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 نرخی ارز حذف و با یکسان سازی نرخ ارز، سیستم تک نرخی جایگزین آن شد و

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

[Downloaded from jss.irstat.ir on 2026-10-21]
[DOR: 20.1001.1.17358183.1388.3.2.13.6]

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 سرمایه گذاران خارجی برای سرمایه گذاری در ایران بود. از فواید این سیستم این بود که تائید موسسه بیمه اروپا را در پی داشت و همچنین صندوق بین المللی 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[۱] (SETAR) و اتورگرسیو تبدلی مارکف[۲] (MSAR) برای مدل‌بندی نوسان‌های نرخ ارز ایران استفاده شده است. کرجر وکیوگلر (۱۹۹۳) مدل SETAR را برای بررسی رفتار سری‌های زمانی نرخ‌های ارز به کار بردند، به قسمی که اثرهای آستانه‌ای مدل شان 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

---

۱ Self-Exciting Threshold Autoregressive

۲ Markov switching Autoregressive

[Downloaded from jss.irstat.ir on 2026-10-21]

[DOR: 20.1001.1.17358183.1388.3.2.13.6]

مشاهدات می‌باشد. نتایج به دست آمده در این مقاله برای بررسی نوسان های 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

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

معرفی شد، که در آن $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2)$، $Z_t = y_{t-\delta d}$ متغییر آستانه‌ای، δ 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

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

[Downloaded from jss.irstat.ir on 2026-10-21]

[DOR: 20.1001.1.17358183.1388.3.2.13.6]

تعریف می‌شوند به طوری که s_t از یک فرایند مارکف مرتبه اول با ماتریس تغییر وضعیت معلوم ξ 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 $r_k = ((r-\mu_k)/\sigma_\varepsilon^2)$ است، به طوری که μ_1 و μ_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 برازش داده شود، پارامترهای برآورد شده آنها با هم فرق خواهند داشت. به عبارت دیگر، ممکن است مدل اتورگرسیو برازش شده قبل از جهش در میانگین، واریانس و حتی ضرائب تأخیرها با مدل اتورگرسیو برازش 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 برازش 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 $t = 1, \ldots, T$ به صورت

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

تعریف کرد، که درآن $\varepsilon_t | s_t \sim NID(0, \sigma_{s_t}^2)$ 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

[Downloaded from jss.irstat.ir on 2026-10-21]

[DOR: 20.1001.1.17358183.1388.3.2.13.6]

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 نوسان های نرخ ارز ایران

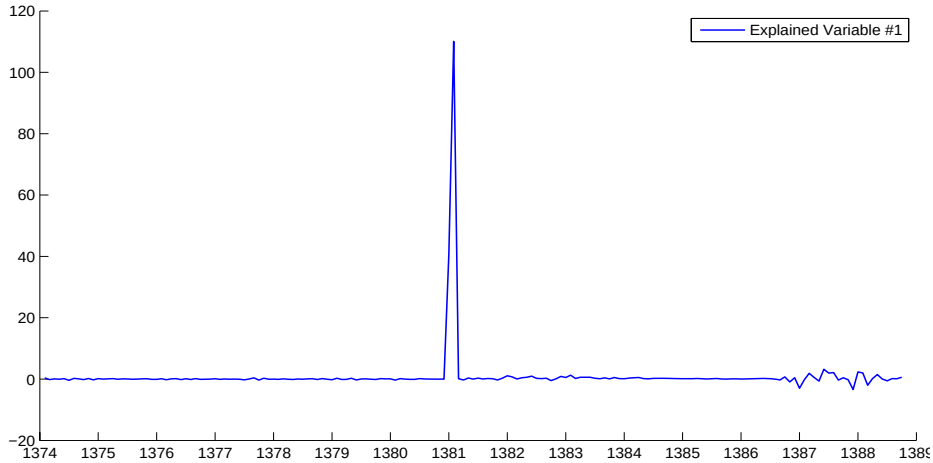
در این تحقیق نرخ ماهانهٔ تغییرات ریال ایران در برابر هر دلار آمریکا طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۷۴ از آمار مالی بین المللی IFS مربوط به صندوق بین المللی پول در نظر گرفته شده است. متغیر تحت بررسی درصد تغییرات لگاریتم نرخ ارز به صورت $y_t = 100 \times [\ln(r_t) - \ln(r_{t-1})]$ است، که در آن r_t نرخ ماهانه رسمی ریال ایران در برابر هر دلار آمریکا می‌باشد. این بررسی نشان دهندهٔ یک جهش بزرگ و قابل توجه در اوایل سال ۱۳۸۱ است که به علت یکسان سازی 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

[Downloaded from jss.irstat.ir on 2026-10-21]

[DOR: 20.1001.1.17358183.1388.3.2.13.6]

نمی‌باشد، که شکل ۲ نمودار درصد تغییرات لگاریتم نرخ ریال ایران در برابر هر دلار آمریکا گویای این واقعیت می باشد. بنابراین در نظر گرفتن دو رژیم منطقی تر 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

[Downloaded from jss.irstat.ir on 2026-10-21]

[DOR: 20.1001.1.17358183.1388.3.2.13.6]

جدول ۱ برآورد پارامترهای مدل اتورگرسیو خطی برای نرخ 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
$A_۰$	۰/۷۶۰۷	۰/۶۲۹۴
$A_۱$	۰/۳۵۶۵	۰/۰۷۴۸**
$A_۲$	−۰/۱۲۸۰	۰/۰۸۸۶
σ		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 نظرگرفته‌ایم، مدل SETAR برازش شده به صورت

$$y_{t+۱} = \begin{cases} ۰/۳۸۲۴ - ۰/۲۸۸y_t - ۰/۰۰۷y_{t-۱} & y_t \leq ۰/۴۰۵۹ \\ ۰/۵۹۵ + ۲/۳۱۲۴y_t - ۶/۱۴۴۴y_{t-۱} & y_t > ۰/۴۰۵۹ \end{cases}$$

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 $y_t \leq ۰/۴۰۵۹$ 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 نوسان های نرخ ارز ایران مدل (۲) می‌باشد که توانایی نشان دادن رفتار نرخ تغییرات ریال ایران را به خوبی دارد.

[Downloaded from jss.irstat.ir on 2026-10-21]

[DOR: 20.1001.1.17358183.1388.3.2.13.6]

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	−۰/۰۰۷	۰/۰۴۰۱
	σ		۴/۳۲۷۸
	A_0	۰/۵۹۵۰	۰/۸۸۹۵
دوم	A_1	۲/۳۱۲۴	۰/۱۰۲۱**
	A_2	−۶/۱۴۴۴	۰/۲۸۷۳**
	σ		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 معنی‌دار 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، می باشد. 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 ۰/۹۱است) و احتمال تبدل 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 رژیم ها، 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 می باشد، 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

[Downloaded from jss.irstat.ir on 2026-10-21]
[DOR: 20.1001.1.17358183.1388.3.2.13.6]

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 سال های 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
	A_0	۰/۱۰۹۹	۰/۰۱۵۲**
اول	A_1	۰/۲۵۲۱	۰/۰۱۸۶**
	A_2	−۰/۰۴۸۸	۰/۰۰۵۶**
	σ		۰/۰۱۴۸
	A_0	۳۴/۱۱۸۷	۱/۱۱۷۰**
دوم	A_1	۰/۰۵۴۸	۰/۰۰۱۵**
	A_2	−۰/۴۶۶۳	۰/۰۲۹۴**
	σ		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	

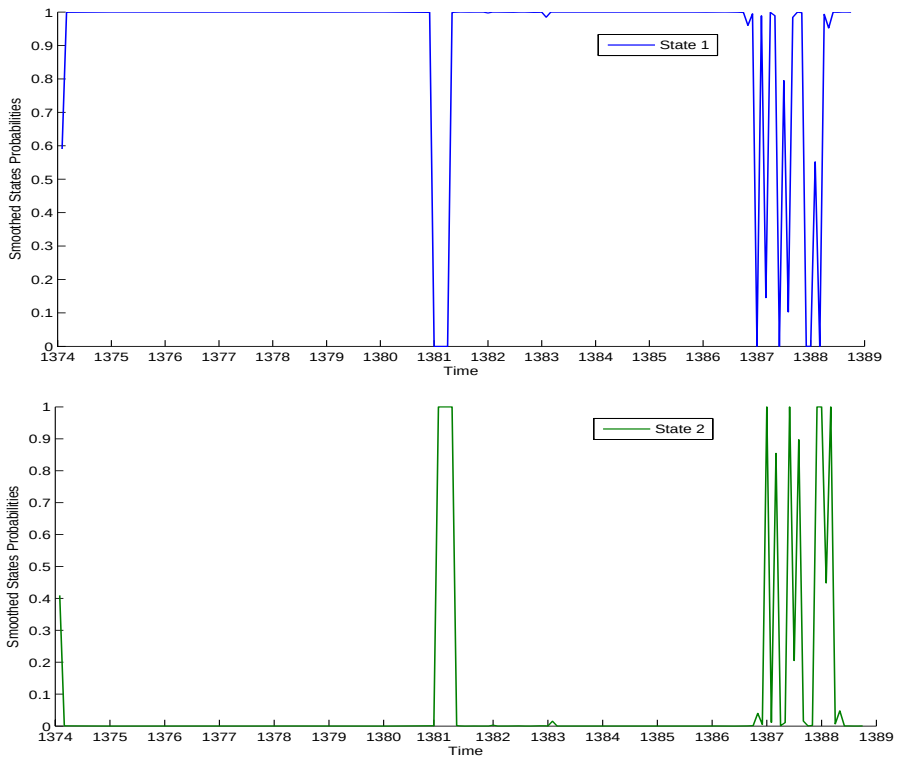
** نشاندهنده ضرائب معنی دار است.

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[۳](AIC) اندازه‌ای برای انحراف

[۳] Akaike Information Criterion

[Downloaded from jss.irstat.ir on 2026-10-21]

[DOR: 20.1001.1.17358183.1388.3.2.13.6]



شکل ۳: نمودار احتمال های هموار شده رژیم ها

مدل برازانده شده از مدل واقعی می‌باشد. 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 مقایسه‌ایی بین مدل‌های اتورگرسیو خطی ،SETAR ، MSAR انجام داده می‌شود. بدین صورت که با توجه به سه جدول مذکور مقدار AIC برای مدل اتورگرسیو تبدلی مارکف برابر با ۳۴۷/۵۵۰۳ می‌باشد که به میزان قابل توجهی کمتر از مقدار AIC مدل SETAR (۵۳۹) و مدل اتورگرسیو خطی (۷۶۰/۳۸۴۷) است. بنابراین مدل اتورگرسیو تبدلی مارکف بهتر از دو مدل مذکور برای مدل بندی نوسان‌های نرخ ارز ایران است.

[Downloaded from jss.irstat.ir on 2026-10-21]

[DOR: 20.1001.1.17358183.1388.3.2.13.6]

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 جهش ها 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 مدل های غیر خطی سری های زمانی مانند SETAR و MSAR استفاده می‌شود. در مدل SETAR تبدل بین رژیم ها بر اساس مقدار متغییر آستانه‌ای می‌باشد، این مدل محدودیت‌هایی دارد، اول آن که مقدار احتمال تبدل بین رژیم‌ها مقید به ماتریس احتمال‌های تغییر وضعیت معلومی می‌باشد و دومین محدودیت SETAR ها این است که تغییر وضعیت بین رژیم‌ها وابسته به گذشته مشاهدات می‌باشد. در حالی که در MSAR تغییر وضعیت رژیم ها 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 همان طور 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 تحریریهٔ محترم مجله علوم آماری به خاطر پیشنهادات ارزنده‌ای که موجب بهبود مقاله گردید قدردانی و تشکر می‌کنند.

مراجع

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

[Downloaded from jss.irstat.ir on 2026-10-21]

[DOR: 20.1001.1.17358183.1388.3.2.13.6]

Bollen, N. B. and Gary, S. F. and Whaley, R. E. (2000), Regime Switching inForeign Exchange Ratees: Evidence Frome 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 Foregn Exchange Markets: a Different Perspective, *Journal of International Money and Finance*, **12** ,195-208.

Lee,Y. H. and Chen, L. S. (2006), Whey 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.

[Downloaded from jss.irstat.ir on 2026-10-21]

[DOR: 20.1001.1.17358183.1388.3.2.13.6]

Journal of Statistical Sciences, Autumn & Winter 2009 **226**

Vol. 3, No. 2, pp 173-184.

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

[Downloaded from jss.irstat.ir on 2026-10-21]

[DOR: 20.1001.1.17358183.1388.3.2.13.6]