مجله علوم آماری، بهار و تابستان ۱۳۹۰
جلد ۵، شماره ۱، ص ۱۰۷–۱۱۸

برآورد احتمال تغییر وضعیت رفتار سری‌های زمانی مالی با استفاده از مدل اتورگرسیو تبدلی مارکف

مریم صفائی
گروه آمار، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران شمال

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۱۲/۲ تاریخ آخرین بازنگری: ۱۳۹۰/۵/۱۶

چکیده : در این مقاله، روشی برای برآورد احتمال تغییر وضعیت رفتار سری‌های زمانی مالی توسط مدل اتورگرسیو تبدلی مارکوف پیشنهاد شده است. سپس با استفاده از این مدل، رفتار نوسان‌های نرخ ارز به دو رژیم نرخ تغییرات کم و زیاد مدل‌بندی شده است. نتایج پیش‌بینی نشان می‌دهد که احتمال ماندگاری در رژیم‌ها رو به کاهش است. بنابراین اگر فرایند در یک رژیم معین باشد، احتمال میل به تغییر وضعیت آن به رژیم دیگر رو به افزایش خواهد بود.

واژه‌های کلیدی : مدل اتورگرسیو تبدلی مارکوف، نرخ ارز، احتمال تغییر وضعیت.

۱ مقدمه

در مدل تبدلی مارکوف[۱]، بر اساس معیار اطلاع آکائیک[۲](AIC)، دو یا سه رژیم در نظر گرفته می‌شود. در حالت دو رژیمی، هنگامی که بازگشتی‌هایی از سری‌های

° . آدرس الکترونیک مسئول مقاله : مریم صفائی، msafaei10@yahoo.com
° . کد موضوع‌بندی ریاضی (۲۰۰۰): ۶۲M۱۰، ۶۲P۲۰ و ۶۲J۱۰

۱ Markov Switching
۲ Akaike Information Criterion

زمانی دارای نوسان‌های زیاد است، فرایند در رژیم بالا و وقتی که دارای نوسان‌های جزئی باشد، فرایند در رژیم پایین قرار خواهد داشت. تغییر وضعیت بین رژیم‌ها از یک زنجیر مارکوف مرتبه اول پیروی می‌کند. منظور از کلمه تبدل تغییر وضعیت بین رژیم‌ها است و چون این تغییر وضعیت از یک زنجیر مارکوف مرتبه اول پیروی می‌کند، این مدل تبدلی مارکوف نامیده می‌شود.

هامیلتون (۱۹۸۹) مدل تبدلی مارکوف را به منظور تحلیل دوران اقتصادی آمریکا معرفی کرد. او دوران اقتصادی آمریکا را به دوران بحران (نرخ رشد GDP کم) و شکوفایی (نرخ رشد GDP زیاد) کلاس‌بندی کرد، به طوری که دوران شکوفایی را رژیم بالا و دوران بحران را رژیم پایین نام نهاد. او اظهار داشت که تبدل (تغییر وضعیت) بین دو رژیم تحت تاثیر یک متغیر حالت مشاهده نشده‌ای است که از یک زنجیر مارکوف مرتبه اول پیروی می‌کند، بدین معنی که مقدار فعلی از متغیر حالت تحت تاثیر مقدار آخرین دوره است. نتایج تجربی او نشان داد که افزایش قیمت‌های نفت منجر به تبدل بین دو رژیم، دوران بحران و شکوفایی، شده است. سپس مدل تبدلی مارکوف به طور وسیعی برای بررسی رفتار سری‌های زمانی از بسیاری متغیرهای مالی مورد استفاده قرار گرفت. نرخ سود کوتاه مدت را می‌توان به صورت تبدلی بین رژیم فراریت[۳] بالا و پایین در پاسخ به تغییرات اقتصادهای کلان و عامل‌های سیاسی مدل‌بندی کرد (بولن و همکاران، ۲۰۰۰). سای (۱۹۹۴)، هامیلتون و سیوسمل (۱۹۹۴) و گرای (۱۹۹۶) انواع گوناگونی از مدل‌های تبدلی مارکوف را برای توصیف رفتار سری‌های زمانی از نرخ‌های سود کوتاه مدت استفاده کردند. انگل و هامیلتون (۱۹۹۰)، بکایرت و هودریسک (۱۹۹۳)، انگل و هاکیو (۱۹۹۶)، فرومل و همکاران (۲۰۰۵)، لی و چن (۲۰۰۶)، دیوکر و نیلی (۲۰۰۶) و یوآن (۲۰۱۱) از مدل تبدلی مارکوف برای بررسی نوسان‌های نرخ ارز استفاده کردند.

مصطفایی و صفائی (۱۳۸۸) نرخ تغییرات ریال ایران در برابر هر دلار آمریکا را در دوره زمانی ۱۳۷۴–۱۳۸۸ توسط مدل‌های اتورگرسیو خطی، اتورگرسیو تبدلی مارکوف (MS-AR) و اتورگرسیو آستانه‌ای خود محرک (SETAR) مورد مقایسه قرار دادند. آنها نشان دادند که مدل اتوگرسیو تبدلی مارکف توانمندتر در نشان دادن

---
۳ volatility

رفتار نوسان‌های نرخ ارز ایران است. آنها دو رژیم برای مدل‌بندی نوسان‌های نرخ ارز در نظر گرفتند، به طوری که رژیم ۱ به معنای نرخ تغییرات کم و رژیم ۲ به معنای نرخ تغییرات زیاد بود. همچنین آنها نشان دادند که فرایند به نسبت بالایی در رژیم ۱ قرار دارد و در سال ۱۳۸۱ فرایند به طور ناگهانی به علت تغییر سیاست ارزی در ایران به رژیم ۲ تغییر وضعیت داده است. (در سال ۱۳۸۱ نظام ارزی ایران به نظام ارزی شناور مدیریت شده تغییر یافت).

در این مقاله از این مدل برای برآورد احتمال تغییر وضعیت رفتار نوسان‌های نرخ ارز ایران استفاده شده است. نوآوری این مقاله در این است که ماتریس احتمال تغییر وضعیت m–دوره بعد فرایند مارکوف که پیش‌تر جنبه نظری داشته به آن جنبه عملی داده شده است و آن را به عنوان ابزاری برای برآورد احتمال حالت‌های بعدی نوسان‌های نرخ ارز به کار برده است. این احتمال‌ها بیانگر این است که فرایند در آینده با چه احتمالی در یک مقطع زمانی معین در کدام رژیم قرار خواهد داشت. به عبارتی، اگر فرایند در رژیم بالا با احتمال زیاد باشد، گوییم نوسان‌های نرخ ارز زیاد است و برعکس. در بخش دوم این مقاله مدل اتوگرسیو تبدلی مارکوف توضیح داده می‌شود. مدت امید ماندن در یک رژیم و برآورد احتمال حالت بعدی رژیم به ترتیب در بخش سوم و چهارم بیان می‌شود. در بخش پنجم نتایج برآورد احتمال‌های تغییر وضعیت نوسان‌های رفتار نرخ ارز ایران به دست آورده می‌شود. در بخش آخر به بحث و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۲ مدل اتورگرسیو تبدلی مارکوف

هامیلتون (۱۹۸۹) مدل‌های تبدلی مارکوف را معرفی کرد. یک مدل اتورگرسیو تبدلی مارکوف با دو رژیم و مرتبه q برای $t = ۱, \ldots, T$ به صورت

$$y_t = \begin{cases} A_۱ + A_{۱۱} y_{t-۱} + \cdots + A_{q۱} y_{t-q} + \varepsilon_t & s_t = ۱ \\ \\ A_۲ + A_{۱۲} y_{t-۱} + \cdots + A_{q۲} y_{t-q} + \varepsilon_t & s_t = ۲ \end{cases} \qquad (۱)$$

است، که درآن $\varepsilon_t | s_t \sim NID(۰, \sigma^۲_{s_t})$. در این مدل متغیر وابسته y_t مشروط به رژیم‌های مشاهده نشده (متغیر حالت) s_t است. در مدل (۱) با تغییر رژیم

پارامترهای مدل تغییر می‌کنند که تغییر وضعیت بین رژیم‌ها از احتمال‌های تغییر وضعیت

$$p_{ij} = Pr(s_t = j|s_{t-1} = i), \quad i,j = 1,2$$

پیروی می‌کند. بنابراین s_t از یک زنجیر مارکوف دو حالتی با ماتریس احتمال‌های تغییر وضعیت

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & 1-p_{22} \\ 1-p_{11} & p_{22} \end{pmatrix} \qquad (2)$$

تبعیت می‌کند. آل-آناسواه و ویلفلینگ (۲۰۱۱) در رابطه (۲) ماتریس P را به صورت غیرمتعارف، ماتریسی که مجموع درایه‌های واقع بر هر ستون برابر با ۱ باشد، تعریف کرد. در این مقاله به همین صورت تعریف شده است. برای برآورد ماکسیمم درستنمایی مدل MS-AR با دو رژیم، تابع چگالی y_t به شرط اطلاعات گذشته به صورت

$$f(y_t|\Psi_{t-1}, s_t) = (2\pi\sigma^2_{s_t})^{-\frac{1}{2}} \exp(-\frac{y_t - (A_{s_t} + A_{1,s_t}y_{t-1} + \cdots + A_{q,s_t}y^2_{t-q}}{2\sigma^2_{s_t}})$$

محاسبه می‌شود، که در آن Ψ_t نشان‌دهنده اطلاعات تا زمان $t-1$ است. چون

$$f(y_t|\Psi_{t-1}) = \sum_{s_t=1}^{2} f(y_t, s_t|\Psi_{t-1})$$

$$= \sum_{s_t=1}^{2} f(y_t|s_t, \Psi_{t-1}) * P[s_t|\Psi_{t-1}]$$

$$= (2\pi\sigma^2_{s_t})^{-\frac{1}{2}} \exp(-\frac{y_t - (A_1 + A_{1,1}y_{t-1} + \cdots + A_{q,1}y^2_{t-q}}{2\sigma^2_2})P[s_t = 1|\Psi_{t-1}]$$

$$+(2\pi\sigma^2_{s_t})^{-\frac{1}{2}} \exp(-\frac{y_t - (A_2 + A_{1,2}y_{t-1} + \cdots + A_{q,2}y^2_{t-q}}{2\sigma^2_2})P[s_t = 2|\Psi_{t-1}]$$

تابع لگاریتم درستنمایی به صورت

$$\ln L = \sum_{t=1}^{T} \ln \{\sum_{s_t=1}^{2} f(y_t|s_t, \Psi_{t-1})P[s_t|\Psi_{t-1}]\} \qquad (3)$$

است، که در آن $\Psi_{t-1} = \{y_1, \cdots, y_{t-1}\}$. $P[s_t|\Psi_{t-1}]$ احتمال‌های صافی شده نامیده می‌شوند، اما در آن‌ها به مقادیر مشاهده نشده s_t نیاز است. بنابراین، برای به دست آوردن احتمال‌های صافی شده $P[s_t|\Psi_{t-1}]$ مراحل زیر برای $t = 1, \cdots, T$ تکرار می‌شود.

مرحله-۱:

$$\begin{aligned} P[s_t = j|\Psi_{t-1}] &= \sum_{i=1}^{2} P[s_t = j, s_{t-1} = i|\Psi_{t-1}] \\ &= \sum_{i=1}^{2} P[s_t = j|s_{t-1} = i] P[s_{t-1} = i|\Psi_{t-1}] \end{aligned}$$

که در آن $P[s_t = j|s_{t-1} = i]$ همان احتمال‌های تغییر وضعیت هستند. برای $t = 1$، $P[s_{t-1} = i|\Psi_{t-1}] = P(s_0 = i)$ احتمال‌های حالت-پایا هستند که در بخش ۴ محاسبه آن‌ها ارائه خواهد شد.

مرحله-۲: با استفاده از y_t مشاهده شده در پایان t امین تکرار جمله‌های احتمال به صورت

$$\begin{aligned} P[s_t = j|\Psi_t] &= P[s_t = j|\Psi_{t-1}, y_t] \\ &= \frac{f(y_t, s_t|\Psi_{t-1})}{f(y_t|\psi_{t-1})} \\ &= \frac{f(y_t|s_t, \Psi_{t-1}) P[s_t|\Psi_{t-1}]}{\sum_{j=1}^{2} f(y_t|s_t = j, \Psi_{t-1}) P[s_t = j|\Psi_{t-1}]} \end{aligned}$$

به هنگام می‌شود، که در آن $\Psi_t = \{\Psi_{t-1}, y_t\}$. احتمال‌های صافی شده بدست آمده در بالا مربوط به استنباط‌هایی درباره s_t مشروط به اطلاعات تا زمان t یعنی Ψ_t است.

سپس با استفاده از استنباط‌هایی در باره s_t مشروط به همه اطلاعات نمونه $\Psi_T = \{y_1, \cdots, y_T\}$ احتمال‌های هموارشده به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\begin{aligned} P[s_t = j|\Psi_T] &= \sum_{k=1}^{2} P[s_t = j, s_{t+1} = k|\Psi_T] \\ &= \sum_{k=1}^{2} \frac{P[s_{t+1} = k|\Psi_T] P[s_t = j|\Psi_t] P[s_{t+1} = k|s_t = j]}{P[s_{t+1} = k|\Psi_t]} \end{aligned}$$

۳ مدت امید ماندن در یک رژیم

عناصر قطری ماتریس احتمال‌های تغییر وضعیت، ماتریس (۲)، شامل اطلاعات مهمی درباره مدت امید ماندن در یک حالت یا رژیم است. منظور از مدت امید ماندن در یک رژیم این است که اگر فرایند در رژیم فعلی j قرار دارد به طور متوسط چه مدت در این رژیم قرار خواهد داشت. اگر D به صورت

$$D = \begin{cases} ۱ \quad , & s_t = j \text{ و } s_{t+۱} \neq j \\ ۲ \quad , & s_t = s_{t+۱} = j \text{ و } s_{t+۲} \neq j \\ ۳ \quad , & s_t = s_{t+۱} = s_{t+۲} = j \text{ و } s_{t+۳} \neq j \\ \quad \cdots & \end{cases}$$

تعریف شود، آنگاه

$$P(D) = \begin{cases} P(D = ۱) = ۱ - p_{jj} \\ P(D = ۲) = p_{jj}(۱ - pjj) \\ P(D = ۳) = p_{jj}^{۲}(۱ - p_{jj}) \\ \quad \cdots \end{cases}$$

بنابراین مدت امید ماندن در یک رژیم عبارت است از (کیم و نلسون، ۱۹۹۹):

$$\begin{aligned} E(D) &= ۱ \times (۱ - p_{jj}) + ۲ \times p_{jj}(۱ - pjj) + ۳ \times p_{jj}^{۲}(۱ - P_{jj}) + \cdots \\ &= \frac{۱}{۱ - p_{jj}} \end{aligned} \tag{۴}$$

۴ برآورد احتمال حالت بعدی رژیم

یک زنجیر مارکوف N–حالتی با ماتریس تغییر وضعیت P که یکی از ویژهٔ مقدار آن برابر با عدد یک و بقیه‌اش درون دایره واحد باشند، به آن زنجیر مارکوف ارگودیک گویند. ویژهٔ مقدار ماتریس تغییر وضعیت P برای هر زنجیر مارکوف N–حالتی توسط $|P - \lambda I_N| = ۰$ محاسبه می‌شود. ویژهٔ مقدار برای یک زنجیر مارکوف دو

حالتی به صورت

$$|P - \lambda I_N| = (\lambda - ۱)(\lambda + ۱ - p_{۱۱} - p_{۲۲}) = ۰$$

به دست می‌آید. بنابراین، ویژهٔ مقدارها یک زنجیر مارکوف دو حالتی برابر با $\lambda_۱ = ۱$، $\lambda_۲ = -۱ + p_{۱۱} + p_{۲۲}$ است، که $\lambda_۲$ درون دایره واحد خواهد بود تا زمانی که $۲ > p_{۱۱} + p_{۲۲} > ۰$ باشد. یک زنجیر مارکوف در صورتی تحویل‌ناپذیر است که $p_{۱۱} < ۱$ و $P_{۲۲} < ۱$ باشد. بنابراین اگر $p_{۱۱} < ۱$، $p_{۲۲} < ۱$ و $p_{۱۱} + p_{۲۲} > ۰$ آنگاه این زنجیر مارکوف دو حالتی ارگودیک است.

ویژهٔ بردار مربوط به $\lambda_۱$ برای این زنجیر مارکوف دو حالتی به صورت

$$\pi = \begin{pmatrix} \frac{۱-p_{۲۲}}{۲-p_{۱۱}-p_{۲۲}} \\ \frac{۱-p_{۱۱}}{۲-p_{۱۱}-p_{۲۲}} \end{pmatrix} \tag{۵}$$

به دست می‌آید، که بردار π برابر با احتمال‌های غیر شرطی رژیم‌ها یا همان احتمال‌های حالت پایا است. ویژهٔ بردار مربوط به $\lambda_۲$ برابر با $\binom{-۱}{۱}$ است. فرض کنید ستون‌های ماتریس T مطابق با ویژهٔ بردارها P باشد و ماتریس قطری Λ با درایه‌های ویژهٔ مقدار P باشد. در این صورت تجزیه طیفی ماتریس تغییر وضعیت به صورت

$$P = T\Lambda T^{-۱}$$

است، ماتریس احتمال تغییر وضعیت m–دوره بعد به صورت

$$P^m = T\Lambda^m T^{-۱} \tag{۶}$$

خواهد شد. بنابراین ماتریس احتمال تغییر وضعیت m–دوره بعد برای یک زنجیر مارکوف دو حالتی ارگودیک بنابر عبارت (۶) به صورت

$$P^m = \begin{pmatrix} \frac{۱-p_{۲۲}+\lambda_۲^m(۱-P_{۱۱})}{۲-p_{۱۱}-p_{۲۲}} & \frac{۱-p_{۲۲}-\lambda_۲^m(۱-P_{۲۲})}{۲-p_{۱۱}-p_{۲۲}} \\ \frac{۱-p_{۱۱}-\lambda_۲^m(۱-P_{۱۱})}{۲-p_{۱۱}-p_{۲۲}} & \frac{۱-p_{۱۱}+\lambda_۲^m(۱-P_{۲۲})}{۲-p_{۱۱}-p_{۲۲}} \end{pmatrix} \tag{۷}$$

است. به عنوان مثال، اگر حالت فعلی فرایند در رژیم ۱ باشد، احتمال اینکه m دورهٔ بعد در رژیم ۱ باقی بماند، برابر با

$$Pr(s_{t+m} = ۱|s_t = ۱) = \frac{۱ - p_{۲۲} + \lambda_۲^m(۱ - P_{۱۱})}{۲ - p_{۱۱} - p_{۲۲}} \tag{۸}$$

است، که در آن $\lambda_۲ = -۱ + p_{۱۱} + p_{۲۲}$.

۵ برآوردها

مصطفایی و صفائی (۱۳۸۸)، نرخ ماهانه تغییرات ریال ایران در برابر هر دلار آمریکا طی سال‌های ۱۳۷۴–۱۳۸۸ را در نظر گرفتند و متغیر تحت بررسی را به صورت درصد تغییرات لگاریتم نرخ ارز

$$y_t = ۱۰۰ \times [\ln(r_t) - \ln(r_{t-۱})]$$

تعریف کردند، که در آن r_t نرخ ماهانه رسمی ریال ایران در برابر هر دلار آمریکا است. مصطفایی و صفائی (۱۳۸۸)، با استفاده از این داده‌ها، برآورد مدل اتورگرسیو تبدلی مارکوف بیان شده در مدل (۱) را برای نرخ تغییرات ارز ایران به صورت

$$\hat{y_t} = \begin{cases} ۰/۱۰۹۹ + ۰/۲۵۲۱ y_{t-۱} - ۰/۰۴۸۸ y_{t-۲} & s_t = ۱ \\ ۳۴/۱۱۸۷ + ۰/۰۵۴۸ y_{t-۱} - ۰/۴۶۶۳ y_{t-۲} & s_t = ۲ \end{cases}$$

و

$$\hat{\sigma_t} = \begin{cases} ۰/۰۱۴۸ & s_t = ۱ \\ ۱۴/۵۱۴۳ & s_t = ۲ \end{cases}$$

به دست آوردند، که در آن s_t متغیر حالت است، به قسمی که $s_t = ۱$ نشان دهنده این است که فرآیند در زمان t در رژیم پایین (نرخ تغییرات ارز کم) است و $s_t = ۲$ نشان دهنده این است که فرآیند در زمان t در رژیم بالا (نرخ تغییرات ارز بالا) قرار دارد. همچنین برآورد ماتریس احتمال تغییر وضعیت را به‌صورت

$$\hat{P} = \begin{pmatrix} ۰/۹۱ & ۰/۶۳ \\ ۰/۰۹ & ۰/۳۷ \end{pmatrix} \qquad (۹)$$

به دست آوردند. عناصر قطری ماتریس احتمال تغییر وضعیت (۹) نشان دهنده ماندگاری رژیم‌ها است، بنابراین ماتریس احتمال تغییر وضعیت برآورده شده پیشنهاد می‌کند که رژیم ۱ ماندگاری بیشتری دارد. در این مقاله، با استفاده از مدل

برآورد شده توسط مصطفایی و صفائی (۱۳۸۸) احتمال حالت‌های آینده فرآیند برآورد می‌شود. مدت امید ماندن در رژیم ۱ با استفاده از (۴) برابر با

$$E(D) = \frac{1}{1-p_{11}} = \frac{1}{0/09} = 11/6$$

و مدت امید ماندن در رژیم ۲ برابر با

$$E(D) = \frac{1}{1-p_{22}} = \frac{1}{0/63} = 1/6$$

است. بنابراین مدت امید ماندن در رژیم ۱ طولانی‌تر است، یعنی اگر فرایند در زمان t در رژیم ۱ باشد، ماندن در این وضعیت به طور متوسط ۱۱/۶ ماه خواهد بود. در ماتریس (۹) چون $p_{11} = 0/91 < 1$، $p_{22} = 0/37 < 1$ و $p_{11} + p_{22} = 1/28 > 0$ بنابراین زنجیر مارکوف دو حالتی ارگودیک است. ویژه مقدارها این زنجیر مارکوف دو حالتی برابر با $\lambda_1 = 1$ و $\lambda_2 = 0/28$ است. اکنون بنابر (۷)، ماتریس احتمال تغییر وضعیت m دورهٔ بعد فرایند برابر با

$$\hat{P}^m = \begin{pmatrix} \frac{(1-0/37)+0/28^m(1-0/91)}{2-0/91-0/37} & \frac{(1-0/37)-0/28^m(1-0/37)}{2-0/91-0/37} \\ \frac{(1-0/91)-0/28^m(1-0/37)}{2-0/91-0/37} & \frac{(1-0/91)+0/28^m(1-0/37)}{2-0/91-0/37} \end{pmatrix}$$

است. به طور مثال، مقدار این ماتریس ۶-دوره بعد (یعنی شهریور ماه ۱۳۸۹) برابر با

$$\hat{P}^6 = \begin{pmatrix} 0/8751 & 0/8746 \\ 0/1249 & 0/1254 \end{pmatrix}$$

است. جدول ۱ برآورد مقدار احتمال تغییر وضعیت رفتار نوسان‌های نرخ ارز ایران را نشان می‌دهد. مقدار احتمال ماندگاری فرایند در رژیم ۱ در فروردین ۱۳۸۹ برابر با ۰/۹۱ است، که برآورد آن در ماه بعد به ۰/۸۸۵ کاهش یافته است. بنابراین مقدار احتمال ماندگاری ۲/۵۲ درصد کاهش خواهد یافت. احتمال ماندگاری در رژیم ۲ در فروردین ۱۳۸۹ برابر با ۰/۳۷ بوده است که در ماه بعد پیش‌بینی می‌شود به ۰/۱۹۳۶ کاهش یابد، لذا مقدار احتمال ماندگاری در رژیم ۲ به میزان ۱۷/۶۲ درصد کاهش خواهد یافت. بنابراین پیش‌بینی می‌شود احتمال ماندگاری فرایند در رژیم ۲ نسبت به رژیم ۱ کاهش بیشتری داشته باشد. چون احتمال ماندگاری در رژیم‌ها رو

جدول ۱: برآورد احتمال حالت‌های بعدی فرایند سال ۸۹

s_t	s_{t+m}	ماه			
		۱	۲	۶	۱۲
۱	۱	۰/۹۱	۰/۸۸۵	۰/۸۷۵	۰/۸۷۵
۱	۲	۰/۰۹	۰/۱۱۵	۰/۱۲۵	۰/۱۲۵
۲	۱	۰/۶۳	۰/۸۰۶	۰/۸۷۵	۰/۸۷۵
۲	۲	۰/۳۷	۰/۱۹۴	۰/۱۲۵	۰/۱۲۵

به کاهش است، احتمال تغییر وضعیت از رژیم ۱ به رژیم ۲ یا برعکس افزایشی خواهد بود. این نتایج با مدل‌های اقتصادی سازگار است، چون ماهیت این مدل‌ها ایجاب می‌کند، میل به ماندن در یک رژیم کاهشی و میل به تغییر وضعیت افزایشی باشد. به عنوان مثال دوران اقتصادی یک کشور را می‌توان به سه رژیم بحران، اعتدال و شکوفایی مدل‌بندی کرد. اگر بحران اقتصادی یک کشور زیاد باشد احتمال اینکه همواره در این حالت باقی بماند ناسازگار با واقعیت‌های اقتصادی است. همچنین اگر یک کشور در شکوفایی اقتصادی بسر برد، این حالت تا ابد باقی نمی‌ماند و آغاز سیر نزولی آن اجتناب ناپذیر است (تقوی، ۱۳۷۷).

۶ بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله، با استفاده از مدل ارائه شده توسط مصطفایی و صفائی (۱۳۸۸) احتمال‌های تغییر وضعیت بین رژیم‌ها برای m–دورهٔ بعد به عنوان یک ابزار برای پیش‌بینی احتمال تغییر وضعیت رفتار نوسان‌های نرخ ارز ارائه شد. نتایج نشان داد که اگر فرایند در یک رژیم معین باشد، احتمال میل به تغییر وضعیت آن به رژیم دیگر رو به افزایش خواهد بود.

تقدیر و تشکر

مؤلف مقاله از داوران و هیئت تحریریهٔ محترم مجله علوم آماری به خاطر پیشنهادات ارزنده‌ای که باعث اصلاحات سازنده و بهبود مقاله گردید کمال تشکر و سپاسگزاری را دارد.

مراجع

تقوی، م. (۱۳۷۷)،مبانی علم اقتصاد، اطلس، انتشارات صنایع ایران.

مصطفایی، ح.، صفائی، م. (۱۳۸۸)، مقایسه مدل‌های اتورگرسیو تبدلی مارکف و آستانه‌ای خود محرک برای نوسان‌های نرخ ارز ایران ، مجله علوم آماری، جلد **۳**، شماره ۲، ۱۸۴-۱۷۳.

AL-Anaswah, N. and Wilfling, B. (2011), Identification of Speculative Bubbles using State-Space Models with Markov-Switching , *Journal of Banking & Finance*, **35**, 1073-1086.

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.

Bekaert, G. and Hodrick, R. J. (1993), On Biases in the Measurement of Foreign Exchange Risk Premiums, *Journal of International Mony and Finance*, **12**, 115-138.

Cai, J. (1994), A Markov Model of Unconditional Variance in ARCH, *Journal of Business and Economic Statistics*, **12(3)**, 309-316.

Dueker, M. and Neely, C.J. (2006), Can Markov Switching Models Predict Excess Foreign Exchange Returns? *Journal of Banking & Finance*, **31**, 279-296.

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.

Engel, C. and Hakkio, C.S. (1996), The Distribution of Exchange Rates in the EMS, *International Journal of Finance and Economics*, **15**, 55-67.

Frommel, M. and MacDonald, R. and Menkhoff, L. (2005), Markov Switching Regimes in a Monetary Exchange Rate Model, *Economic Modelling*, **22**, 485-502.

Gray, S. (1996), Modelling the Conditional Distribution of Interest Rates as a Regime Switching Process, *Journal of Financial Economics*, **42**, 27-62.

Hamilton, J. D. (1989), A New Approach to the Economic Analysis Nonstationary Time Series and the Business Cycle, *Econometrica*, **57** ,357-384.

Hamilton, J.D. and Susmel, R. (1994), Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime, *Journal of Econometrics*, **64**, 307-333.

Kim, C. J. and Nelson, C.R. (1990), *State-Space Models with Regime Switching Classical and Gibbs-Sampling Approaches wih Applications*, The MIT Press Cambridge, Massachusetts.

Lee,Y. H. and Chen, L. S. (2006), Whey Use Markov-Switching Models in Exchange Rate Prediction?, *Economic Modelling*, **23**, 662-668.

Yuan, C. (2011), Forecasting Exchange Rates: The Multi-State Markov-Switching Model with Smoothing, *International Review of Economics and Finance*, **20**, 342-362.