مـدل پایـه خودرگرسیون اندکی بهتر است. اما دقت پیش‌بینی مدل‌های TAR و STAR نـسبت بـه مـدل پایه خودرگرسیون ضعیف‌تر است.

ادامه مقاله به این شرح است که در بخش اول به مبانی نظری و پیشینه پژوهش پرداختـه می‌شود. در بخش دوم داده‌های مورد استفاده توصیف می‌گردد. بخش سوم به آزمـون شکـست ساختاری سـری تـورم اختـصاص دارد. در بخـش چهـارم مـدل غیرخطـی TAR و مـدل‌هـای زمان‌متغیر TVPAR و STAR تشریح می‌گردند. بخش پـنجم و شـشم مقالـه بـه ترتیـب بـه مشخص کردن وقفه بهینه مدل خطی خودرگرسیون و آزمون خطی بودن در مقابل مـدل زمـان متغیر اختصاص دارد. در بخش هفتم به انتخاب تابع گذار پرداخته مـی‌شـود و در بخـش هـشتم پارامترهای مدل STAR تخمین زده می‌شود. بخش نهم روش پـیش‌بینـی بـا مـدل STAR را معرفی می‌کند. بخش دهم نیز به ارائه نتایج مختص می‌شود.

۱- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

برخی مطالعـات بـه صـورت نظـری، امکـان غیرخطـی بـودن تـورم را تبیـین کـرده‌انـد. به عنوان نمونـه، سـارجنت و والاس[4] (۱۹۷۳) نـشان مـی‌دهنـد کـه بـا فـرض اینکـه کـسری بودجه دولت با چاپ پول تأمین مالی شود فرآیند تـورم بـه صـورت غیرخطـی مـی‌توانـد دارای دو تعادل باشد. همچنین ایوانس و همکـاران[5] (۱۹۹۶) بـا اسـتفاده از مـدل بـین نـسلی کـه در آن دولت نمی‌تواند کسری بودجه خود را بیـشتر از میـزان معینـی از تولیـد ناخـالص داخلـی بـا استفاده از مالیات تورمی تأمین مالی کند، اشاره می‌کنند که تـورم مـی‌توانـد حـداکثر دارای سـه وضعیت تعادلی باشد.

---

1. Time Varying Parameter Auto Regressive
2. Smooth Transition Auto Regressive
۳. استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ به عنوان یکی دیگر از روش‌های غیرخطی می‌تواند موضوع مطالعات بعدی باشد.
4. Sargent and Wallace
5. Evans et al

در ادبیات پیش‌بینی، دو نگرش مختلف به مدل‌های غیرخطی و مدل‌های با پارامتر زمان متغیر قابل مشاهده است. نگرش اول، که در مقاله مارسلینو[۱] (۲۰۰۲) آمده است، مدلی را غیرخطی تلقی می‌کند که تبدیلی از متغیرها (نظیر جذر متغیر، حاصل‌ضرب چند متغیر و غیره) را در خود جای داده باشد. به طور مثال مدل شبکه عصبی یک نوع مدل غیرخطی تلقی می‌گردد. این نگرش مدل‌های TVPAR و همچنین مدل STAR را مدل با پارامتر زمان متغیر می‌داند. مارسلینو (۲۰۰۲) در مقاله خود در مورد مدل‌های با رفتار آستانه‌ای (نظیر TAR) نظری ابراز نکرده و با تقسیم‌بندی وی مشخص نیست که این مدل‌ها در دستهٔ مدل‌های غیرخطی قرار می‌گیرند یا مدل‌های با پارامتر زمان متغیر.

نگرش دوم، که در مقاله کاپتانیوس و تی‌زاوالیس[۲] (۲۰۰۴) آمده است، مدلی را غیرخطی می‌داند که بین رژیم‌های مختلف جابجا می‌شود. به طور مثال، مدل‌های با رفتار آستانه‌ای نظیر (TAR) و مدل‌های مارکوف – سوئیچینگ غیرخطی محسوب می‌شوند، اما مدلی مانند خودرگرسیون با پارامترهای زمان متغیر و مدل STAR، جزء مدل‌های با پارامتر زمان متغیر محسوب می‌شود.[۳]

مقاله حاضر نگرش دوم را مبنا قرار می‌دهد، چون این نگرش تفکیک شفاف‌تری میان مدل‌های غیرخطی و مدل‌های با پارامتر زمان متغیر ارائه کرده است. بنابراین با این نگرش می‌توان گفت مدل TAR، مدلی غیرخطی و مدل‌های TVPAR و STAR، مدل‌های با پارامتر زمان متغیر محسوب می‌شوند. کاپتانیوس و تی‌زاوالیس (۲۰۰۴) بیان می‌کنند که مدل‌های با پارامترهای زمان متغیر و مدل‌های غیرخطی به منظور کنترل و تخفیف اثرات شکست ساختاری طراحی شده‌اند.

شکست‌های ساختاری به صورت پیوسته و متوالی اتفاق نمی‌افتند، بلکه به صورت گاه به گاه حادث می‌شوند. این جزء ویژگی ذاتی شکست‌های ساختاری است که کنترل آن‌ها را در مدل با مشکل مواجه می‌کند. چون اندازه و شدت شکست و تأثیر آن بر پارامترهای مدل از قبل قابل پیش‌بینی نیست، بنابراین لازم است سازوکاری وجود داشته باشد که بعد از وقوع شکست، پارامترهای مدل همچنان پایدار باقی بماند. البته باید در نظر داشت که اگر چه مدل‌های

1. Marcelino
2. Kapetanios and Tzavalis

۳. به نظر می‌رسد نمی‌توان به سادگی در مورد غیرخطی بودن یا زمان متغیر بودن مدل STAR اظهارنظر قطعی کرد. علت این است که این مدل از طرفی در هر زمان، دارای برداری از پارامترهای مربوط به آن زمان است و از این رو مدلی با پارامترهای زمان متغیر محسوب می‌شود و از سوی دیگر اگر بسط تیلور مرتبه سوم تابع گذار آن نوشته شود آنگاه تبدیل‌های متنوعی از متغیرهای مدل (نظیر حاصل‌ضرب چند متغیر) وارد متغیرهای توضیحی مدل می‌گردد که مدل را به صورت غیرخطی نسبت به متغیرها درمی‌آورد.

غیرخطی و زمان‌متغیر برای مقابله با شکست‌های ساختاری توسعه داده شده‌اند، اما هیچ‌یک از این دو دسته مدل توانایی کامل در جهت کنترل تمامی اثرات شکست را ندارند. به همین دلیل مقاله حاضر هم مدل غیرخطی TAR و هم مدل‌های با پارامتر زمان متغیر (TVPAR و STAR) را جهت مدل‌سازی سری زمانی تورم ایران به کار می‌گیرد تا با مقایسه این دو دسته مدل مشخص شود کدام یک در کنترل اثرات شکست و تبیین رفتار تورم عملکرد بهتری دارند.

در مدل TAR، مدل AR بین دو یا چند رژیم متفاوت تغییر می‌کند که در هر نقطه از زمان مقدار آستانه، مدل AR مناسب را تعیین می‌کند. اگر چه تعیین کردن مقدار آستانه کار نسبتاً دشواری است، اما در ادبیات مربوطه روش‌هایی برای تخمین آن بیان شده است (به عنوان نمونه، ر. ک: Tong, 1983). اما در مدل‌با پارامترهای زمان متغیر STAR، مقدار آستانه با یک تابع گذار جایگزین می‌شود که با متغیر کردن پارامترها، مدل را در هر زمان به آهستگی بین رژیم‌های مختلف، تغییر می‌دهد. نتایج تحقیقات تجربی نشان می‌دهد که مدل‌های غیرخطی نظیر (TAR) هنگامی عملکرد خوبی خواهند داشت که تغییرات رژیم به صورت گسسته و نامتوالی[1] اتفاق بیافتد. همچنین پاگان[2] (۲۰۰۳) بیان می‌کند که این مدل‌ها ممکن است برای افق‌های پیش‌بینی بلندمدت مناسب باشند، اما حتی اگر شواهد کافی مبنی بر مناسب بودن مدل‌سازی غیرخطی فرآیند وجود داشته باشد، باز هم به طور صریح نمی‌توان گفت مدل غیرخطی برای پیش‌بینی از دقت بالاتری برخوردار است (kapetanios et al, 2007). همچنین بکارگیری مدل‌های با پارامتر زمان متغیر نیز معمولاً مواقعی مناسب است که تغییرات و شوک‌ها به آهستگی و با شیب اندک حادث می‌شوند.

علاوه بر مدل‌های غیرخطی و مدل‌های با پارامتر زمان متغیر، در مطالعات تجربی دو روش دیگر نیز برای مدل‌سازی بهتر رفتار متغیرهای اقتصادی در صورت وقوع شکست ساختاری پیشنهاد شده است. به عنوان مثال، وب[3] (۱۹۹۵) با استفاده از متغیر مجازی[4] جهت کنترل اثر شکست توانست پیش‌بینی‌های دقیق‌تری نسبت به مدل پایه برای تورم آمریکا ارائه کند. استفاده از متغیر مجازی در دوره پیش‌بینی برای کنترل اثر شکست به سادگی امکان‌پذیر است، اما لازمه کنترل اثر شکست در دوره پیش‌بینی آگاهی از نقاط شکست در آینده است که در عمل کمتر می‌توان به آن دست یافت. روش دیگری که ممکن است در مقابل برخی شکست‌های ساختاری

1. discrete, infrequent shifts
2. Pagan
3. Webb
4. Dummy Variable

استوار باشد و دقت پیش‌بینی را افزایش دهد، استفاده از متدلوژی تفاضل مرتبه اول یا دوم است؛ چون شکست در پارامترهـای عـرض از مبـدأ و رونـد بیـشترین عـوارض منفـی را بـرای دقـت پیش‌بینی در پی دارد و متدولوژی تفاضل‌گیری بـه حـذف عـرض از مبـدأ و رونـدی کـه دچـار شکست شده‌اند منجر می‌شـود (Clements and Hendry, 1999). برکچیـان، کرمـی و بیـات (۱۳۹۱) روش مذکور را برای پیش‌بینی تورم ایران به کار گرفتند و نـشان دادنـد کـه ایـن روش کمکی به بهبود دقت پیش‌بینی تورم ایران نمی‌کند.

با توجه به عدم آگاهی از نقاط شکست ساختاری تورم ایران و همچنـین عملکـرد ضـعیف متدلوژی تفاضل‌گیری در پیش‌بینی تورم ایران، بررسی دقت مدل‌های غیرخطی و مدل‌هـای بـا پارامتر زمان متغیر برای کنترل اثرات شکست تورم ایران اهمیت دو چندان پیدا می‌کند.

قابل انتظـار اسـت کـه مقایـسه درون‌نمونـه‌ای نیکـویی بـرازش مـدل‌هـای غیرخطـی و مدل‌های با پارامتر زمـان متغیـر در مقابـل مـدل‌هـای خطـی مـی‌توانـد بـه دلیـل پارامترهـای گسترده مدل‌های غیرخطی و مدل‌های با پارامتر زمان متغیر به نفـع ایـن مـدل‌هـا اریـب باشـد (Marcelino, 2002).

اما در خصوص مقایسه عملکرد مدل‌ها به هنگام پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای نمی‌تـوان قـضاوت پیشینی داشت. علاوه بر این، از آنجا که هدف اصلی این مقاله ارزیابی دقت پیش‌بینی مدل‌هاسـت، عملکرد مدل‌ها را با پیش‌بینی‌های برون‌نمونـه‌ای و بـر اسـاس معیـار RMSFE[1] نـسبی ارزیـابی می‌کنیم. در این مطالعه مدل خطی خودرگرسیون را که مدلی خطی است به عنـوان مـدل پایـه در نظر می‌گیریم.

تـاکنون چنـد پـژوهش در زمینـه مـدل‌سـازی و پـیش‌بینـی تـورم ایـران بـه روش‌هـای غیرخطی نسبت به متغیرها و مدل‌های با پارامترهای زمان متغیر صورت گرفته است. بـرای نمونـه می‌توان به پژوهش سری زمانی و شبکه عصبی، شبکه عصبی المـان و خودرگرسـیون بـرداری بـا پارامترهای زمان متغیر اشـاره کـرد (مـشیری، ۱۳۸۰: ۵۸)؛ (بهبـودی، شـیبانی و کماسـی، ۱۳۹۱)؛ (Heidari & Parvin, 2008: 36). وجه تمایز پژوهش حاضر با مطالعات گذشته در ایـن اسـت که ابتدا رفتار غیرخطی و زمان متغیر تورم ایران را تبیین می‌کند و سپس عملکرد مدل غیرخطی و مدل‌های با پارامترهای زمان متغیر را در پیش‌بینی تورم ایران به صورت برون‌نمونـه‌ای مـورد ارزیابی قرار می‌دهد.

1. Root Mean Square Forecast Error

۲- توصیف داده‌های مورد استفاده

داده‌های مورد استفاده در این مقاله شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) با تناوب فصلی از بهار ۱۳۶۹ تا زمستان ۱۳۹۰ می‌باشد که بعد از لگاریتم‌گیری طبیعی از داده‌ها با استفاده از فیلتر Census X12 اثرات فصلی آن‌ها حذف شده است. دیبلد و کیلیان[۱] (۲۰۰۰) در مطالعه خود نشان می‌دهند که انجام آزمون ریشه واحد و تفاضل‌گیری در صورت وجود ریشه واحد در مورد داده‌های فصلی موجب افزایش دقت پیش‌بینی مدل در تمام افق‌های پیش‌بینی می‌شود. بنابراین آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[۲] را به کار می‌بریم تا مرتبه انباشتگی سری مورد بررسی مشخص شود. نتایج آزمون نشان می‌دهد که لگاریتم سری شاخص قیمت مصرف‌کننده دارای انباشتگی مرتبه اول می‌باشد، بنابراین از داده‌ها تفاضل مرتبه اول گرفته تا سری به دست آمده مانا شود و مدل‌سازی خطی، غیرخطی و زمان متغیر را بر مبنای تفاضل لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده یا همان نرخ تورم فصلی انجام می‌دهیم. در بخش پیش‌بینی، دوره ارزیابی عملکرد پیش‌بینی را برای چهار افق پیش‌بینی از ۱:۱۳۸۷ تا ۴:۱۳۹۰ در نظر می‌گیریم و از مشاهدات در بازه ۲:۱۳۶۹ تا ۱:۱۳۸۶ برای تخمین مدل‌ها استفاده می‌کنیم.

۳- آزمون شکست ساختاری سری تورم

در ابتدا باید به این پرسش پاسخ داده شود که آیا سری زمانی تورم ایران دچار شکست ساختاری شده است و شواهدی از رفتار غیرخطی و یا متغیر با زمان وجود دارد؟

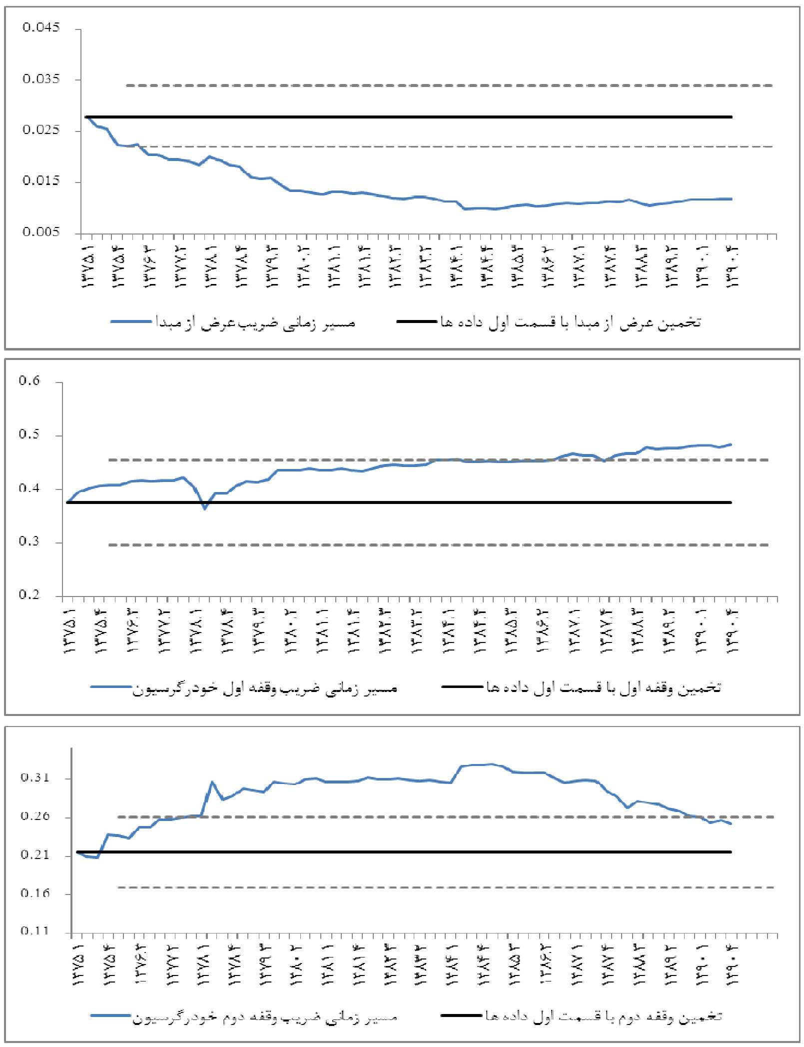
نمودار ۱ پارامترهای مدل خودرگرسیون[۳] را برای تورم فصلی ایران به صورت زمان متغیر (به روش انبساطی)[۴] و ثابت (با فاصله اطمینان ۹۵ درصدی) نمایش می‌دهد. روش تخمین پارامترهای زمان متغیر به روش انبساطی به این صورت است که ابتدا پارامترهای مدل خودرگرسیون مرتبه دوم را در بازه زمانی ۱۳۶۹:۱ تا ۴:۱۳۷۴ تخمین می‌زنیم و سپس با افزودن یک مشاهده (یعنی این بار تا ۱:۱۳۷۵) تخمین پارامترها را تکرار می‌کنیم و این کار را تا مشاهده آخر (۱۳۹۰:۴) ادامه می‌دهیم. با توجه به اینکه مقادیر مربوط به پارامترهای زمان متغیر در بسیاری از دوره‌ها خارج از فاصله اطمینان قرار گرفته است، بنابراین به لحاظ آماری می‌توان

---

1. Diebold and Kilian
2. augmented Dickey-Fuller (ADF) test
۳. مرتبه بهینه مدل خودرگرسیون با استفاده از معیارهای آکائیک و شوارتز ۲ تعیین شده است.
4. Expanding

پذیرفت که پارامترهای مدل در طول زمان، متغیر هستند. به این ترتیب می‌توان حدس زد که مدل‌های خطی با پارامترهای ثابت نتوانند رفتار نرخ تورم را به خوبی پیش‌بینی کنند و ممکن است مدل‌های غیرخطی و مدل‌های با پارامتر زمان متغیر دارای برتری باشند.

نمودار ۱- پارامترهای زمان متغیر مدل خود رگرسیون مرتبه دوم برای تورم



توضیحات: پارامترهای زمان متغیر مدل خودرگرسیون مرتبه دوم به روش انبساطی محاسبه شده که در همین قسمت توضیح داده شده است. داده‌های مورد استفاده مربوط به تورم فصلی شاخص قیمت مصرف‌کننده از ۱:۱۳۶۹ تا ۴:۱۳۹۰ است.

تغییرات پارامترهای مدل خودرگرسیون تورم در طول زمان (نمودار ۱) نشان می‌دهد که نشانه‌هایی از وقوع شکست ساختاری و همچنین رفتار متغیر با زمان در پارامترهای مدل وجود دارد. برای بررسی دقیق‌تر وجود شکست ساختاری در سری زمانی تورم از آزمون آماری استفاده می‌نماییم.

آزمون کلاسیک شکست ساختاری به طور عام به چاو (۱۹۶۰) نسبت داده می‌شود. در این آزمون، نمونه به دو زیرنمونه تقسیم می‌شود و پارامترهای مدل در دو زیرنمونه به صورت جداگانه برآورد شده و سپس آزمون برابری مجموعه پارامترها (آزمون F) انجام می‌شود. آزمون کوانت – اندروز[1] وجود ناپایداری ضرایب مدل را به گونه‌ای بررسی می‌کند که محدودیت آزمون چاو را در خصوص انتخاب نقطه شکست ندارد. این آزمون به طور معمول با استفاده از ۷۰ درصد میانی داده‌ها انجام می‌شود. جدول ۱ نتایج آزمون پایداری ضرایب مدل خودرگرسیون را بر روی سری زمانی تورم ایران مبتنی بر آزمون کوانت – اندروز نشان می‌دهد. مطابق این جدول، نتایج آزمون نشان می‌دهد که فرضیه پایداری ضرایب مدل خودرگرسیون مرتبه دوم رد می‌شود. بنابراین می‌توان چنین نتیجه گرفت که تورم ایران رفتاری ناپایدار دارد.

جدول (۱): آزمون پایداری ضرایب مدل خودرگرسیون

$$\pi_t = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-2} + \varepsilon_t$$

	QA_{all}	QA_{α}	$QA_{\beta1,\beta2}$
P-value	۰/۰۷	۰/۰۰	۰/۰۱

توضیحات: این جدول نتایج آزمون کوانت – اندروز را با فرضیه صفر مبنی بر پایداری ضرایب در ۷۰ درصد مشاهدات میانی از ۱۳۶۹:۲ تا ۱۳۹۰:۴ برای مدل خودرگرسیون مرتبه دوم نشان می‌دهد. طول وقفه بهینه مدل خودرگرسیون با معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز انتخاب شده است. QA_{all} آزمون پایداری همه ضرایب، QA_{α} آزمون پایداری ضریب α با فرض پایداری ضرایب β_1 و β_2 و $QA_{\beta1,\beta2}$ آزمون پایداری ضرایب β_1 و β_2 را با فرض پایداری ضریب α نشان می‌دهد.

۴- مدل‌سازی

۴-۱- مدل‌غیرخطی TAR

در مدل‌های غیرخطی رایج فرض بر این است که رفتار متغیر تحت رژیم‌های متفاوت تغییر می‌کند. تمرکز ما در این بخش از مقاله بر مدل حد آستانه است که تغییرات رژیم توسط

1. Quandt-Andrews

یک متغیر قابل مشاهده تعیین می‌شود. در مدل‌های غیرخطی تک‌متغیره، به طور خاص، تغییر رژیم توسط یکی از وقفه‌های متغیر تعیین می‌شود. نمونه مشهور برای مدل‌های حد آستانه تک‌متغیره، مدلTAR است.

مدل TAR توسط تانگ (۱۹۷۸)، تانگ و لیم[1] (۱۹۸۰) و تانگ (۱۹۸۳) معرفی و توسعه داده شد. در این مدل رفتار یک متغیر توسط مجموعه‌ای متناهی از مدل‌های خودرگرسیون خطی توصیف می‌شود که مدل خودرگرسیون مناسب در هر نقطه از زمان از مقایسه یکی از وقفه‌های متغیر نسبت به مقدار آستانه تعیین می‌شود. با توجه به اینکه پارامترهای هر یک از مدل‌های خودرگرسیون نیاز به تخمین دارند، لذا تعداد رژیم‌های در نظر گرفته شده تابع تعداد مشاهدات است. بنابراین با توجه به محدودیت تعداد مشاهدات در این مطالعه، مدل TAR را با دو رژیم متفاوت مورد بررسی قرار می‌دهیم، این مدل به صورت زیر قابل نمایش است.

$$y_t = \begin{cases} \varphi_0^1 + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i^1 y_{t-i} + \varepsilon_t, & y_{t-d} \le c \\ \varphi_0^2 + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i^2 y_{t-i} + \varepsilon_t, & y_{t-d} > c \end{cases} \qquad (۱)$$

به صورت زیر نیز قابل نمایش است:

$$\begin{aligned} y_t &= (\varphi_0^1 + \varphi_1^1 y_{t-1} + \ldots + \varphi_p^1 y_{t-p}) 1(y_{t-d} \le c) \\ &+ (\varphi_0^2 + \varphi_1^2 y_{t-1} + \ldots + \varphi_p^2 y_{t-p}) 1(y_{t-d} > c) + \varepsilon_t \end{aligned} \qquad (۲)$$

همچنین در مدل‌های (۱) و (۲)، y_t نرخ تورم، c پارامتر آستانه و d پارامتر تأخیر می‌باشد. برای تعیین بازه مناسب برای c، داده‌ها را از کوچک به بزرگ مرتب می‌کنیم و ۱۵ درصد از داده‌های ابتدایی و ۱۵ درصد از داده‌های انتهایی را خارج می‌کنیم. بنابراین مقدار c یکی از مقادیر موجود در ۷۰ درصد میانی مشاهدات خواهد بود (Terasvirta, 2006). پارامتر تأخیر، d، را که عددی طبیعی است بین ۱ تا p در نظر می‌گیریم.

تخمین این مدل شامل سه مرحله می‌باشد (Tong, 1983):

۱- برای مقادیر داده شده d و c، مدل (۱) به روش OLS تخمین زده می‌شود. در این مرحله وقفه بهینه با معیار اطلاعاتی شوارتز تعیین می‌شود.

1. Tong and Lim

۲- با ثابت نگه داشتن d، مقدار c در مجموعه مقـادیر ممکـن آن تغییـر داده مـی‌شـود و مجدداً مدل (۱) تخمین زده می‌شود.

۳- با تغییر مقدار d در بازه $[1, p]$ مراحل ۱ و ۲ تکرار می‌شـوند و سـپس مقـادیر بهینـه برای d و c متناظر با کمترین مقدار معیار اطلاعاتی شوارتز برای مدل (۱) برای تمام ترکیب‌های مختلف d و c در نظر گرفته می‌شود.

۴-۲- آزمون خطی بودن در مقابل مدل غیرخطی TAR

با توجه به اینکه هدف مقاله حاضر، بررسی دقت پیش‌بینی نـرخ تـورم توسـط مـدل‌هـای غیرخطی و مدل‌های با پارامتر زمان‌متغیر است، ابتدا لازم است به این سؤال پاسخ دهیم که آیـا رفتار تورم غیرخطی است؟ با استفاده از آزمون‌های آماری و به صورت درون‌نمونـه‌ای مـی‌تـوان آزمون خطی بودن را در مقابل مدل غیرخطی TAR انجام داد.

آماره آزمون متعارف برای فرضیه مدل خطی AR در مقابل مدل غیرخطی TAR دارای توزیع استاندارد F[1] نمی‌باشد، چون پارامتر آستانه (c) تحت فرضیه صفر شناخته شده نیست. به همین دلیل در پژوهش‌های تجربی صورت گرفته آماره LR را با روش مونت کارلو تولید می‌کنند (Coakley & Fuertes, 1998); (O`Connell & Wei, 2002); (Obstfeld & taylor, 1997).

اما در این مقاله ما از روش هانسن[2] (۱۹۹۶) استفاده می‌کنیم که توزیع مجانبی این آزمون را با روش بوت استرپ تولید می‌کند. فرضیـه صـفر ایـن آزمـون ایـن اسـت کـه در مـدل (۱)، $\varphi^1 = \varphi^2$ و فرضـیه مقابـل اینکـه $\varphi^1 \neq \varphi^2$ اسـت. اگـر مقـدار آسـتانه شـناخته‌شـده و اجزای اخلال مدل (۱) مستقل از هم و دارای توزیع یکسان باشند، آماره $F_n(c)$ به صورت زیر ساخته می‌شود:

$$F_n(c) = \frac{n(\tilde{\sigma}_n^2 - \hat{\sigma}_n^2(c))}{\hat{\sigma}_n^2(c)}$$

در آماره فوق n تعداد مشاهدات، و $\tilde{\sigma}_n^2$، واریانس جزء اخلال مدل (۱) تحت فرضیه صـفر است، یعنی مدل خودرگرسیون کـه بـا روش OLS پارامترهـای آن تخمـین زده شـده و تعـداد وقفه‌های آن با معیار شوارتز تعیین شده است. $\hat{\sigma}_n^2$، واریانس جزء اخلال مدل TAR است که با

1. F-Statistics
2. Hansen

مقدار آستانه c و به روش OLS تخمین زده شده است. آماره $F_n(c)$ بر اساس مقداری از c ساخته می‌شود که $\hat{\sigma}_n^2(c)$ را حداقل سازد، که از این پس آن را F_n می‌نامیم.

همان طور که گفته شد با توجه به اینکه مقدار c شناخته شده نیست، آماره مجانبی F_n دارای توزیع استاندارد نمی‌باشد. بنابراین لازم است توزیع مجانبی F_n را با روش بوت استرپ که توسط هانسن (۱۹۹۶) معرفی شده با الگوریتم زیر به دست آوریم:

۱- به تعداد مشاهدات (n) از توزیع نرمال استاندارد (i.i.d. N(0,1)) نمونه y^* را استخراج می‌کنیم.

۲- با استفاده از نمونه y^*، مدل AR(p) را تخمین زده و واریانس جز اخلال آن را ($\tilde{\sigma}_n^{*2}$) محاسبه می‌کنیم.

۳- با استفاده از نمونه y^*، مدل TAR را تخمین زده و واریانس جز اخلال آن را ($\hat{\sigma}_n^{*2}(c)$) به ازای مقادیر مختلف c محاسبه می‌کنیم و سپس مقداری از c را انتخاب می‌کنیم که به ازای آن $\hat{\sigma}_n^{*2}(c)$ حداقل شود.

۴- با استفاده از $\tilde{\sigma}_n^{*2}$ و $\hat{\sigma}_n^{*2}(c)$، $F_n^* = \dfrac{\tilde{\sigma}_n^{*2} - \hat{\sigma}_n^{*2}(c)}{\hat{\sigma}_n^{*2}(c)}$ محاسبه می‌شود.

هانسن (۱۹۹۶) نشان می‌دهد که توزیع F_n^* در حالت حدی به سمت توزیع F_n که تحت فرضیه صفر آزمون ساخته شده است، همگرا می‌شود. بنابراین با تکرار بندهای ۱ تا ۴ الگوریتم فوق به تعداد کافی می‌توانیم به توزیع مجانبی F_n برسیم. در این مقاله الگوریتم فوق را به تعداد ۱۰۰۰ مرتبه انجام می‌دهیم. مقدار احتمال[1] این آزمون برابر است با نسبتی از نمونه‌گیری‌ها که F_n^* محاسبه شده از F_n بیشتر باشد. نتایج آزمون نشان می‌دهد که P- مقدار محاسبه شده این آزمون برابر با ۰/۷۱ می‌شود و بنابراین فرضیه صفر آزمون مبنی بر برابری پارامترهای TAR با AR در سطح معناداری ۱۰ درصد رد نخواهد شد و به این ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که رفتار درون‌نمونه‌ای نرخ تورم ایران غیرخطی نیست. به‌رغم این، در بخش پیش‌بینی تورم، عملکرد مدل TAR را نیز بررسی می‌کنیم، چرا که به هر حال این احتمال وجود دارد که این مدل بتواند پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای تورم را بهبود دهد.

---

1. p-value

۴-۳- مدل‌های با پارامترهای زمان‌متغیر

در این بخش رفتار زمان متغیر نرخ تورم ایران را به صورت درون‌نمونه‌ای مورد بررسی قرار می‌دهیم. به این منظور دو مدل تک‌متغیره با پارامتر زمان متغیر را برای مدل کردن رفتار متغیر تورم به کار می‌گیریم. این دو مدل عبارتند از: مدل TVPAR و STAR.

۴-۳-۱- مدل خودرگرسیون با پارامترهای زمان‌متغیر (TVPAR)

مدل TVPAR به صورت معادله (۳) قابل نمایش است.

$$y_t = X_t'\beta_t + W_t \qquad (۳)$$

در مدل (۳)، y_t متغیر تورم در زمان t، X_t بردار $k \times 1$ متغیرهای توضیح‌دهنده شامل عرض از مبدأ و وقفه‌های y_t است. β_t نیز بردار پارامترهای مدل در زمان t و دارای مرتبهٔ $k \times 1$ است.

برای تخمین پارامترهای مدل (۳) روش‌های معمول اقتصادسنجی نظیر (OLS) قابل استفاده نمی‌باشد. در این مطالعه برای تخمین این مدل از معادلات حالت - فضا[۱] و فیلتر کالمن[۲] استفاده می‌نماییم. برای این منظور فرض کنید $\xi_t = \overline{\beta} - \beta_t$ بوده و $\overline{\beta}$ مقدار پارامترهای مدل در حالت پایدار[۳] باشد. به این ترتیب چارچوب مدل حالت - فضا برای مدل (۳) به صورت زیر خواهد بود:

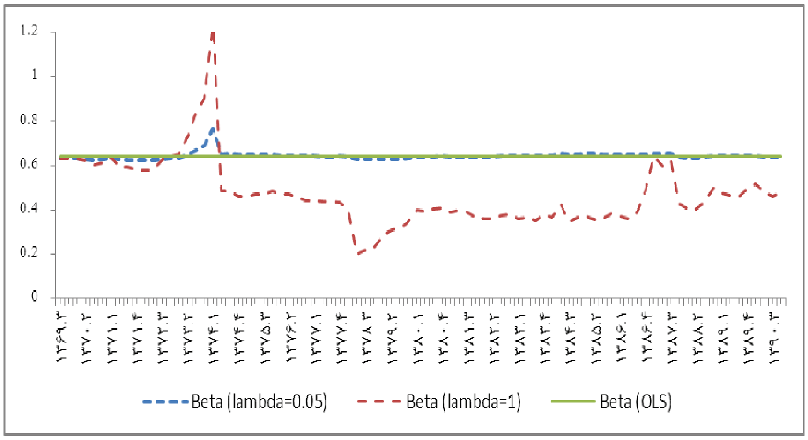
$$ObservationEquation: y_t = x_t'\beta + x_t'\xi_t + W_t;\ Wt \sim N(0, R(X_t))$$
$$State\ Equation: \xi_{t+1} = F\xi_t + V_{t+1};\ V_t \sim N(0, \lambda^2\sigma^2 Q(X_t))$$

V_t و W_t مستقل از یکدیگر فرض می‌شوند. ماتریس‌های $R(X_t)$ و $Q(X_t)$ به ترتیب دارای ابعاد 1×1 و $k \times k$ است. با توجه به اینکه فرآیند پارامترهای مدل به صورت گام تصادفی در نظر گرفته می‌شوند (Nyblom, 1989)؛ بنابراین F ماتریس (واحد) از مرتبهٔ $k \times k$ خواهد بود. همچنین $Q(X_t) = (X_t X_t')^{-1}$ و σ^2 واریانس جز اخلال W_t می‌باشد. λ ضریبی است که دامنهٔ نوسان پارامترها را تعیین می‌کند (چنانچه $\lambda = 0$ باشد آنگاه دامنه نوسان پارامترها حداقل و به ازای $\lambda = 1$، دامنه نوسان پارامترها حداکثر خواهد بود). نمودار ۲ نتیجه تخمین ضریب مدل خودرگرسیون مرتبهٔ اول با پارامترهای زمان متغیر را به ازای $\lambda = 0.05$ و $\lambda = 1$ در کنار تخمین ضریب مدل خودرگرسیون مرتبهٔ اول با پارامترهای

1. state-space
2. kalman filter
3. steady-state

ثابت – که به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده می‌شود – نشان می‌دهد. لازم بـه ذکـر است که مسیر زمان متغیر پارامتر مدل خودرگرسیون سنجه‌ای از میزان لختی[1] تورم است.

نمودار۲– ضریب مدل خودرگرسیون مرتبه اول به صورت ثابت و متغیر با زمان



توضیحات: این نمودار مسیر زمانی پارامتر شیب مدل خودرگرسیون (ضریب وقفـه اول) را بـه صورت ثابت و زمان متغیر نشان می‌دهد. تخمین پارامتر زمان متغیر به صورت بازگشتی[2] و بـا استفاده از فیلتر کالمن انجام شده است. داده‌های مورد استفاده مربوط به تورم فصلی در بـازه زمانی فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل چهارم ۱۳۹۰ می‌باشد.

با توجه به اینکه هدف اصلی مقاله حاضر بررسی قـدرت پـیش‌بینـی تـورم بـا مـدل‌هـای غیرخطی و زمان متغیر می‌باشد، لذا لازم است تصریح مدل‌هـا بـه گونـه‌ای صـورت پـذیرد کـه بهترین عملکرد برون‌نمونه‌ای را داشته باشند. برای این منظور در هر افـق پـیش‌بینـی بـه ازای مقادیر مختلف λ پیش‌بینی‌های برون‌نمونه‌ای تولید شده و بررسی مـی‌شـود کـه بـه ازای چـه مقداری از λ بیشترین دقت پیش‌بینـی حاصـل مـی‌شـود[3]. نمـودار ۳ میـزان RMSFE مـدل TVPAR را به ازای مقادیر مختلف λ در ۴ افق پیش‌بینی نشان می‌دهد. مطابق ایـن نمـودار،

---

1. inertia

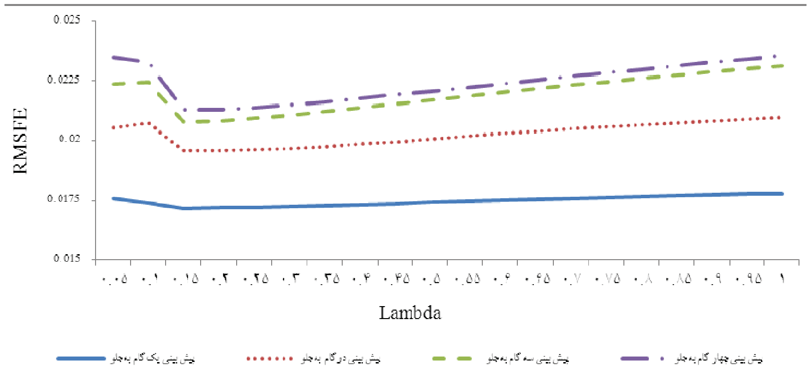
کاهش لختی تورم به معنای کاهش وابستگی تورم نسبت به وقفه آن است. در چنین حالتی مردم بر ایـن باورنـد که رفتار سیاست‌گذار متفاوت از گذشته است و به همین دلیل در شکل‌دهی تورم انتظاری خود وزن کمتـری بـه وقفه‌تورم و وزن بیشتری به تورم مورد انتظار در آینده می‌دهند.

2. recursively

۳. در این مطالعه λ از ۰/۰۵ تا ۱ با گام ۰/۰۵ انتخاب می‌شود.

به ازای سومین مقدار λ ($\lambda = 0.015$)، تورم در افق‌های یک تا چهار گام به جلو با بالاترین دقت توسط این مدل پیش‌بینی می‌شود. بنابراین نتایج پیش‌بینی مدل TVPAR مبتنی بر ($\lambda = 0.015$) ارائه و با مدل پایه مقایسه خواهد شد.

نمودار ۳- RMSFE مدل خودرگرسیون با پارامترهای زمان‌متغیر به ازای مقادیر مختلف λ



۴-۳-۲- مدل STAR

به طور کلی مدل STAR برای متغیر y_t (در اینجا تورم) به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$y_t = \theta'_{1Xt} + \theta'_{2Xt} F(y_{t-d} : \gamma, c) + \varepsilon_t \qquad (۴)$$
$$X_t = (1, y_{t-1}, \ldots, y_{t-p})'$$
$$\theta_1 = (\theta_{10}, \ldots, \theta_{1p})'$$
$$\theta_1 = (\theta_{20}, \ldots, \theta_{2p})'$$

در مدل (۴)، $F(y_{t-d} : \gamma, c)$ تابع گذار می‌باشد که در هر زمان مدل AR را بین رژیم‌های متفاوت به آرامی تغییر می‌دهد. در تابع گذار، y_{t-d} متغیر گذار، d پارامتر تأخیر، γ>0 پارامتر هموارسازی و c پارامتر آستانه است. این تابع بین صفر و یک محدود می‌باشد.

تابع گذار شکل‌های مختلفی می‌تواند داشته باشد و در واقع هر شکل از تابع گذار، رفتار متفاوتی از تغییر رژیم را نشان می‌دهد. دو شکل رایج از آن به صورت زیر است:

$$F(y_{t-d} : \gamma, c)[(= \left(1 + \exp\left(-\gamma(y_{t-d} - c)\right)\right)]^{-1} - 0.5 \Big) \qquad (۵)$$

$$F(y_{t-d} : \gamma, c) = \left(1 - \exp\left(-\gamma(y_{t-d} - c)^2\right)\right) \qquad (۶)$$

تابع گذار در معادله (۵)، تابع لجستیک و در معادله (۶) تابع نمایی است. مدل STAR با تابع گذار لجستیک، LSTAR و با تابع گذار نمایی، ESTAR شناخته می‌شود.

تخمین مدل STAR شامل چهار مرحله می‌باشد:

۱- مشخص کردن وقفهٔ بهینهٔ مدل خطی خودرگرسیون (AR(p))؛

۲- آزمون خطی بودن فرآیند در مقابل زمان متغیر بودن آن؛

۳- انتخاب تابع گذار بین دو تابع لجستیک و نمایی؛

۴- تخمین پارامترهای STAR.

۵- مشخص کردن وقفهٔ بهینهٔ مدل خطی خودرگرسیون (AR(p))

برای مشخص کردن وقفهٔ بهینهٔ مدل خودرگرسیون خطی، با استفاده از تمام داده‌ها از ۱۳۶۹:۲ تا ۱۳۹۰:۴ معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز را با حداکثر طول وقفهٔ ۵ محاسبه می‌کنیم. نتایج نشان می‌دهد هر دو معیار اطلاعاتی مذکور طول وقفهٔ ۲ را برای مدل خطی خودرگرسیون مناسب می‌دانند.

۶- آزمون خطی بودن در مقابل مدل زمان متغیر STAR

برای انجام این آزمون، بسط تیلور مرتبهٔ سوم تابع گذار را حول $\gamma(y_{t-d}-c))=0$ در معادله (۴) به کار می‌بریم:

$$y_t = \beta_0' x_t + \sum_{j=1}^{3} \beta_j' x_t y_{t-d}^j + \varepsilon_t \qquad (۷)$$
$$x_t = (1, y_{t-1}, y_{t-2})'$$

الگوی خطی بر اساس فرضیهٔ صفر H_0: $\boldsymbol{\beta_1=\beta_2=\beta_3=0}$ مبتنی بر آمارهٔ ضریب لاگرانژ یا نسبت F آزمون می‌گردد. این آزمون برای مقادیر مختلف D از ۱ تا ۵ انجام می‌شود. نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد که ضریب مربوط به y_{t-1} ، y_{t-2} و y_{t-4} به عنوان متغیرهای گذار، فرضیه خطی بودن مدل را در سطح معناداری ۱ درصد رد می‌کند، اما از بین این سه متغیر، y_{t-1} را به عنوان متغیر گذار برای مدل انتخاب می‌کنیم، چرا که ارزش احتمال کمتری دارد و فرضیه خطی بودن را با قابلیت اطمینان بالاتری رد می‌کند.

جدول (۲): نتایج آزمون خطی بودن مدل در مقابل مدل STAR

D	آماره آزمون (F)	P-Value
۱	۷/۹۸	۰/۰۰
۲	۳/۴۶	۰/۰۰
۳	۱/۲	۰/۲۹
۴	۲/۵	۰/۰۱
۵	۰/۴۲	۰/۹۲

توضیحات: در این جدول D پارامتر تأخیر می‌باشد و برای انجام آزمون خطی بودن مدل از داده‌های تورم فصلی از ۱۳۶۹:۲ تا ۱۳۹۰:۴ استفاده شده است. تعداد وقفه‌های مدل خودرگرسیون ۲ می‌باشد.

۷- انتخاب تابع گذار بین دو تابع لجستیک و نمایی

پس از اینکه فرضیه خطی بودن مدل رد شد و متغیر گذار نیز انتخاب گردید، گام بعدی انتخاب نوع تابع گذار می‌باشد. در مدل STAR، هیچ تئوری صریحی در زمینهٔ انتخاب تابع گذار وجود ندارد. بنابراین انتخاب نوع تابع گذار از میان دو تابع لجستیک و نمایی باید بر اساس داده‌ها و آزمون‌های آماری انجام شود. برای این منظور آزمون‌های زیر را برای معادله (۷) انجام می‌دهیم:

$$H_{01} : \beta_3 = 0$$
$$H_{02} : \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$$
$$H_{03} : \beta_1 = 0 | [\beta_2 = \beta_3] = 0$$

اگر فرضیه H_{02} رد و دو فرضیهٔ دیگر رد نشود، تابع گذار نمایی و اگر فرضیه‌های H_{01} یا H_{03} رد شود، تابع گذار لجستیک به عنوان تابع گذار برای مدل STAR انتخاب می‌شود. علاوه بر این اگر هر سه فرضیه رد شوند، با توجه به ارزش احتمال، قوی‌ترین رد فرضیه صفر را در نظر می‌گیریم. مطابق این قاعده اگر فرضیهٔ H_{02} به قوی‌ترین شکل رد شود، مدل ESTAR می‌باشد و در غیر این صورت مدل LSTAR انتخاب می‌شود. نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۱۰ درصد همه فرضیه‌ها رد می‌شوند و قوی‌ترین رد فرضیه مربوط به H_{02} می‌باشد. به سادگی می‌توان نشان داد که در بسط تیلور مرتبهٔ سوم تابع لجستیک، ضریب β_2 صفر می‌باشد، بنابراین نتایج آزمون‌ها نشان می‌دهد که بسط تیلور تابع گذار نباید ضریب β_2 را داشته باشد و به عبارتی تابع گذار نمی‌تواند از نوع لجستیک باشد. بنابراین مدل زمان متغیر انتخاب شده ESTAR می‌باشد.

جدول (۳): نتایج آزمون انتخاب تابع گذار نمایی یا لجستیک برای مدل STAR

فرضیه	آماره آزمون (F)	P-Value
H_{01}	۱۰/۶۲	۰/۰۰
H_{02}	۱۰/۹۶	۰/۰۰
H_{03}	۲/۸۳	۰/۰۶

توضیحات: این جدول نتایج آزمون‌های $H_{01}: \beta_3 = 0$ ، $H_{02}: \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$ **و** $H_{03}: \beta_1 = 0 | \beta_2 = \beta_3 = 0$ **را برای معادله** $y_t = \beta_0' x_t + \sum_{j=1}^{3} \beta_j' x_t y_{t-d}^j + \varepsilon_t$ **جهت انتخاب تابع گذار نشان می‌دهد. در این معادله** $x_t = (1, y_{t-1}, y_{t-2})'$ **می‌باشد.**

۸- تخمین پارامترهای STAR

تا این مرحله مشخص شد که نوع تابع گذار، نمایی می‌باشد. اکنون باید پارامترهای مدل تخمین زده شود. مدل ESTAR را می‌توان با روش حداقل مربعات غیرخطی (NLS) تخمین زد، ولی به دلیل بالا رفتن تعداد پارامترها تخمین NLS با مشکلات محاسباتی مواجه می‌شود. لیبورن و همکاران[1] (۱۹۹۸) روشی را برای غلبه بر این مشکل پیشنهاد داده‌اند. در این روش دو پارامتر c و γ در مدل (۴) ثابت در نظر گرفته می‌شود و مدل به یک مدل خطی نسبت به ضرایب θ_1 و θ_2 تبدیل می‌شود که این ضرایب به روش OLS قابل برآورد می‌باشند. تراسویرتا (۱۹۹۴) پیشنهاد می‌کند که مقدار c درصدی از y_{t-d} و γ بین ۱ تا ۲۰۰ انتخاب شود. مقادیری از c و γ انتخاب می‌شوند که مجموع مجذور باقیماندهٔ مدل را حداقل سازد. ما در این مطالعه مقدار c را بین مینیمم و ماکزیمم y_{t-d} با گام یک ده‌هزارم انتخاب نموده‌ایم. نتایج تخمین مدل با استفاده از تمام مشاهدات به صورت زیر است:

$$
\begin{aligned}
&y_t = 0.0131 + 0.8582 y_{t-1} - 0.1876 y_{t-2} \\
&+ [-9.7683 - 385.5149 y_{t-1} + 647.8728 y_{t-2}].(1 \\
&- \exp(-1(y_{t-1} - 0.0371)^2)
\end{aligned}
$$

۹- پیش‌بینی با مدل STAR

پیش‌بینی یک گام به جلوی مدل‌زمان متغیر STAR به سادگی مانند مدل‌های خطی انجام می‌شود، اما پیش‌بینی‌های چند گام به جلو با استفاده از روش‌های عددی

1. Leybourne et al

قابل انجام می‌باشد. برای توضیح، شکل بستهٔ مدل (۴) را در نظر می‌گیریم:

$$\begin{aligned} &y_t = g(z_{t-1};\theta)+\varepsilon_t \\ &\varepsilon_t \sim i.i.d.(0,\sigma^2) \\ &z_{t-1} = (1, y_{t-1}, y_{t-2}) \end{aligned} \tag{۸}$$

پیش‌بینی یک گام به جلو به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$y_{(t+1|t)} = E(y_{t+1}|z_t) = g(z_t;\theta)$$

اما پیش‌بینی دو گام به جلو کمی پیچیده‌تر است، چون:

$$E(g(.)) \neq g(E(.))$$

بنابراین:

$$\begin{aligned} &y_{(t+2|t)} = E(y_{t+2}|z_t) = E(g(g(z_t;\theta)+\varepsilon_{t+1};\theta)) \\ &= \int g(g(z_t;\theta)+\varepsilon_{t+1};\theta)dF(\varepsilon) \end{aligned} \tag{۹}$$

که در رابطه (۹)، $F(\varepsilon)$ تابع توزیع تجمعی ε_t می‌باشد. به سادگی می‌توان از ε_{t+1} صرف نظر و از رابطهٔ زیر برای پیش‌بینی دو گام به جلو استفاده کرد:

$$y^S_{(t+2|t)} = g(z_{(t+1|t)};\theta)$$

این نوع پیش‌بینی را تانگ (۱۹۹۰)، «پیش‌بینی اسکلتی»[1] نامید. اگر چه از این روش به سادگی می‌توان استفاده نمود، اما این پیش‌بینی اریب است و احتمالاً کاهش کارایی را در پی دارد (Terasvirta, 2006).

از طرفی انتگرال‌گیری عددی رابطهٔ (۹) خصوصاً با بالا رفتن افق پیش‌بینی بسیار وقت‌گیر و دشوار می‌شود، اما از روش‌های شبیه‌سازی مونت کارلو و یا بوت - استرپ می‌توان به جای انتگرال‌گیری استفاده کرد. گرنجر و تراسویرتا[2] (۱۹۹۳) انتگرال‌گیری عددی از رابطهٔ (۹) را در مقابل دو روش دیگر که به عنوان تقریبی از رابطهٔ (۹) در نظر گرفته می‌شوند، روش دقیق پیش‌بینی می‌نامند.

در روش شبیه‌سازی مونت کارلو باید یک فرض توزیعی در مورد ε_t در نظر گرفته شود. با بیرون کشیدن نمونه‌های N تایی ε_{t+1} مستقل از هم از توزیع ε_t، پیش‌بینی دو گام به جلوی مونت کارلو به صورت زیر محاسبه می‌شود:

1. skeleton forecast
2. Granger and Terasvirta

$$y^{MC}_{(t+2|t)} = (\frac{1}{N})\sum_{i=1}^{N}[g(z_{(t+1|t)}] + \varepsilon^{i}_{t+1};\theta)$$

این روش پیش‌بینی نااریبی از y_{t+2} ارائه می‌کند. در روش بوت - استرپ، بدون اعمال هیچ فرض توزیعی در مورد ε_t، نمونه‌های N تایی مستقل از هم از ε_t با جایگزینی به عنوان $\hat{\varepsilon}_{t+1}$ بیرون کشیده می‌شود. پیش‌بینی حاصل به شکل زیر است:

$$y^{B}_{(t+2|t)} = (\frac{1}{N})\sum_{i=1}^{N}[g(z_{(t+1|t)}] + \hat{\varepsilon}^{(i)}_{t+1};\theta)$$

این روش نسبت به واریانس‌ناهمسانی غیرشرطی فرآیند جزء خطا پایدار است.

این دو روش به همین ترتیب برای پیش‌بینی‌های چند گام به جلو نیز قابل تعمیم است. در پیش‌بینی‌های h گام به جلو، h>1، مجموعه‌های جزء خطای $\{\varepsilon_{t+1},...,\varepsilon_{t+h-1}\}$ به روش شبیه‌سازی و یا بوت - استرپ بیرون کشیده می‌شوند و از آن‌ها برای پیش‌بینی استفاده می‌شود. در این مطالعه برای پیش‌بینی گام‌های دوم تا چهارم از روش بوت - استرپ استفاده می‌کنیم، چون همان طور که گفته شد در این روش هیچ فرضی در مورد توزیع جزء خطا اعمال نمی‌شود. جدول ۴ مدل‌های پیش‌بینی گام‌های اول تا چهارم را براساس مدل برآورد شده نشان می‌دهد.

جدول (۴): مدل ESTAR و پیش‌بینی‌های گام اول تا چهارم

مدل	افق پیش‌بینی
$y_t = \theta_{10} + \theta_{11}y_{t-1} + \theta_{12}y_t + (\theta_{20} + \theta_{21}y_{t-1} + \theta_{21}y_{t-2}).$ $(1-\exp(-\gamma(y_{t-1}-c)^2)) + \varepsilon_t$	
$\hat{y}_{t+1} = \theta_{10} + \theta_{11}y_t + \theta_{12}y_{t-1} + (\theta_{20} + \theta_{21}y_t + \theta_{21}y_{t-1}).$ $(1-\exp(-\gamma(y_t-c)^2))$	h=1
$\hat{y}_{t+2} = \theta_{10} + \theta_{11}\hat{y}_{t+1} + \theta_{12}y_t + (\theta_{20} + \theta_{21}[(\hat{y})]_{t+1} + \varepsilon_{t+1})$ $+\theta_{21}y_t).(1-\exp(-\gamma(\hat{y}_{t+1}+\varepsilon_{t+1}-c)^2))$	h=2
$\hat{y}_{t+3} = \theta_{10} + \theta_{11}\hat{y}_{t+2} + \theta_{12}\hat{y}_{t+1} + (\theta_{20} + \theta_{21}[(\hat{y})]_{t+2} + \varepsilon_{t+2})$ $+\theta_{21}[(\hat{y})]_{t+1} + \varepsilon_{t+1})).(1-\exp(-\gamma(\hat{y}_{t+2}+\varepsilon_{t+2}-c)^2))$	h=3
$\hat{y}_{t+4} = \theta_{10} + \theta_{11}\hat{y}_{t+3} + \theta_{12}\hat{y}_{t+2} + (\theta_{20} + \theta_{21}[(\hat{y})]_{t+3} + \varepsilon_{t+3})$ $+\theta_{21}[(\hat{y})]_{t+2} + \varepsilon_{t+2})).(1-\exp(-\gamma(\hat{y}_{t+3}+\varepsilon_{t+3}-c)^2))$	h=4

توضیحات: این جدول میانگین شرطی مدل ESTAR را در افق‌های پیش‌بینی ۱ تا ۴ گام به جلو نشان می‌دهد.

۱۰- ارائه نتایج

جدول ۵ عملکرد نسبی مدل‌غیرخطی TAR و مدل‌های با پارامتر زمان متغیر TVPAR و STAR را نسبت به مدل پایه خودرگرسیون نشان می‌دهد. نتایج جدول نشان می‌دهد که عملکرد مدل TVPAR در تمام افق‌های پیش‌بینی نسبت به مدل پایه خودرگرسیون اندکی بهتر است. ولی عملکرد مدل پایه خودرگرسیون نسبت به مدل‌های TAR و STAR در تمام افق‌های پیش‌بینی بهتر است. این نتیجه با یافته کاپتانیوس و همکاران (۲۰۰۷) همخوان است، چون ایشان تأکید می‌کنند که حتی اگر شواهد کافی مبنی بر مناسب بودن مدل‌سازی غیرخطی فرآیند وجود داشته باشد، باز هم به طور صریح نمی‌توان گفت چنین مدلی برای پیش‌بینی از دقت بالاتری برخوردار است. بنابراین هر چند ممکن است مدل‌سازی غیرخطی و زمان متغیر نرخ تورم ایران بتواند به توضیح رفتار این متغیر کمک کند، اما کمکی به پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای آن نخواهد کرد.

جدول (۵): عملکرد نسبی مدل‌غیرخطی TAR و مدل‌های با پارامتر زمان متغیر TVPAR و STAR نسبت به مدل پایه

	RMSFE نسبی			
افق پیش‌بینی	**یک گام به جلو**	**دو گام به جلو**	**سه گام به جلو**	**چهار گام به جلو**
مدل غیرخطی				
TAR	۱/۱۰	۱/۱۷	۱/۱۱	۱/۰۸
مدل با پارامترهای زمان‌متغیر				
TVPAR	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹
STAR	۱/۱۶	۱/۲۲**	۱/۵۰**	۱/۷۰***

توضیحات: در این جدول مدل خودرگرسیون تکرارشونده با معیار انتخاب وقفه شوارتز به عنوان مدل پایه در نظر گرفته شده و عملکرد دقت پیش‌بینی مدل TVPAR، TAR و STAR بر اساس معیار RMSFE نسبی گزارش شده است. هر گاه RMSFE نسبی کوچک‌تر از یک باشد، نشان می‌دهد که مدل مورد نظر نسبت به مدل پایه عملکرد بهتری در پیش‌بینی تورم داشته است. دوره تخمین فصل دوم ۱۳۶۹ تا فصل چهارم ۱۳۸۶ و دوره پیش‌بینی فصل اول ۱۳۸۷ تا فصل چهارم ۱۳۹۰ می‌باشد. علامت *، و *** به ترتیب معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهند. آزمون دیبلد - ماریانو تعمیم‌یافته (دیبلد و ماریانو ۱۹۹۵) به منظور بررسی معناداری RMSFE نسبی مورد استفاده قرار گرفته است.**

نتیجه‌گیری

یکی از وجوه مهم پویایی‌های رفتار تورم در اقتصاد ایران که کمتر مورد توجه قـرار گرفتـه وجود یا عدم وجود شکست‌های ساختاری در سری زمانی تورم و در صورت وجـود، یـافتن مـدل مناسب برای لحاظ اثرات شکست در سری زمانی این متغیر است. در ایـن مطالعـه در ابتـدا بـه بررسی وجود شکست‌های ساختاری در سری زمانی تورم پرداختیم. نتـایج نـشان داد کـه سـری زمانی تورم در ایران دارای شکست ساختاری است و بنابراین ممکن است مدل‌سـازی خطـی بـا پارامترهای ثابت برای توضیح رفتار یا پیش‌بینی این متغیر مناسب نباشد.

نتایج مربوط به بررسی رفتار غیرخطی و زمان متغیر نرخ تـورم ایـران بـا اسـتفاده از مـدل غیرخطی TAR و مـدل‌هـای زمـان متغیـر TVPAR و STAR نـشان داد کـه رفتـار تـورم را مدل‌های با پارامترهای زمان متغیر بهتر توضیح مـی‌دهنـد تـا مـدل‌هـای غیرخطـی. همچنـین عملکرد برون‌نمونه‌ای مدل‌های TAR، STAR و TVPAR در پیش‌بینی نرخ تورم ایران مـورد بررسی قرار گرفت. نتایج به دست آمده نشان داد که عملکرد مدل TVPAR در تمام افـق‌هـای پیش‌بینی نسبت به مدل پایه خودرگرسیون اندکی بهتر است هر چند این عملکرد بهتر به لحـاظ آماری معنادار نیست. ولی عملکرد مدل‌های TAR و STAR در تمام افق‌های پیش‌بینی نـسبت به مدل پایه ضعیف‌تر است. بنابراین اگر چه مدل‌سازی غیرخطی و زمان متغیر نرخ تـورم ایـران می‌تواند به توضیح رفتار این متغیر کمک کند، اما بهبود قابل‌تـوجهی در پـیش‌بینـی ایـن متغیـر ایجاد نخواهد کرد.

منابع

الف- فارسی

۱. برکچیان، سید. مهدی؛ کرمی، هومن؛ بیات، سعید؛ «**پیش‌بینـی تـورم ایـران بـه روش مـدل خودرگرسیون برداری تفاضلی**»، مقاله در حال انجام، ۱۳۹۱.

۲. بهبودی، داود؛ شیبانی، امینه؛ کماسی، مهـدی؛ **مدل‌سازی و پیش‌بینی نرخ تـورم در اقتـصاد ایران (بررسی مقایسه‌ای قدرت پیش‌بینی شبکه‌های عصبی – مـصنوعی المـان و پـس انتشار خطا)**، چهارمین کنفرانس ملی تحلیل پوششی داده‌ها، ۱۳۹۱.

۳. مشیری، سعید؛ «**پیش‌بینی تورم ایران با استفاده از مدل‌های ساختاری، سری‌های زمانی و شبکه‌های عصبی**»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۰، شماره ۵۸.

ب- لاتین

4. Amisano, G; Serati, M; 2007, "**BVAR Models and Forecasting: A Quarterly Model for the EMU-11**", Statistica
5. Bos, C. S; Franses. P. H and Ooms. M; 1999, "**Long Memory and Level Shifts: Reanalyzing Inflation Rates**", Empirical Economics 24 .
6. Chow, Gregory C; 1960, "**Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions**", Econometrica: Journal of the Econometric Society 28 .
7. Clements, M. P; Hendry. D. F; 1999, ***Forecasting Non-stationary Economic Time Series***, Cambridge: MIT Press.
8. Coakley, J., Fuertes. A. M; 1998, "**TAR Models of European Real Exchange Rates**", Manuscript.
9. Diebold, F. X; Kilian. L; 2000, "**Unit Root Tests are Useful for Selecting Forecasting Models**", Journal of Business and Economic Statistics 18.
10. Diebold, F; Mariano. R; 1995, "**Comparing Predictive Accuracy**", Journal of Business and Economic Statistics 13.
11. Evans, G. W., Honkapohja. S; and Marimon. R; 1996, "**Convergence in money Inflation Models with Heterogeneous Learning Rules**", Center for Economic Policy Research, 1310.
12. Granger, C. W. J; Terasvirta. T; 1993, ***Modeling Nonlinear Economic Relationships***, Oxford: Oxford University Press.
13. Hansen, B; 1996, "**Inference When a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypotheis**", Econometrica 64.
14. Heidari, H; Parvin. S; 2008, "**Modeling and forecasting Iranian Inflation with Time Varying BVAR Models**", Iranian Journal of Economic Research 36.
15. Hyung, N; Franses. P. H; 2006, "**Structural Break and Long Memory in US Inflation Rates: Do They Matter for Forecasting?**", Research in international Business and finance 20.
16. Kapetanios, G; Tzavalis, E; 2004, "**Modeling Structural Breaks**", Unpublished.
17. Kapetanios, G; Labhard. V; Price, S; 2007, "**Forecast Combination and the Bank of England’s Suite of Statistical Forecasting Models**", Bank of England Working Paper 323.
18. Leybourne, S; Newbold. P; Vougas. D; 1998, "**Unit Roots and Smooth Transitions**", Journal of Time Series Analysis 19.
19. Marcelino, M; 2002, "**Instability and Nonlinearity in the EMU**", Bocconi: manuscript, IEP-U.

20. Nyblom, J; 1989, "**Testing for Constancy of Parameters over Time**", Journal of the American Statistical Association 84.
21. Obstfeld, M; and Taylor. A; 1997, "**Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Hecksher's Commodity Points Revisited**", NBER Working paper 6053.
22. O'Connell, P; Wei. S-J; 2002, "**The Bigger Tyey Are, The Harder They Fall: How Price Differences Across U.S. Cities Are Arbitraged**", Journal of International Economics 56.
23. Pagan, A; Report on Modeling and Forecsating at the Bank of England. Bank of England Quarterly Bulletin, 2003.
24. Sargent, T. J; Wallace. N; 1973, "**Ratinoal Expectation and the Dynamics of Hyperinflation**", International Economic Review 14.
25. Terasvirta, T; 1994, "**Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models**", Journal of the American Statistical Association 89.
26. __________ ; 2006, "**Univariate Nonlinear Time series Models**", In Palgrave Handbook of Econometrics: Econometrics Theory, by T.C. Mills, K. Patterson and Foreword by Sir Clive Granger. NY: Palgran Macmillan.
27. Tong, H; 1990, ***Non-linear Time Series: A Dynamical System Approach***, Oxford, U.K.: Oxford university Press.
28. ______ ; 1978, "**On a Threshold Model**", In Pattern Recognition and Signal Processing, by C. H. Chen. Amsterdam: Sijhoff and Noordhoff.
29. ______ ; 1983, ***Threshold Models in Non-linear Time Series Analysis***, Verlag: Springer.
30. Tong, H; Lim. K. S; 1980, "**Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data**", Journal of the Royal Statistical Society 42.
31. Webb, H; 1995, "**Forecasts of Inflation from VAR Models**", Journal of Forecasting, 14.