بسم الله الرحمن الرحيم

فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی
سال اول شماره ۳ پاییز ۱۳۹۲

پویایی‌های نرخ ماهانه تورم ایران با استفاده از الگوی STAR ۵
احمد جعفری‌صمیمی، سیامک علمی و سحر دهقان

رابطه بین نرخ تورم و نرخ سود سپرده‌های بانکی در سیستم بانکداری ایران ۲۳
عباسعلی ابونوری، سمیه السادات سجادی و تیمور محمدی

تأثیر وفور منابع طبیعی بر سیاست‌های مالی دولت در ایران طی دوره (۱۳۸۷-۱۳۵۷) با تأکید بر فرضیه نفرین منابع طبیعی ۵۳
مجید صامتی و نجمه اسمعیل‌درجانی

عوامل مؤثر بر مهاجرت‌های استانی با استفاده از مدل جاذبه ۷۱
سیدمهدی میرزامصطفی و پروانه قاسمی

ارزیابی ارتباط نرخ تورم و شکاف تولید در ایران ۹۷
یوسف محنت‌فر و سیده وجیهه میکائیلی

اثر قیمت نفت و قیمت طلا بر شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار ایران با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) ۱۱۷
سیدمحمد هاشمی‌دهنوی

ساختار بازار خودروی سواری در ایران ۱۳۹
محمدنبی شهیکی‌تاش و عماد کاظم‌زاده

فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی
سال اول، شماره ۳، پاییز ۱۳۹۲، صفحات ۲۲- ۵

پویایی‌های نرخ ماهانه تورم ایران با استفاده از الگوی STAR

احمد جعفری‌صمیمی
استاد دانشگاه مازندران
jafarisa@umz.ac.ir

سیامک علمی
دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران
siamakelmi@yahoo.com

سحر دهقان
کارشناس‌ارشد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران
dehghan4000@yahoo.com

تورم از مشکلات اساسی در بسیاری از کشورهای در حال توسعه است، به طوری‌که سطوح بالای تورم باعث کاهش رشد، تخصیص نادرست منابع و بی‌نظمی در قیمت‌های نسبی می‌گردد. از آنجا که در اغلب مطالعات صورت‌گرفته از مدل‌های خطی برای مدلسازی سری‌های زمانی استفاده شده است، این مقاله با هدف افزایش ادبیات تجربی در رابطه با پایداری تورم در ایران با استفاده از مدل‌های غیرخطی انجام یافته است. در این تحقیق به بررسی فرضیه پایداری نرخ تورم ماهانه در ایران طی سال‌های (۱۳۸٦- ۱۳٤۱) با استفاده از مدل‌های غیرخطی STAR پرداخته شده است، همچنین از آزمون‌های Ng, Perron و KPSS برای بررسی فرضیه ریشه واحد بودن نرخ تورم استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که نرخ تورم ماهانه در ایران به‌صورت غیرخطی است و از الگوی LSTAR تبعیت می‌کند و مشخص شد که نرخ تورم ماهانه به‌صورت محلی ناپایدار است، به طوری‌که در رژیم پایینی (کمتر از ۲/۵ درصد) پایدار و در رژیم بالایی ناپایدار است و هزینه هر سیاستگذاری برای کنترل نرخ تورم تا زمانی‌که نرخ تورم در رژیم بالایی قرار دارد از منافعش بیشتر است، اما تحلیل پایداری بر اساس آزمون ریشه واحد حاکی از وجود ساختار پایدار بلندمدت نرخ تورم ماهانه در اقتصاد ایران می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: C22, C51, E31, E52.
واژه‌های کلیدی: نرخ تورم ماهانه، پایداری، الگوی STAR، ریشه واحد، مدل‌های غیرخطی.

۱. مقدمه

یکی از وظایف بانک مرکزی در هر کشور وظیفه اصلی آن حفظ ارزش پول است و از سوی دیگر کنترل تورم است. حال اگر بخواهیم نرخ تورم را کنترل کنیم می‌بایست به پویایی‌های تورم که در اقتصاد مشاهده می‌شود توجه ویژه‌ای نمود و درک صحیحی از ویژگی‌های آن به‌دست آورد. مدلسازی پویایی تورم طی دهه گذشته موضوع مهمی برای تمام کشورها بوده است. این موضوع در مورد کشورهای صنعتی که پایداری قیمت هدف اصلی مقامات پولی آنها بوده از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. اگرچه این موضوع در کشورهای صنعتی به کرات بررسی شده است، اما در کشورهای در حال توسعه به‌طور دقیق به این موضوع پرداخته نشده است.

از دید تئوری تحلیل اینکه آیا تورم به‌عنوان یک سری زمانی دارای فرایند ریشه واحد (به‌معنای قبول فرضیه پایداری تورم[1] در مقابل فرضیه مانایی آن است دارای اهمیت خاصی می‌باشد. چراکه مانایی به‌عنوان یک فرض اساسی در مدل‌های تئوریک استفاده شده است و دلیل دیگر اینکه مقامات پولی فرض می‌کنند که تورم دارای ماهیت پایدار همانند نرخ رشد پایه پولی است (تیلر، ۱۹۸۵ و مک کالم، ۱۹۸۸).

همچنین در خصوص ارتباط بین رشد اقتصادی و پایداری تورم، فاریا و کارنیرو در تحقیق خود به بررسی آثار پایداری تورم و تولید کشور برزیل پرداختند و به این نتیجه دست یافتند که پایداری تورم می‌تواند رشد اقتصادی را به‌طور منفی تحت تأثیر قرار دهد و این رابطه در کوتاه‌مدت قوی‌تر خواهد بود. این نتیجه می‌تواند برای کشورهای در حال توسعه بسیار بااهمیت باشد، چراکه هرگونه شوکی می‌تواند بر توسعه اقتصادی این کشورها تأثیر بگذارد، بنابراین ارزیابی صحیح پویایی‌های تورم به‌عنوان یکی از سنگ‌بناهای تصمیم‌گیری سیاست پولی به‌ویژه زمانی‌که هدف اقتصاد افزایش رشد اقتصادی باشد، می‌بایست لحاظ گردد (مورل و کوستاس، ۲۰۰۹).

با وجود آنکه آزمون‌های خطی ابزار مناسبی برای انجام فرایند مدلسازی نیست، اما به‌عنوان یک روش متداول در توصیف ویژگی‌های یک سری زمانی به‌صورت مکرر استفاده می‌شود، به این دلیل امکان غیرخطی بودن فرایند نیز به‌عنوان مسئله مهمی در حوزه بحث‌های مربوط به چرخه‌های تجاری (نوسان‌های تولید و بیکاری)، بازدهی سهام و بازارهای ارز به‌طور

1. Persistency of Inflation

جدی مطرح شده است، چراکه در این بازارها رفتار نامتقارن متغیرها به‌عنوان یکی از ویژگی‌های این بازارها پذیرفته شده است. دلایل مختلفی وجود دارد که چرا مدل‌های غیرخطی بر مدل‌های خطی برای درک رفتار نرخ تورم ارجحیت دارند. به‌عنوان مثال، منطقی به‌نظر می‌رسد که سرعت تعدیل به سمت تعادل پس از یک شوک را به‌صورت غیرمتقارن در نظر بگیریم، به این معنا که سرعت دور شدن از تعادل با سرعت نزدیک شدن به تعادل متفاوت است. به عبارت دیگر، هرچه انحراف نرخ تورم از تعادل یا نرخ تورم هدفگذاری‌شده بیشتر باشد تلاش‌های دولت در جهت کنترل آن بیشتر می‌شود و سرعت تعدیل نیز افزایش می‌یابد. این امر به‌معنای این است که یک نقطه مرزی برای نرخ تورم وجود دارد که تا زمانی‌که نرخ تورم به آن سطح نرسیده باشد مقامات پولی سیاست خاصی را انجام نمی‌دهند (جورجیرو کونتونیکاس، ۲۰۰۵). حال با توجه به رفتار غیرخطی و نامتقارن نرخ تورم (سرعت افزایش این متغیر در طول زمان با سرعت کاهش آن متفاوت است) و از سوی دیگر با قبول فرضیه ریشه واحد بودن تورم، تورم حافظه بلندمدت یافته است و نوعی پایداری به‌وجود می‌آید. مدل‌های STAR[1] این امکان را فراهم می‌سازد که به بررسی هر دو فرضیه فوق بپردازیم. عموماً مدل‌های STAR به‌دلیل پوشش دامنه گسترده‌ای از رفتارهای غیرخطی و پایداری آنها بر سایر گزینه‌های موجود ترجیح داده می‌شود. در این مدل‌ها پارامترهای اتو رگرسیو به‌طور ملایم بین رژیم‌ها تغییر می‌کنند. به این دلیل در این تحقیق از مدل‌های STAR برای توضیح رفتارهای موجود در نرخ تورم استفاده شده است.

۲. پایداری تورم

یکی از مشکلاتی که همواره سیاستگذاران و دست‌اندرکاران اقتصادی و به‌ویژه مقامات پولی کشور در مقوله تورم با آن مواجه‌اند پایداری تورم است. بر اساس تعریف چنانچه متغیری در اثر وارد شدن یک شوک از روند میانگین خود منحرف شده و برای مدت طولانی در وضعیت جدید باقی بماند آن متغیر دارای رفتاری بادوام[2] یا پایدار است. به‌عنوان مثال، بیکاری متغیری پایدار است، زیرا زمانی‌که به‌طور معناداری از نرخ طبیعی خود منحرف می‌شود انتظار نمی‌رود

1. Smooth Transition Regression Autoregressive

2. Persistent

به‌سرعت به نرخ قبلی بازگردد. در این راستا، متون تجربی گسترده‌ای جهت مستند نمودن خصوصیات شوک‌های تورمی وجود دارد. در این متون تجربی در رابطه با وجود پایداری نرخ تورم تناقض‌هایی می‌توان یافت. مطالعات بسیاری چنین استدلال می‌کنند که تورم فرایندی I(0) است (گریر، ۱۹۹۸)، در حالی‌که بسیاری از محققین دیگر شواهدی مبنی بر ریشه واحد بودن تورم یافتند. برونر و هس (۱۹۹۳) تورم ایالات متحده را پیش از سال ۱۹۶۰ به‌صورت فرایند I(0) و پس از سال ۱۹۶۰ به‌صورت فرایند I(1) مدل‌بندی کردند. به‌طور کلی، اغلب یافته‌ها نشان از پایدار بودن روند تورم هستند، به‌این معنا که زمانی‌که شرایط اقتصادی تورم را از میانگین خود به سمت پایین یا بالا سوق می‌دهد چنانچه این نرخ تمایل به باقی ماندن در وضعیت جدید (دور بودن از روند میانگین خود) را داشته باشد گفته می‌شود که تورم حالتی پایدار خواهد داشت. اگرچه اقتصاددانان در پایدار بودن تورم و هزینه‌های کاهش آن توافق بسیاری دارند، اما در خصوص عوامل ایجادکننده این پایداری و هزینه‌های مترتب بر آن توافق بسیاری وجود ندارد. چنانکه پایداری تورم و هزینه‌های اتخاذ سیاست‌های ضدتورمی ممکن است به دلایل متعددی از جمله پایدار بودن تقاضای کل، چسبنده بودن سطوح قیمت و دستمزد ناشی از وجود قراردادهای رسمی، عدم شفافیت سیاست‌های پولی اتخاذ شده، عدم اعتبار مقامات پولی و در نهایت عدم استقلال مقامات پولی در به‌کارگیری ابزارهای پولی حاصل شود (بانک مرکزی ج.ا.ایران، ۱۳۸۵).

۳. الگوی STAR[1]

متغیرهای اقتصادی بسیاری به‌ویژه نرخ‌های تورم ممکن است سرعت نامتقارن در برگشت به میانگین را نشان دهند. این حالت وجود دو رژیم مختلف در ارتباط با نرخ تورم را نشان می‌دهد که عبارتند از رژیم درونی که متغیر از یک فرایند ریشه واحد پیروی می‌کند و حالت پایدار به خود می‌گیرد و رژیم بیرونی که متغیر به مقادیر تعادلی برمی‌گردد و حالت ناپایدار دارد. تشخیص این منبع از نوسان‌های غیرخطی زمانی‌که با نرخ تورم سروکار داریم بسیار ضروری است، چراکه بر اساس این پویایی‌های غیرخطی زمانی‌که تورم در یک دامنه مشخص

1. STAR Model

قرار دارد (در رژیم بیرونی یا همان حالت ناپایدار) بهتر است سیاستگذاران عکس‌العملی نشان ندهند، زیرا در این دامنه هزینه هر سیاستگذاری ممکن است از سود آن فراتر رود.

الگویی که می‌تواند به‌خوبی رفتار برگشت به میانگین با سرعت نامتقارن را تبیین کند الگوی STAR است که یکی از الگوهای زیرمجموعه مدل‌های غیرخطی است. در حالت کلی، یک مدل غیرخطی با جزء اخلال جمع‌پذیر را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$y_t = f(z_t; \theta) + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

در این معادله، $z_t = (w'_t, x'_t)'$ برداری متشکل از متغیرهای توضیحی $W_t = (1, y_{t-1}, \ldots, y_{t-p})'$ و بردار متغیرهای مستقل $X_t = (x_{1t}, \ldots, x_{kt})'$ است و $\varepsilon_t \approx iid(0, \sigma^2)$ نیز جزء اخلال مدل است. بوکان و واتس (۱۹۷۱) در تحقیق خود مدل STR[1] را برای نخستین بار مطرح نمودند. این مدل شامل دو گروه رگرسیونی است که انتقال از یک گروه به گروه دیگر به‌صورت ملایم صورت می‌گرفت. در این مدل از تابع تانژانت هیپربولیک برای تعیین تابع انتقال (گذار) استفاده می‌شود. این تابع به دو تابع توزیع جمعی نرمال و تابع لوجستیک شبیه است. مادلا تابع لوجستیک را به‌عنوان تابع انتقال پیشنهاد کرد و پس از آن این تابع تبدیل به یک معیار متداول تبدیل شده است (تراسویرتا، ۱۹۹۸). در حالت کلی، می‌توانیم مدل STR را به‌صورت زیر تعریف کنیم که در واقع حالت خاصی از مدل (۱) است:

$$\begin{aligned} y_t &= \varphi' z_t + \theta' z_t G(\gamma, c, s_t) + \varepsilon_t \\ &= \{\varphi + \theta G(\gamma, c, s_t)\} z_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \ldots, T \end{aligned} \qquad (۲)$$

که در آن، z_t را ازمعادله (۱) به‌دست آورده و $\varphi = (\varphi_0, \varphi_1, \ldots, \varphi_m)'$ و $\theta = (\theta_0, \theta_1, \ldots, \theta_m)'$ بردارهای پارامتری و $\varepsilon_t \approx iid(0, \sigma^2)$ می‌باشند. در تابع انتقال $G(\gamma, c, s_t)$ ، γ پارامتر شیب و $c = (c_1, \ldots, c_k)'$ یک بردار از پارامترهای مکانی است که $c_1 \le \ldots \le c_k$ تابع انتقال یک تابع کراندار از متغیرهای انتقال s_t است که در تمام نقاط در فضای پارامترها و مقادیر پیوسته است. معادله (۳) را می‌توان به‌عنوان یک مدل خطی با ضرایب مختلف زمانی و تصادفی

1. Smooth Transition Regression

$\varphi + \theta G(\gamma, c, s_t)$ تفسیر نمود که s_t تغییرات زمانی را کنترل می‌کند. شکل عمومی تابع انتقال در یک مدل لجستیک به‌صورت زیر است:

$$G(\gamma, c, s_t) = (1 + \exp\left\{-\gamma \prod_{k=1}^{K} (S_t - C)^K\right\})^{-1} \quad , \quad \gamma > 0 \qquad (۳)$$

از تلفیق معادله‌های (۳) و (۴) مدل STR لجستیک (LSTR)[1] حاصل می‌شود که بیشترین حالت‌های ممکن برای k, k=1 و k=2 است. زمانی‌که k=1 است، مدل به مدل LSTR1 تبدیل می‌شود. در این مدل پارامترهای $\varphi + \theta G(\gamma, c, s_t)$ به‌طور یکنواخت به‌صورت تابعی از s_t از مقادیر φ تا $\varphi + \theta$ تغییر می‌کند و این مدل قادر به تشخیص رفتار نامتقارن می‌باشد. به‌عنوان مثال، فرض کنید s_t مراحل ادوار تجاری را اندازه‌گیری می‌کند، مدل LSTR1 می‌تواند فرایندهایی که پویایی آنها در مسیرهای رونق متفاوت از مسیرهای رکود است را توضیح دهد و نشان دهد که انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به‌صورت ملایم صورت می‌گیرد و اگر k=2 باشد مدل به مدل LSTR2 تبدیل می‌شود که در این مدل پارامترهای $\varphi + \theta G(\gamma, c, s_t)$ به‌صورت قرینه اطراف نقطه میانی $(c_1 + c_2)/2$ تغییر می‌کنند و مقدار مینیمم تابع لجستیک در بازه (۱/۲و۰) قرار می‌گیرد. زمانی‌که $\gamma \to \infty$ مقدار پارامتر به سمت صفر میل می‌کند و هرگاه $c_1 = c_2$ و $\gamma < \infty$ مقدار مینیمم مساوی ۱/۲ می‌شود. پارامتر γ شیب را کنترل می‌کند و c_1 و c_2 مکان تابع انتقال را نشان می‌دهند. این مدل مربوط به مواقعی است که حرکت و پویایی‌های مکانی فرایند تعدیل در مقادیر کم و زیاد s_t مشابه و در مقادیر متوسط آن متفاوت است. زمانی‌که $\gamma = 0$ باشد، تابع انتقال $G(\gamma(c, s_t) = \frac{1}{2}$ خواهد شد، بنابراین مدل STR به مدل خطی تبدیل می‌شود و از سوی دیگر زمانی‌که $\gamma \to \infty$ مدل STR به مدل SR[2] تبدیل می‌شود. در مدل LSTR2 زمانی‌که $\gamma \to \infty$ میل کند مدل به SR با سه رژیم تبدیل می‌شود که دو رژیم بیرونی یکسانند و رژیم میانی متفاوت از آن دو است. نوع دیگر از مدل LSTR2 مدل STR نمایی است (ESTAR)[3] که تابع انتقال آن به‌صورت زیر است:

1. Logistic Smooth Transition Regression
2 Switching Regression
3. Exponential Smooth Transition Autoregressive

$$G(\gamma,c,s_t)=1-\exp\{-\gamma(s_t-c)^2\}\ ,\quad \gamma>0 \qquad (۴)$$

اگر x_t را از معادله (۳) حذف کنیم و $s_t=y_{t-d}$ یا $s_t=\Delta y_{t-d}$ و $d>0$ باشد مدل STR به مدل یک متغیره STAR تبدیل می‌شود. مدل‌های LSTAR در مطالعات سری زمانی توسط چان و تونگ در سال ۱۹۹۸ معرفی شد که توزیع نرمال تجمعی را به‌عنوان تابع انتقال در نظر گرفته بودند. مدل‌های یک متغیره STAR به دفعات در مدلسازی رفتار نامتقارن متغیرهای اقتصاد کلان مانند تولید صنعتی و نرخ بیکاری یا رفتار غیرخطی تورم به‌کار رفته‌اند (بوتاهار و آن‌پگون، ۲۰۰۸).

٤. روش تحقیق

در این تحقیق داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده طی سال‌های (۱۳۸۶- ۱۳۴۱) که شامل ۵۲۰ داده است از بانک نرم‌افزاری IFS [1] استخراج شده است. با استفاده از نرم‌افزار Eviews و انجام آزمون‌های Ng, Perron و KPSS برای بررسی فرضیه ریشه واحدبودن نرخ تورم و از نرم‌افزار JMulti برای مدلسازی نرخ تورم و بررسی پایداری نرخ تورم استفاده شده است. در ادامه، مقاله به تشریح هریک از آزمون‌های فوق می‌پردازیم.

٤-١. آزمون ریشه واحد [2]

برای آزمون ریشه واحد بودن نرخ تورم نمی‌توان از روش‌های آزمون ریشه واحد سنتی مبتنی بر مدل‌های خطی استفاده نمود، چراکه این مدل‌ها از دو جهت مشکل‌سازند. نخست اینکه ممکن است فرضیه H0 (مبتنی بر مانایی) پذیرفته شود، زمانی‌که پارامتر خودرگرسیونی نزدیک به واحد است و دوم اینکه زمانی‌که خطاهای یک فرایند میانگین متحرک نزدیک به یک هستند معیار اطلاعات باعث انتخاب طول وقفه کوتاهتر از مقدار مورد نیاز می‌شود. به‌منظور جلوگیری از این مشکلات پرون (۲۰۰۱) یک معیار اطلاعات تصحیح‌شده را پیشنهاد می‌دهند که این معیار یک روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته جهت ارائه روشی برای غلبه بر

1. International Financial Statistics
2. Unit Root Test

مشکلات فوق است (مورل و گوستاس، ۲۰۰۹). بنابراین آنها آزمون‌های ریشه واحد زیر را انجام دادند:

- MZ_α و MZ_t که حالت‌های اصلاح شده آزمون‌های فیلیپس (۱۹۸۷) و فیلیپس- پرون (۱۹۸۸) یعنی Z_α و Z_t هستند.
- MSB که با آزمون R_1 ارائه‌شده توسط Bhargava (۱۹۸۶) ارتباط دارد.
- MP_t که یک حالت اصلاح‌شده از آزمون نقطه بهینه Elliot و دیگران است.

نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۱) ارائه شده است. بر اساس نتایج آزمون فوق فرضیه ریشه واحد بودن نرخ تورم ماهانه رد نمی‌شود، بنابراین بر اساس الگوی ریشه واحد فرضیه پایداری نرخ تورم ماهانه ایران تأیید می‌شود. البته نمی‌توان بر اساس این یافته پایداری تورم ایران را به‌طور محلی تأیید نمود، همچنین به‌منظور اطمینان بیشتر از ریشه واحد بودن نرخ تورم ماهانه آزمون KPSS[1] نیز صورت پذیرفت که در این آزمون نیز فرض ریشه واحد بودن (پایداری) نرخ تورم ماهانه در ایران به‌طور کلی تأیید می‌شود (جدول ۲). در ادامه، با استفاده از الگوهای STAR پایداری را به‌طور دقیق‌تر و به‌صورت محلی مورد بررسی قرار می‌دهیم.

٤-۲. مدلسازی STAR

در این بخش برای بررسی پویای‌های نرخ تورم از الگوهای LSTAR استفاده شده است که به‌صورت زیر طراحی می‌شوند:

(۵)

$$\mathbf{q_t = k + \sum_{j=1}^{p} \pi_j q_{t-j} + (k^* + \sum_{j=1}^{p} \pi_j^* q_{t-j}) \times \left\{1 + \exp\left[-\gamma(q_{t-d} - c^*)\right]\right\}^{-1}} \qquad \textbf{LSTAR1}$$

(۶)

$$\mathbf{q_t = k + \sum_{j=1}^{p} \pi_j q_{t-j} + (k^* + \sum_{j=1}^{p} \pi_j^* q_{t-j}) \times \left\{1 + \exp\left[-\gamma(q_{t-d} - c^*)^2\right]\right\}^{-1}} \qquad \textbf{LSTAR2}$$

1. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Test Statistic

در معادلـــه‌هـــای فـــوق، q نـــرخ تـــورم و $F(q_{t-d}) = 1 + \exp\left[-\gamma(q_{t-d} - c^*)^2\right]$ و $F(q_{t-d}) = 1 + \exp\left[-\gamma(q_{t-d} - c^*)\right]$ توابع انتقال (معادل بخش غیرخطی مدل) می‌باشند. نخستین فرضیه‌ای را که می‌بایست مورد آزمون قرار دهیم آزمون خطی بودن است. در معادله (۴) زمانی‌که $\gamma = 0$ باشد مدل به یک مدل خطی تبدیل خواهد شد، بنابراین فرضیه خطی بودن را می‌توان به‌صورت $H_0 : \gamma = 0$ بیان نمود. تراسویرتا (۱۹۹۸) برای آزمون فرضیه خطی بودن در مقابل فرضیه LSTAR یک قاعده تصمیم‌گیری به شرح زیر ارائه داده است:

- تخمین حداقل مربعات معمولی(OLS) رگرسیون کمکی

$$y_t = \beta_0' z_t + \sum_{j=1}^{3} \beta_j' \overline{z_t} s_t^j + u_t^* \qquad (۷)$$

- آزمون فرضیه صفر

$$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0 \qquad (۸)$$

این فرضیه، فرضیه صفر خطی بودن است؛ یعنی در صورتی‌که این فرضیه رد شود فرض خطی بودن مدل صادق نخواهد بود.

- استفاده از آزمون F معمولی به‌عنوان تقریبی از آزمون ضریب لاگرانژ به‌دلیل توان آزمون بالای آن (در نتایج نهایی F نشان‌دهنده این آزمون است).

- انتخاب متغیر انتقال: تمام متغیرهای انتقال بالقوه را که شامل متغیر وابسته، متغیرهای مستقل (شامل وقفه‌های متغیر وابسته) می‌شود در نظر می‌گیریم و آزمون فوق را انجام می‌دهیم. هر متغیری که قوی‌ترین آزمون در رد فرضیه صفر خطی بودن را ارائه داد به‌عنوان متغیر انتقال در نظر می‌گیریم که در نتایج نهایی با علامت * مشخص می‌شود.

- انتخاب نوع مدل از میان LSTAR1 و LSTAR2 با فرض رد خطی بودن مدل: زمانی‌که خطی بودن مدل رد شد می‌بایست از بین مدل‌های LSTAR1 و LSTAR2 مدلی را که تصریح‌کننده بهتری است انتخاب کنیم. اساس تصمیم‌گیری آزمون (۳) فرضیه زیر است:

$$F4 = \text{test } H_{04}: \beta_3 = 0$$
$$F3 = \text{test } H_{03}: \beta_2 = 0 \,|\, \beta_3 = 0$$
$$F2 = \text{test } H_{02}: \beta_1 = 0 \,|\, \beta_2 = \beta_3 = 0 \qquad (۹)$$

این آزمون‌ها در مورد رگرسیون کمکی (۴) نیز صورت می‌گیرد. در نتایج نهایی احتمال آزمون‌های فوق به‌ترتیب با نام F4، F3 و F2 آمده است. با فرض رد خطی بودن مدل می‌توان فرایند تخمین مدل غیرخطی را ادامه داد. در ادامه، یک تحقیق شبکه‌ای[1] برای تخمین مقادیر اولیه γ و c صورت می‌گیرد. در الگوریتم تخمین پارامترهای مدل‌های غیرخطی STR پیدا کردن مقادیر اولیه صحیح از اهمیت بالایی برخوردار است. تحقیق شبکه‌ای یک شبکه خطی برای c و یک شبکه خطی- لگاریتمی برای γ ایجاد می‌کند، سپس برای هر مقدار از γ و c مجموع مربعات باقیمانده تخمین زده می‌شود و سرانجام مقادیری که با حداقل مجموع مربعات مطابقت داشته باشد به‌عنوان مقادیر اولیه در نظر گرفته می‌شود. پس از اینکه مقادیر اولیه برآورد شدند با استفاده از الگوریتم نیوتون- رافسون پارامترهای مدل به روش حداکثرسازی تابع حداکثر راستنمایی شرطی تخمین زده می‌شود.

۵. تخمین مدل

نخستین مرحله تصریح مدل STAR انتخاب مدل AR خطی برای تفاضل[2] نرخ تورم ماهانه است، بنابراین ابتدا بخش خطی مدل یعنی AR(p) را در چارچوب مدل VAR با به‌دست آوردن تعداد وقفه‌های بهینه از طریق معیارهای آکاییک، شوارتز و حنان-کویین تصریح می‌کنیم. ابتدا رتبه وقفه برای تصریح مدل بین ۱ تا ۲۰ که از طریق نرم‌افزار انتخاب می‌شود را مورد بررسی قرار می‌دهیم. نتایج به‌دست آمده برای معادله (۶) به‌صورت زیر (معادله ۱۰) است (اعداد داخل پرانتز نمایانگر آماره t است):

1. Grid search

۲. با استفاده از آزمون‌های مانایی مشخص شد که تفاضل نرخ تورم ماهانه مانا است، بنابراین برای تصریح مدل از تفاضل آن استفاده شده است.

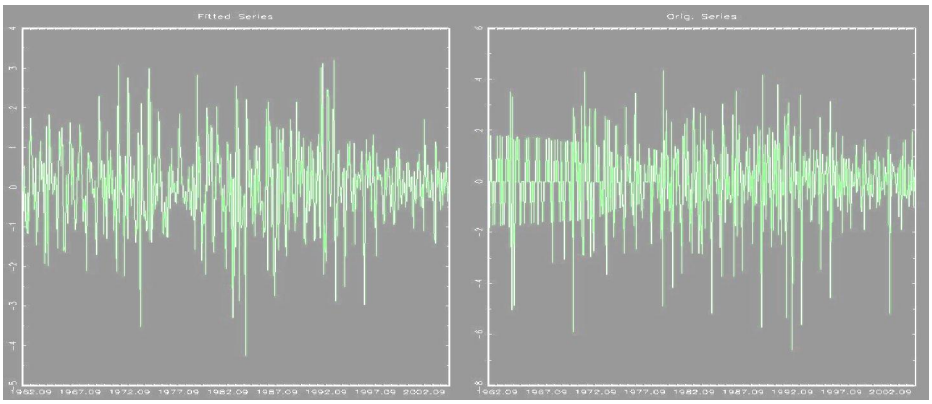
$$p_t = \underset{(6.7)}{0.12} + \underset{(-2.4)}{0.3}p_{t-1} - \underset{(2.1)}{0.11}p_{t-5} + \underset{(3.9)}{0.9}p_{t-8} + \underset{(6.2)}{0.17}p_{t-11} + \underset{(-1.8)}{0.28}p_{t-12} - 0.08p_{t-15} \qquad (۱۰)$$

پس از تصریح بخش خطی مدل رگرسیون کمکی (۷) را ساخته و فرضیه صفر (F2) را مبنی بر خطی بودن مدل مورد آزمون قرار می‌دهیم که نتایج آزمون در جدول (۳) آمده است. شایان ذکر است مقادیری که در جدول آمده است میزان آماره F نیست، بلکه میزان احتمال آماره F است. ستون اول متغیر انتقال را نشان می‌دهد و ستون دوم احتمال آزمون F فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن مدل است. به ازای هر یک از متغیرهای بالقوه روند این آزمون محاسبه شده است. آزمون‌های F4، F3 و F2 آزمون فرضیات بند (۵) روش تصمیم‌گیری تراسویرتا هستند. همانگونه که مشاهده می‌شود فرض خطی بودن مدل به‌شدت رد شده است و فرضیه مقابل آن یعنی وجود انتقال ملایم پذیرفته می‌شود. بر اساس آنچه در بخش مدلسازی الگوی استار توضیح داده شد و با استفاده از نرم‌افزار JMulti که مراحل تعیین و تخمین مدل از طریق نرم‌افزار صورت می‌پذیرد به تشریح مدل می‌پردازیم. بر این اساس، تخمین معادله (۵) (معادله ۱۰) بر اساس الگوی LSTAR1 به شرح زیر است که نتایج کلی آن در جدول (۴) آمده است. (اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده مقادیر آماره t مربوط به معناداری ضرایب می‌باشد).

(۱۱)

$$p_t = \underset{(0.7)}{0.04} - \underset{(-12.1)}{0.5}p_{t-1} - \underset{(-6.9)}{0.3}p_{t-2} - \underset{(-3.4)}{0.1}p_{t-3} - \underset{(-3.1)}{0.1}p_{t-4} - \underset{(-4.8)}{0.2}p_{t-5} + \underset{(3.05)}{0.13}p_{t-11} + \underset{(9.7)}{0.44}p_{t-12} + \underset{(8.2)}{0.41}p_{t-13} + \underset{(4.6)}{0.25}p_{t-14} + \left(\underset{(-1.4)}{-1.06} - \underset{(-2.6)}{1.1}p_{t-3} + \underset{(0.23)}{0.6}p_{t-11} - \underset{(3.2)}{0.14}p_{t-13} + \underset{(2.2)}{1.1}p_{t-16} + \underset{(2.07)}{0.7}p_{t-20}\right) \times \left\{1 + \exp\left[-\underset{}{6.9}(q_{t-14} - 2.5)\right]\right\}^{-1}$$

مدل LSTAR تخمین زده شده با استفاده از آزمون‌های تصریح مدل (آزمون خودهمبستگی جملات اخلال، نرمال بودن جملات اخلال و آماره ضریب تعیین) مورد ارزیابی قرار گرفته که نشان از مدلسازی مناسب می‌باشند. نمودار (۱) مقایسه بین مقدار واقعی و مقدار برازش‌شده است. حال برای تجزیه‌وتحلیل بیشتر مدل به اجزای مربوط به تابع انتقال آن توجه می‌کنیم.



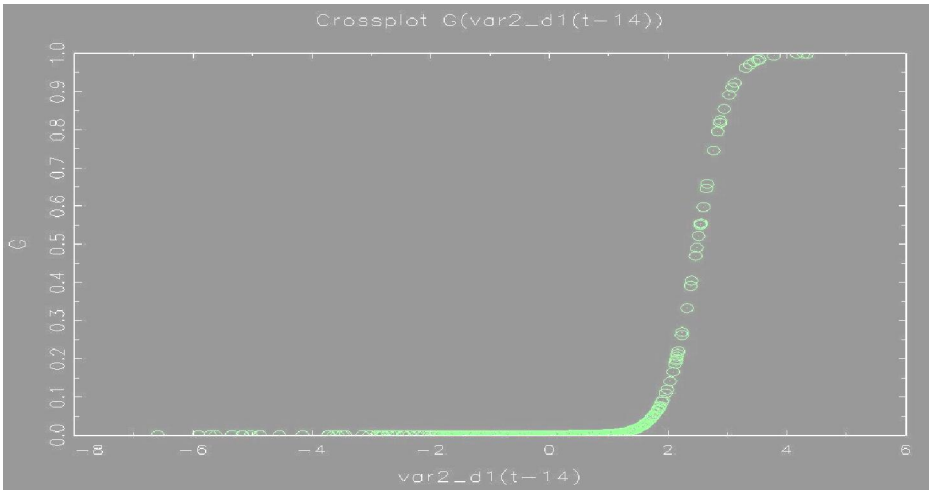
نمودار ۱. نمودار سمت راست مقادیر واقعی و نمودار سمت چپ مقادیر برازش شده

۵-۱. تحلیل پارامترهای مدل

پارامتر تخمین زده شده برای تعیین حد آستانه‌ای دو رژیم در مدل STAR (پارامتر C) توزیع نرخ‌های تورم مشاهده‌شده را بین دو رژیم حدی بالا و پایین تعیین می‌کند. در مواردی‌که این مقدار آستانه‌ای نزدیک به میانگین نمونه‌ای نرخ‌های تورم باشد حاکی از توزیع متقارن مشاهدات حول آستانه است و در مواردی‌که حد آستانه‌ای از میانگین نمونه‌ای فاصله می‌گیرد توزیع مشاهدات نامتقارن بوده و تمایل به قرارگرفتن در نرخ‌های تورم بالا یا نرخ‌های تورم پایین وجود خواهد داشت. همانطور که از معادله (۱۲) مشخص است مقدار حد آستانه‌ای نرخ تورم ماهانه ۲/۵ درصد به‌دست آمده است، در حالی‌که متوسط نرخ تورم ماهانه دوره مورد مطالعه ۱/۰۲ بوده است. فاصله زیاد حد آستانه‌ای نرخ تورم ماهانه از میانگین نرخ تورم ماهانه نشان‌دهنده این است که از یک سو تورم تمایل بیشتر به قرار گرفتن در رژیم پایینی دارد و از سوی دیگر نرخ تورم به سمت نرخ‌های بالاتر از میانگین (۱/۰۲) و تا حد آستانه‌ای ۲/۵ درصد گرایش دارد.

پارامتر گاما (γ) نشان‌دهنده شدت انتقال بین دو رژیم است. هر چه پارامتر انتقال بزرگتر باشد انتقال بین رژیم‌ها با سرعت بیشتری صورت می‌گیرد و در این صورت تابع انتقال بیشتر مقادیر صفر و یک را به خود می‌گیرد، اما زمانی‌که پارامتر انتقال کوچک است انتقال بین رژیم‌ها به‌صورت ملایم است و تابع انتقال هر مقداری بین صفر و یک می‌تواند به خود گیرد. در مورد ایران بر اساس نتایج به‌دست آمده پارامتر گاما عدد نسبتاً بزرگی (γ=۶/۸) است که

حاکی از سرعت انتقال متوسط بین رژیم‌ها است و بیشتر مقادیر صفر را به خود گرفته است. البته این موضوع در نموار تابع انتقال نیز مشخص است (نمودار ۲).



نمودار ۲. تابع انتقال مدل LSTAR

۵-۲. بررسی پویایی‌های محلی

برای بررسی پویایی‌های محلی دو رژیم حدی بالا و پایین تورم را مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌دهیم. مدل LSTAR تخمین زده شده با فرض درنظرگرفتن دو رژیم حدی به‌صورت یک معادله تفاضلی خطی در می‌آید. برای بررسی پویایی‌های آن کافی است که معادله مشخصه این معادله تفاضلی را به‌دست آورد، سپس ریشه مشخصه‌های آن را استخراج کنیم. دو حالت حدی برای تابع LSTAR با دادن مقادیر حدی به تابع انتقال (دامنه تغییرات تابع لجستیک بین صفر و یک است) به‌دست می‌آید. از این‌رو، F (تابع انتقال) را یک بار برابر با صفر در نظر می‌گیریم. در این حالت بخش غیرخطی برابر صفر و تنها بخش خطی مدل باقی می‌ماند، سپس ریشه‌های قسمت خطی معادله LSTAR را به‌دست می‌آوریم. یک بار نیز F را برابر یک قرار داده و فرایند بالا را تکرار می‌کنیم. البته در این حالت ضرایب متغیرهای که دارای وقفه‌های یکسانی در قسمت خطی و غیرخطی مدل هستند با هم جمع می‌شوند. در مورد هر دو تابع قدر مطلق بزرگترین ریشه، ریشه غالب است و می‌تواند رفتار بلندمدت سری را تبیین نماید (مورل و گوستاس، ۲۰۰۹ و اندرس و والتر، ۱۹۴۸). اگر ریشه‌های غالب کمتر از یک باشند نشان از

پایداری مدل LSTAR دارد، در این حالت نرخ تورم زمانی‌که در رژیم‌های پایینی یا بالایی قرار گیرد تمایل دارد که در همان رژیم باقی بماند و یک شوک برون‌زا مورد نیاز است تا نرخ تورم از یک رژیم به رژیم دیگر منتقل شود. نتایج حاصل از تخمین معادله‌های تفاضلی و استخراج ریشه‌های آن حاکی از آن است که ریشه غالب در حالت F=0 کمتر از یک (۰/۹۶) و در حالت F=1 بزرگتر از یک (۱/۶) است، بنابراین در رژیم پایینی پایداری و در رژیم بالایی ناپایداری وجود دارد، بنابراین مادامی‌که نرخ تورم در رژیم پایینی (کمتر از ۲/۵ درصد) قرار دارد پایداری مدل باعث می‌شود که تورم تمایل به تغییر و جابجایی نداشته باشد، مگر اینکه شوک برون‌زایی به مدل وارد شود، اما زمانی‌که تورم در رژیم بالایی قرار دارد یعنی تورم بالاتر از ۲/۵ درصد ماهانه باشد ناپایداری مدل حاکی از آن است که تورم تمایل به بازگشت به رژیم پایینی دارد. بنابراین می‌توان گفت تورم ماهانه در ایران به‌صورت محلی در رژیم پایینی پایدار و رژیم بالایی ناپایدار بوده اما به‌صورت کلی پایدار می‌باشد، به گونه‌ای که بلافاصله بعد از اینکه تورم از ۲/۵ درصد بالاتر رود ریشه انفجاری معادله باعث می‌شود معادله به‌صورت محلی ناپایدار شود و نرخ تورم به سطح نرخ‌های متوسط بازگردد. نتایج فوق بر این واقعیت تأکید دارد که در دو رژیم حدی مشاهده‌ها به‌صورت متقارن توزیع نگردیده است. همانطور که از نمودار تابع انتقال (نمودار ۲) مشخص است مشاهدات در رژیم بالا اندک و بیشتر مشاهده‌ها در رژیم پایینی قرار گرفته است که این مدل نشان‌دهنده ناپایداری محلی است و تورم ماهانه تمایل به قرار گرفتن در مقادیر پایین‌تر از ۲/۵ درصد دارد.

٦. تحلیل نتایج تحقیق

از آنجا که متوسط نرخ تورم ماهانه در ایران ۱/۰۲ است و کمتر از مقدار آستانه‌ای می‌باشد، بنابراین نرخ تورم در وضعیت پایدار قرار دارد و به گونه‌ای است که تمایل به ماندن در وضعیت جاری دارد، بنابراین اجرای سیاست‌های پولی و مالی تا زمانی‌که نرخ تورم پایین‌تر از ۲/۵ درصد باقی بماند می‌تواند در جهت تثبیت نرخ تورم مؤثر باشد. به عبارت دیگر، دولت می‌بایست سیاست‌های پولی و مالی خود را در جهت کاهش یا تثبیت نرخ تورم زمانی اعمال نماید که نرخ تورم کمتر از مقدار آستانه‌ای باشد، در صورتی‌که نرخ‌های تورم بالاتر از مقدار آستانه‌ای باشد که در برخی ماه‌های سال این اتفاق می‌افتد و با توجه به برگشت‌پذیری سریع

نرخ تورم (با توجه به سرعت نرخ تعدیل، ۶/۸=γ) ضرورتی به اجرای سیاست‌های کنترلی دولت نیست و به‌صورت خودکار نرخ تورم به پایین‌تر از مقدار ۲/۵ کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، نرخ تورم در ایران در مقادیر بالاتر از ۲/۵ پایدار نیست، در صورتی‌که پایین‌تر از آن پایدار است. البته ممکن است این وضعیت ناشی از سیاست‌های پولی و مالی دولت باشد که مقدار آستانه‌ای تورم را در ایران در حد ۲/۵ درصد تثبیت کرده است، بنابراین با اجرای سیاست‌های هدفگذاری تورم توسط بانک مرکزی می‌توان مقدار آستانه‌ای تورم را در ایران به مقدار پایین‌تری کاهش داد. نکته کلیدی این است اگر در برخی مواقع نرخ تورم بالاتر از ۲/۵ باشد نباید شتابزده در جهت کاهش آن از سیاست‌های پولی و مالی استفاده نماییم، بلکه می‌بایست در زمان مناسب و زمانی‌که نرخ تورم به حالت پایدار است از سیاست‌های لازم استفاده نماید.

۷. نتیجه‌گیری

تورم از مشکلات اساسی در بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه است، به طوری‌که سطوح بالای تورم باعث کاهش رشد، تخصیص نادرست منابع و بی‌نظمی در قیمت‌های نسبی می‌گردد. این مقاله با هدف افزایش ادبیات تجربی در رابطه با پایداری تورم در ایران با استفاده از مدل‌های غیرخطی انجام یافت. تحلیل پایداری بر اساس آزمون ریشه واحد حاکی از وجود ساختار پایدار بلندمدت نرخ تورم ماهانه در اقتصاد ایران است، در حالی‌که با به‌کارگیری الگوی STAR نشان می‌دهد که به‌صورت محلی ناپایدار است، به طوری‌که در رژیم پایینی (کمتر از ۲/۵ درصد) پایدار و در رژیم بالایی ناپایدار است. علاوه بر این، بر اساس نتایج الگوی استار در اقتصاد ایران نرخ تورم به‌سرعت از وضعیتی به وضعیت دیگر انتقال می‌یابد و هرگاه مقادیر بسیار بزرگ تورم (تورم بالاتر از ۲/۵ درصد ماهانه) را برای یک دوره تجربه می‌نماید برای مدت طولانی شاهد این نرخ‌های تورم بالا نبوده و نرخ تورم به سرعت به مقادیر تعادلی پایین‌تر باز می‌گردد، در حالی‌که اگر نرخ تورم کمتر از این مقدار باشد پایداری تورم باعث می‌شود که نرخ تورم با ماندگاری همراه باشد. یافته‌های کلیدی این تحقیق را می‌توان به این صورت بیان نمود: نخست اینکه مقدار آستانه‌ای تورم در ایران بسیار بالاست که این معلول سیاست‌های پولی و مالی انبساطی دولت‌ها در دوره‌های مختلف است که سبب شد تورم

آستانه‌ای به‌شدت افزایش یابد و از سوی دیگر نرخ تورم آستانه‌ای ۲/۵ درصد در ماه نشان می‌دهد که کشور کاملاً از وضعیت تورمی برخوردار است و لازم است سیاست‌های دولت در جهت کاهش نرخ تورم برنامه‌ریزی شود. نکته دوم اینکه زمانی‌که تورم به دلایل سیاست‌های داخلی کوتاه‌مدت یا شوک‌های برون‌زا به‌صورت بسیار کوتاه‌مدت افزایش می‌یابد ضرورتی به اعمال سیاست‌های کنترلی برای کاهش آن نیست، زیرا به هیچ‌وجه سودمند نیست و هزینه آن از منافعش بیشتر است و به‌صورت خودکار به مقادیر پایین‌تر از حد آستانه‌ای بازمی‌گردد، همچنین سیاست‌های دولت بدون هیچ اثربخشی می‌تواند پیامدهای منفی دیگری به‌دنبال داشته باشد، بنابراین پیشنهاد می‌شود دولت در نرخ‌های تورم بالا شتابزده عمل نکند و اجرای سیاست را به زمانی موکول کند که تورم در حالت پایدار قرار می‌گیرد و همچنین می‌توان در این زمان از سیاست‌های هدفگذاری تورم در جهت کاهش مقدار آستانه‌ای تورم استفاده نمود و به این ترتیب در یک بازه زمانی بلندمدت نرخ تورم را کاهش دهد.

منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی (۱۳۸۵)، " تحلیل تجربی تورم و قاعده سیاستگذاری پولی در ایران".

والتر، اندرس (۱۳۸۶)، *اقتصادسنجی سری زمانی با رویکرد کاربردی*، ترجمه مهدی صادقی، انتشارات دانشگاه امام صادق، جلد دوم.

Arango, L. E. & A. Gonz´alez (2001), "Some Evidence of Smooth Transition Nonlinearity in Colombian Inflation", *Applied Economics*, Vol. 33, PP. 155–162.

Byers, J. D. & D. Peel (2000), "Non-Linear Dynamics of Inflation in High Inflation Economies", The Manchester School, Vol. 68, PP. 23–37.

Brunner, Allan D. & Gregory D. Hess (1993), "Are Higher Levels of Inflation Less Predictable? A State-Dependent Conditionl Heteroscedasticity Approach", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 11, No. 2.

Bacon, D.W. & Watts (1971), Estimating the Transition between Two Interesting Straight Lines", *Biometrika*, Vol. 58, PP. 525-534.

Estefan´ıa Mourelle & Juan Carlos Cuestas (2009), "Inflation Persistence and Asymmetries: Evidence for African Countries.

Enders, Walter (1948), Applied Econometrics Time Series.

Faria, J. R. & F. G. Carneiro (2001), "Does High Inflation Affect Growth in the Long and Short Run?", *Journal of Applied Economics*, Vol. 4, PP. 89–105.

Frederique Bec, M.B.S. & Marine Carrasco (2004), "Detecting Mean Reversion in Real Exchange Rates from a Multiple Regime STAR Model", University of Rochester.

Gregoriou, A. & A. Kontonikas (2006), "Inflation Targeting and the Stationarity of Inflation: New Results from an ESTAR Unit Root Test", Bulletin of Economic Research, Vol. 58, PP. 309–322.

Grier, Kevin B. & J. Perry, Mark (1998), "On Inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries", *Journal of International Money and Finance*, Elsevier.

McCallum, B. (1988), "Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 29, PP. 173–203

Mohamed Boutahar, I. M. & Anne Peguin-Feisslle (2008), "A Fractionally Integrated Exponentiel Star Model Applied Exchange Rate", Hautes Etudes en Sciences Sociales Universités d'Aix-Marseille II et III, PP. 1-22.

Ng, S., Perron, P. & S. Ng (2001), "Lag Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, Vol. 69, PP. 1519–1554.

Taylor, J. B. (1985), "What Would Nominal GNP Targeting Do to the Business Cycle?",Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 22, PP. 61–84.

Ter Asvirta, T. (1998), "*Modeling Economic Relationships with Smooth Transition Regresions*", In Handbook of Applied Economic Statistics, Edited by A. Ullah and D. E. A.Giles, Marcel Dekker, New York, PP. 507–552.