

مجله علوم آماری، پاییز و زمستان ۱۳۸۸

جلد ۳، شماره ۲، ص ۱۷۳-۱۸۴

## مقایسه مدل‌های اتورگرسیو تبدلی مارکف و آستانه‌ای خود محرک برای نوسان‌های نرخ ارز ایران

حمیدرضا مصطفایی، مریم صفائی

گروه آمار، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران شمال

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۵/۲۵ تاریخ آخرین بازنگری: ۱۳۸۸/۱۲/۲۵

**چکیده:** در اوایل سال ۱۳۸۱ اعمال سیاست یکسان سازی نرخ ارز موجب کاهش شدید ارزش اسمی ریال ایران در برابر هر دلار آمریکا شد. لذا به علت وجود تغییرات ناگهانی و بزرگ نمی‌توان از سری‌های زمانی خطی برای مدل‌بندی نوسان‌های نرخ تغییرات ریال ایران در برابر دلار آمریکا استفاده نمود. در این مقاله مدل اتورگرسیو آستانه‌ای خود محرک و مدل اتورگرسیو تبدلی مارکف مورد مقایسه قرار گرفته و نشان داده خواهد شد که تنها مدل اتورگرسیو تبدلی مارکف توانایی نشان دادن رفتار نرخ تغییرات ریال ایران در برابر دلار آمریکا را دارد.

**واژه‌های کلیدی:** مدل اتورگرسیو تبدلی مارکف، مدل اتورگرسیو آستانه‌ای خودمحرک، نوسان‌های نرخ ارز ایران.

### ۱ مقدمه

در سال ۱۳۸۱ براساس سیاست‌های کلی برنامه سوم توسعه دولت، سیستم چند نرخ ارز حذف و با یکسان سازی نرخ ارز، سیستم تک نرخ جایگزین آن شد و

آدرس الکترونیک مسئول مقاله: حمیدرضا مصطفایی، h\_mostafaei@iau-tnb.ac.ir  
کد موضوع‌بندی ریاضی (۲۰۰۰): ۶۲M۱۰، ۶۲P۲۰ و ۶۲J۱۰

رژیم ارزی کشور نیز به «شناور مدیریت شده» تغییر یافت. دو هدف عمده از این تصمیم دولت کاهش نوسان‌های نرخ تغییرات ریال ایران در برابر پول خارجی و جلب اعتماد سرمایه‌گذاران خارجی برای سرمایه‌گذاری در ایران بود. از فواید این سیستم این بود که تأیید موسسه بیمه اروپا را در پی داشت و همچنین صندوق بین‌المللی پول این عمل را حرکتی در جهت ثبات اقتصادی در ایران دانست. این تصمیم موجب شد که نرخ تبدیل اقلام ارزی به ریال در بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در پایان سال ۱۳۸۰ معادل ۱۷۵۰ ریال در برابر دلار آمریکا بود که در پایان سال ۱۳۸۱ این رقم به ۸۰۸۳ ریال در برابر هر دلار آمریکا افزایش یافت. بنابراین برای مدل‌بندی نوسان‌های نرخ ارز ایران در ۱۴ سال اخیر، به دلیل این جهش ناگهانی و عظیم در سال مذکور، نمی‌توان از مدل‌های خطی سری‌های زمانی استفاده نمود. در این مقاله از دو مدل اتورگرسیو آستانه‌ای خود محرک<sup>۱</sup> (SETAR) و اتورگرسیو تبدلی مارکف<sup>۲</sup> (MSAR) برای مدل‌بندی نوسان‌های نرخ ارز ایران استفاده شده است. کرجر و کیوگنر (۱۹۹۳) مدل SETAR را برای بررسی رفتار سری‌های زمانی نرخ‌های ارز به کار بردند، به قسمی که اثرهای آستانه‌ای مدل‌شان به طور آماری معنی‌دار بودند. انگل و هامیلتون (۱۹۹۰) مدل تبدلی مارکف را برای بررسی نوسان‌های دلار استفاده کردند و نشان دادند که این مدل‌ها از قدم زدن‌های تصادفی بهتر پیش‌بینی می‌کنند. نتایجی از تحلیل‌های بولن و همکاران (۲۰۰۰) برتری مدل تبدلی مارکف را نسبت به مدل‌های دیگر سری‌های زمانی برای رفتار داینامیک‌هایی از نرخ ارز نشان داد. لی و چن (۲۰۰۶) در مورد استفاده مدل‌های تبدلی مارکف در پیش‌بینی نرخ ارز بحث کردند.

در هر دو مدل، SETAR و MSAR، با تغییر وضعیت رژیم‌ها پارامترهای مدل تغییر خواهند کرد. در مدل MSAR رژیم‌ها از یک فرایند مارکف تحویل‌ناپذیر تبعیت می‌کنند، که قابل مشاهده نیستند. در حالی که در مدل SETAR رژیم‌ها معلوم هستند و تغییر وضعیت رژیم‌ها وابسته به مشاهدات گذشته فرایند می‌باشد، در صورتی که در مدل MSAR تغییر وضعیت رژیم‌ها مستقل از گذشته

<sup>۱</sup> Self-Exciting Threshold Autoregressive

<sup>۲</sup> Markov switching Autoregressive

ح. مصطفایی، م. صفائی: برتری مدل اتورگرسیو تبدلی مارکف در نوسان‌های نرخ ارز ۱۷۵

مشاهدات می‌باشد. نتایج به دست آمده در این مقاله برای بررسی نوسان‌های نرخ تغییرات ریال ایران در برابر هر دلار آمریکا حاکی از برتری مدل MSAR به مدل SETAR می‌باشد. همه ضرائب برآورده شده توسط مدل MSAR به طور آماری در هر سطح معنی‌داری متعارف معنی‌دار می‌باشند، در حالی که در SETAR چنین نیست. همچنین مقدار AIC مدل MSAR کمتر از SETAR و مدل اتورگرسیو خطی می‌باشند. در بخش ۲ مدل‌های SETAR و MSAR معرفی می‌شوند. در بخش ۳ نتایج تجربی برای نوسان‌های نرخ ارز ایران ارائه می‌شوند. در آخر به بحث و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

## ۲ مدل‌های اتورگرسیو

در این بخش، مدل اتورگرسیو آستانه‌ای خود محرک و مدل اتورگرسیو تبدلی مارکف معرفی می‌شوند.

### ۱.۲ مدل اتورگرسیو آستانه‌ای خود محرک

مدل SETAR توسط تونگ (۱۹۹۰) به صورت

$$y_{t+s} = \begin{cases} A_1 + A_{10}y_t + A_{11}y_{t-d} + \dots + A_{1L}y_{t-(L-1)d} + \varepsilon_{t+s}, & Z_t \leq r \\ A_2 + A_{20}y_t + A_{21}y_{t-d} + \dots + A_{2L}y_{t-(L-1)d} + \varepsilon_{t+s}, & Z_t > r \end{cases} \quad (1)$$

معرفی شد، که در آن  $Z_t = y_{t-d}$ ،  $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2)$  متغییر آستانه‌ای،  $\delta$  عددی صحیح بین صفر و  $m-1$  و  $m$  تعداد تأخیرها است. در مدل (۱) مقدار  $r$  نامعلوم است و از طریق برازش‌های مختلف به مدل و انتخاب بهترین برازش مقدار آن برآورد می‌شود. یک مدل SETAR مرتبه اول با دو رژیم در نظر بگیرید، رژیم‌ها به صورت

$$s_t = \begin{cases} 1 & Z_t \leq r \\ 2 & Z_t > r \end{cases}$$

تعریف می‌شوند به طوری که  $s_t$  از یک فرایند مارکف مرتبه اول با ماتریس تغییر وضعیت معلوم  $\xi$  به صورت

$$\xi = \begin{pmatrix} \varphi(r_1) & 1 - \varphi(r_1) \\ \varphi(r_2) & 1 - \varphi(r_2) \end{pmatrix}$$

است، که در آن  $\varphi(\cdot)$  توزیع نرمال استاندارد و  $r_k = ((r - \mu_k)/\sigma_k^2)$  است، به طوری که  $\mu_1$  و  $\mu_2$  به ترتیب میانگین مشاهدات در رژیم‌های اول و دوم هستند.

## ۲.۲ مدل اتورگرسیو تبدلی مارکف

فرض کنید یک مسئله اقتصادی خاص از یک مدل اتورگرسیو تبعیت می‌کند. هرگاه در این مدل دچار یک جهش ناگهانی و بزرگ باشیم بدیهی است که اگر یک مدل اتورگرسیو خطی یکبار برای قبل و یکبار برای بعد از این جهش برآزش داده شود، پارامترهای برآورد شده آنها با هم فرق خواهند داشت. به عبارت دیگر، ممکن است مدل اتورگرسیو برآزش شده قبل از جهش در میانگین، واریانس و حتی ضرائب تأخیرها با مدل اتورگرسیو برآزش شده بعد از جهش به کلی با هم متفاوت باشند. بنابراین اگر یک مدل برای این مسئله اقتصادی در یک بازه زمانی که شامل این جهش می‌باشد برآزش داده شود، دیگر مدل‌های اتورگرسیو خطی مناسب نخواهند بود. برای حل این مشکل، هامیلتون (۱۹۸۹) مدل اتورگرسیو تبدلی مارکف با دو رژیم و مرتبه  $q$  را برای  $t = 1, \dots, T$  به صورت

$$y_t = \begin{cases} A_1 + A_{11}y_{t-1} + \dots + A_{q1}y_{t-q} + \varepsilon_t, & s_t = 1 \\ A_2 + A_{12}y_{t-1} + \dots + A_{q2}y_{t-q} + \varepsilon_t, & s_t = 2 \end{cases} \quad (2)$$

تعریف کرد، که در آن  $\varepsilon_t | s_t \sim NID(0, \sigma_{s_t}^2)$  می‌باشد. در مدل (۲) متغیر وابسته  $y_t$  مشروط به حالت مشاهده نشده  $s_t$  است. در مدل (۲) با تغییر حالت، پارامترهای مدل تغییر می‌کنند که تبدل در رژیم‌ها (یا همان حالت‌ها) با احتمال‌های تغییر وضعیت به صورت  $p_{ij} = Pr(s_t = j | s_{t-1} = i)$  تبعیت می‌کنند. بنابراین احتمال تغییر رژیم فقط به واسطه اخیرترین رژیم به گذشته وابسته است، لذا بدیهی است

ح. مصطفایی، م. صفائی: برتری مدل اتورگرسیو تبدلی مارکف در نوسان‌های نرخ ارز ۱۷۷

که  $s_t$  در مدل (۲) از یک زنجیر مارکف دو حالتی با ماتریس احتمال‌های تغییر وضعیت به صورت

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{pmatrix}$$

تبعیت می‌کند. شرط ارگودیک و تحویل‌ناپذیری برای  $s_t$  ضروری است. به عنوان مثال اگر  $p_{22} = 1$ ، با توجه به اینکه  $p_{12} + p_{22} = 1$  داریم  $p_{12} = 0$ . بنابراین اگر یک بار فرایند وارد حالت (۲) بشود دیگر نمی‌تواند از آن به حالت (۱) برود، که این متناقض با مدل‌های اقتصادی است چون در مدل‌های اقتصادی هر چقدر هم که جهش بزرگ باشد، ماندگار نخواهد بود. بنابراین باید  $p_{11} < 1$  و  $p_{22} < 1$  تا زنجیر مارکف تحویل‌ناپذیر باشد. اما لزوم شرط ارگودیک برای  $s_t$  خارج از بحث این مقاله است. پارامترهای مدل از طریق ماکسیمم‌سازی تابع لگاریتم درست‌نمایی قابل حصول هستند. برای به دست آوردن تابع لگاریتم درست‌نمایی به مقادیر مشاهده نشده  $s_t$  نیاز داریم. بدین منظور هامیلتون با استفاده از صافی تکراری، احتمال‌های صافی شده که مربوط به استنباط‌هایی درباره  $s_t$  مشروط به اطلاعات تا زمان  $t$  را بدست آورد. بعد از بدست آوردن احتمال‌های صافی شده، با استفاده از استنباط‌هایی درباره  $s_t$  مشروط به همه اطلاعات در نمونه احتمال‌های هموار شده را محاسبه کرد.

### ۳ نتایج تجربی از نوسان‌های نرخ ارز ایران

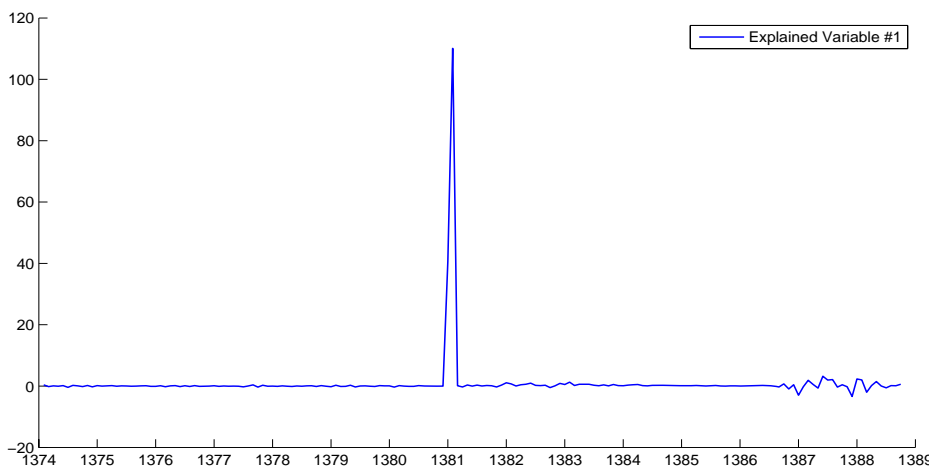
در این تحقیق نرخ ماهانه تغییرات ریال ایران در برابر هر دلار آمریکا طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۷۴ از آمار مالی بین‌المللی *IFS* مربوط به صندوق بین‌المللی پول در نظر گرفته شده است. متغیر تحت بررسی درصد تغییرات لگاریتم نرخ ارز به صورت  $y_t = 100 \times [\ln(r_t) - \ln(r_{t-1})]$  است، که در آن  $r_t$  نرخ ماهانه رسمی ریال ایران در برابر هر دلار آمریکا می‌باشد. این بررسی نشان دهنده یک جهش بزرگ و قابل توجه در اوایل سال ۱۳۸۱ است که به علت یکسان‌سازی نرخ ارز ایران روی داده است، که در شکل ۱ به خوبی این جهش نمایان است. در مابقی زمان‌ها نوسان‌های نرخ ارز دارای جهش قابل توجهی در مقایسه با سال ۱۳۸۱

۱۷۸ ..... مجله علوم آماری، پاییز و زمستان ۱۳۸۸، جلد ۳، شماره ۲، ص ۱۷۳-۱۸۴

نمی‌باشد، که شکل ۲ نمودار درصد تغییرات لگاریتم نرخ ریال ایران در برابر هر دلار آمریکا گویای این واقعیت می‌باشد. بنابراین در نظر گرفتن دو رژیم منطقی‌تر به نظر می‌رسد. ابتدا مدل اتورگرسیو خطی را به داده‌ها برازش داده، سپس مدل‌های SETAR و MSAR برازش داده می‌شود.



شکل ۱: نمودار نرخ ریال ایران در برابر هر دلار آمریکا (منبع: سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران)



شکل ۲: نمودار درصد تغییرات لگاریتم نرخ ریال ایران در برابر هر دلار آمریکا

ح. مصطفایی، م. صفائی: برتری مدل اتورگرسیو تبدلی مارکف در نوسان‌های نرخ ارز ۱۷۹

جدول ۱ برآورد پارامترهای مدل اتورگرسیو خطی برای تغییرات ارز را نشان می‌دهد، که تنها ضریب تأخیر اول آن معنی‌دار است.

جدول ۱: برآورد مدل اتورگرسیو خطی

پارامتر	ضرائب برآورد شده	خطای معیار
$A_0$	۰/۷۶۰۷	۰/۶۲۹۴
$A_1$	۰/۳۵۶۵	۰/۰۷۴۸**
$A_2$	-۰/۱۲۸۰	۰/۰۸۸۶
$\sigma$		۸/۲۲۵۵
$AIC$	۷۶۰/۳۸۴۷	

\*\* نشان دهنده ضرائب معنی‌دار است.

برآورد پارامترهای مدل SETAR در جدول ۲ آورده شده است، آزمون خطی در مقابل آستانه‌ای (هانسن، ۱۹۹۹)، در هر سطح معنی‌داری رد می‌شود. بنابراین مدل SETAR برای بررسی نوسان‌های نرخ ارز ایران به مدل اتورگرسیو خطی ارجحیت دارد. تأخیر آستانه‌ای مدل SEATR را برابر با صفر در نظر گرفته‌ایم، مدل SETAR برازش شده به صورت

$$y_{t+1} = \begin{cases} 0/3824 - 0/288y_t - 0/007y_{t-1} & y_t \leq 0/4059 \\ 0/595 + 2/3124y_t - 6/1444y_{t-1} & y_t > 0/4059 \end{cases}$$

است و فقط ضرائب تاخیر رژیم دوم معنی‌دار می‌باشند. لذا این مدل برای بررسی نوسان‌های نرخ ارز ایران مناسب نمی‌باشد. مقدار آستانه برابر با ۰/۴۰۵۹ برآورد شده است، یعنی اگر  $y_t \leq 0/4059$  آنگاه فرایند در رژیم ۱ قرار دارد و در غیراین صورت در رژیم ۲ است. نسبت نقاط رژیم ۱ به رژیم ۲ برابر با ۸۴/۷۵ درصد است. برای بررسی نوسان‌های نرخ ارز ایران از مدل اتورگرسیو تبدلی مارکف (۲)، با دو رژیم و دو تاخیر استفاده شده است. مدل‌های اتورگرسیو تبدلی مارکف انواع مختلفی دارد که با استفاده از برازش‌های متعدد انجام شده بهترین مدل برای بررسی نوسان‌های نرخ ارز ایران مدل (۲) می‌باشد که توانایی نشان دادن رفتار نرخ تغییرات ریال ایران را به خوبی دارد.

جدول ۲: برآورد مدل اتورگرسیو آستانه‌ای خود محرک

رژیم	پارامتر	ضرائب برآورد شده	خطای معیار
	$A_0$	۰/۳۸۲۴	۰/۳۶۱۶
اول	$A_1$	-۰/۲۸۸۰	۰/۸۰۰۸
	$A_2$	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۴۰۱
	$\sigma$		۴/۳۲۷۸
	$A_0$	۰/۵۹۵۰	۰/۸۸۹۵
دوم	$A_1$	۲/۳۱۲۴	۰/۱۰۲۱**
	$A_2$	-۶/۱۴۴۴	۰/۲۸۷۳**
	$\sigma$		۴/۳۲۷۸
	مقدار آستانه		۰/۴۰۵۹
	نسبت درصد نقاط رژیم ۱ به رژیم ۲		۸۴/۷۵
	مقدار آزمون خطی در مقابل آستانه‌ای		۴۶۲/۲** (۰/۰۰)
	$AIC$		۵۳۹

\*\* نشان دهنده ضرائب معنی دار است.

مقدار داخل پرانتز P-value است.

جدول ۳ برآورد پارامترهای مدل (۲) را نشان می‌دهد. همان‌طور که در ابتدای این بخش بیان شد برای بررسی رفتار نرخ تغییرات ریال ایران در برابر هر دلار آمریکا در نظر گرفتن دو رژیم منطقی‌تر است، به قسمی که رژیم ۱، نرخ تغییرات کم، و رژیم ۲، نرخ تغییرات زیاد، می‌باشد. همه ضرائب برآورد شده در سطح معنی‌داری متعارف معنی دار می‌باشند، که این نشان دهنده برتری این مدل نسبت به مدل SETAR می‌باشد. نتایجی از ماتریس تغییر وضعیت احتمال‌ها پیشنهاد می‌کند که مدت ماندن در رژیم ۱ درصد بالاتری دارد (احتمال برآورد شده ۰/۹۱ است) و احتمال تبدیل سری از رژیم ۲ به رژیم ۱ بسیار ناچیز می‌باشد (احتمال برآورد شده برابر با ۰/۰۹ است). نتایج به دست آمده از مدت امید رژیم‌ها، اطلاعات بدست آمده از احتمال‌های تغییر وضعیت را تایید می‌کند. مدت امید ماندن در رژیم ۱ به طور قابل توجهی طولانی‌تر از مدت امید ماندن در رژیم ۲ می‌باشد، به طوری که اگر در زمان  $t$  فرایند در رژیم ۱ باشد، باقی ماندن در این وضعیت برابر با ۱۱/۵۹ ماه به طور متوسط می‌باشد. شکل ۳ که سری‌های زمانی از احتمال‌های هموار شده را



ح. مصطفایی، م. صفائی: برتری مدل اتورگرسیو تبدلی مارکف در نوسان‌های نرخ ارز ۱۸۱

نشان می‌دهد، نتایج قبلی را تایید می‌کند و ملاحظه می‌شود که تا قبل از سال ۱۳۸۷ به جزء سال ۱۳۸۱ چون نرخ تغییرات کم بوده احتمال قرار گرفتن فرایند در رژیم ۱ نزدیک به یک می‌باشد و در سال ۱۳۸۱ چون نرخ تغییرات زیاد بوده احتمال قرار گرفتن در رژیم ۲ نزدیک به یک می‌باشد و در سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ به طور متناوب تبدل بین رژیم‌ها رخ داده است.

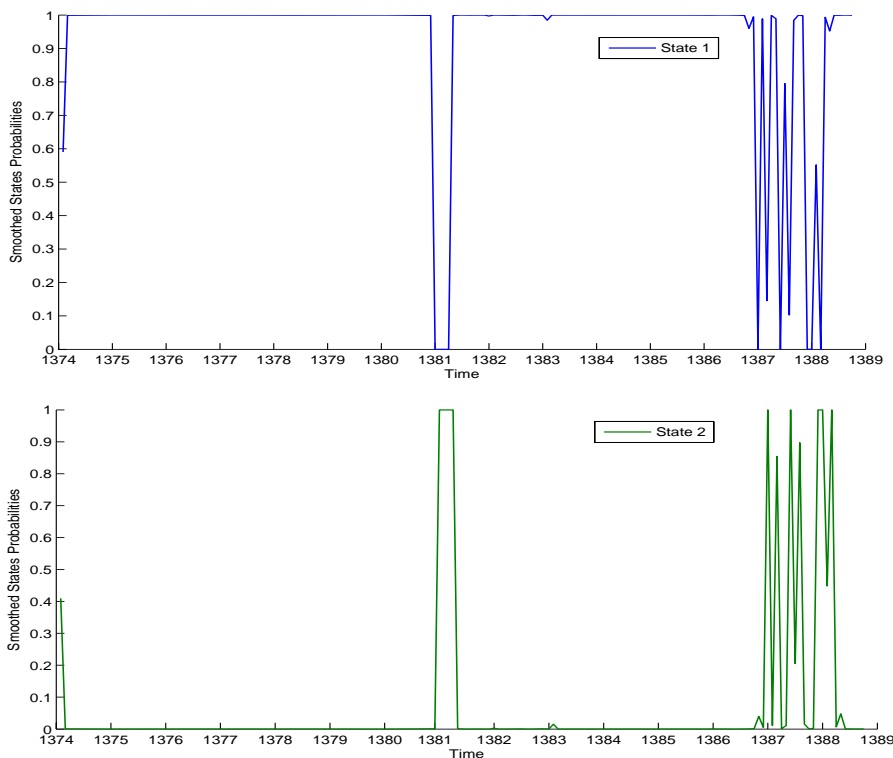
جدول ۳: برآورد مدل اتورگرسیو تبدلی مارکف

رژیم	پارامتر	ضرائب برآورده شده	خطای معیار
اول	$A_0$	۰/۱۰۹۹	۰/۰۱۵۲**
	$A_1$	۰/۲۵۲۱	۰/۰۱۸۶**
	$A_2$	-۰/۰۴۸۸	۰/۰۰۵۶**
	$\sigma$		۰/۰۱۴۸
دوم	$A_0$	۳۴/۱۱۸۷	۱/۱۱۷۰**
	$A_1$	۰/۰۵۴۸	۰/۰۰۱۵**
	$A_2$	-۰/۴۶۶۳	۰/۰۲۹۴**
	$\sigma$		۱۴/۵۱۴۳
		رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم ۱		۰/۹۱	۰/۶۳
رژیم ۲		۰/۰۹	۰/۳۷
	مدت امید ماندن در رژیم ۱	۱۱/۵۹	
	مدت امید ماندن در رژیم ۲	۱/۵۸	
	Log-LikeLihood	-۱۶۱/۷۷۵۱	
	AIC	۳۴۷/۵۵۰۳	

\*\* نشان‌دهنده ضرائب معنی دار است.

شکل ۳ به خوبی نشان می‌دهد که مدت زمانی که فرایند در رژیم ۱ قرار داشته احتمال بالاتری دارد از مدت زمانی که فرایند در رژیم ۲ قرار داشته است. یادآوری این نکته حائز اهمیت است که در مدل‌های SETAR هم نتایج مشابه‌ای در مورد وضعیت قرار گرفتن فرایند در دو رژیم حاصل گردید و فرایند به نسبت بالایی در رژیم ۱ قرار داشت. مقدار معیار اطلاعات آکائیک<sup>۳</sup> (AIC) اندازه‌ای برای انحراف

<sup>۳</sup> Akaike Information Criterion



شکل ۳: نمودار احتمال های هموار شده رژیم ها

مدل برزاندن شده از مدل واقعی می باشد. با داشتن چندین مدل، این شیوه به قبولی مدلی منجر می شود که مقدار معیار اطلاع آکائیک برای آن مینیم باشد. بنابراین با استفاده از مقدار AIC مقایسه ای بین مدل های اتورگرسیو خطی، SETAR، MSAR انجام داده می شود. بدین صورت که با توجه به سه جدول مذکور مقدار AIC برای مدل اتورگرسیو تبدلی مارکف برابر با  $347/5503$  می باشد که به میزان قابل توجهی کمتر از مقدار AIC مدل SETAR (539) و مدل اتورگرسیو خطی (760/3847) است. بنابراین مدل اتورگرسیو تبدلی مارکف بهتر از دو مدل مذکور برای مدل بندی نوسان های نرخ ارز ایران است.

ح. مصطفایی، م. صفائی: برتری مدل اتورگرسیو تبدلی مارکف در نوسان‌های نرخ ارز ۱۸۳

### بحث و نتیجه گیری

هرگاه در بررسی رفتارهای یک موضوع اقتصادی از مدل‌های سری‌های زمانی استفاده شود اگر جهش‌ها زیاد نباشند، می‌توان مدل‌های اتورگرسیو خطی را به کار گرفت. اما اگر جهش‌ها زیاد باشند مانند جهشی که در سال ۱۳۸۱ در نرخ ارز ایران به وجود آمد، استفاده از مدل‌های خطی مناسب نمی‌باشند. در این صورت از مدل‌های غیر خطی سری‌های زمانی مانند SETAR و MSAR استفاده می‌شود. در مدل SETAR تبدیل بین رژیم‌ها بر اساس مقدار متغییر آستانه‌ای می‌باشد، این مدل محدودیت‌هایی دارد، اول آن که مقدار احتمال تبدیل بین رژیم‌ها مقید به ماتریس احتمال‌های تغییر وضعیت معلومی می‌باشد و دومین محدودیت SETAR‌ها این است که تغییر وضعیت بین رژیم‌ها وابسته به گذشته مشاهدات می‌باشد. در حالی که در MSAR تغییر وضعیت رژیم‌ها فقط به رژیم قبلی فرایند وابسته می‌باشد به قسمی که از یک فرایند مارکف تبعیت می‌کند. بنابراین انعطاف پذیری مدل MSAR بیشتر از مدل SETAR می‌باشد. در بررسی نوسان‌های نرخ ارز ایران همان‌طور که ملاحظه شد با توجه به تغییر ناگهانی نرخ ارز تنها مدل MSAR توانایی نشان دادن این تغییر ساختاری ناگهانی رژیم‌ها را داشتند، به قسمی که همه پارامترهای برآورد شده معنی‌دار بودند و مقدار AIC آن به طور قابل توجه‌ای کمتر از مدل‌های SETAR و اتورگرسیو خطی بود.

### تقدیر و تشکر

مؤلفین مقاله از داوران و هیئت تحریریه محترم مجله علوم آماری به خاطر پیشنهادات ارزنده‌ای که موجب بهبود مقاله گردید قدردانی و تشکر می‌کنند.

### مراجع

گزارش اقتصادی و ترانزنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، (۱۳۸۱)، <http://www.cbi.ir>.

- Bollen, N. B. and Gary, S. F. and Whaley, R. E. (2000), Regime Switching in Foreign Exchange Rates: Evidence From Currency Option Prices, *Journal of Econometrics*, **94**, 239-276.
- Engel, C. and Hamilton, J. D. (1990), Long Switching in the Dollar: Are They the Data and Do Markets Know It?, *American Economic Review* **80**, 689-713.
- Hamilton, J. D. (1989), A New Approach to the Economic Analysis Non-stationary Time Series and the Business Cycle, *Econometrica*, **57**, 357-384.
- Hansen, B. (1999), Testing for Linearity, *Journal of Economic Survey*, **13**, 551-576.
- Krager, H. and Kugler, P. (1993), Non-linearities in Foreign Exchange Markets: a Different Perspective, *Journal of International Money and Finance*, **12**, 195-208.
- Lee, Y. H. and Chen, L. S. (2006), Why Use Markov-Switching Models in Exchange Rate Prediction?, *Economic Modelling* **23**, 662-668.
- Tong, H. (1990), *Non-Linear Time Series: A Dynamical Systems Approach*, Oxford University Press, Oxford.

## Comparison of Markov Switching Autoregressive and Self-Exciting Threshold Autoregressive Models for Fluctuations of the Exchange Rate of Iran

Mostafaei, H. R. and Safaei, M.

Department of Statistics, Tehran North Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

**Abstract:** In early 2002, the enforcement on the policy of unification of exchange rate caused dramatic decrease into nominal price of Iran's rial against the U.S. dollar per on unit. Thus, due to the existence of great and sudden changes; it is impossible to use the linear time series for modeling the fluctuations of the rate of Iran's rial change against the U.S. dollar per on unit. In this paper, the Self-Exciting Threshold Autoregressive and Markov Switching Autoregressive models have been compared. Then it will be show that only the Markov Switching Autoregressive model being able to display the behaviors of the rate of Iran's rial change against the U.S. dollar per on unit.

**Keywords:** Markov Switching Autoregressive Model, Self-Exciting Threshold Autoregressive Model, Fluctuations of Irans Exchange Rate.

**Mathematics Subject Classification (2000):** 62J10, 62P20, 62M10