

## تحلیل چرخش رژیم بازده بازار سهام در ایران: مقایسه بین المللی

سید یحیی ابطحی

گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران

abtahi@iauyazd.ac.ir

### چکیده

مدل های چرخش رژیم می تواند گرایش بازارهای مالی را به تغییر وضعیت ناگهانی که در نتیجه تغییر رفتار سرمایه گذاران به وجود آمده است را شناسایی نمایند و این انتقال رژیم می تواند به طور بالقوه منجر به پیامدهای وسیع در انتخاب پرتفوی بهینه سرمایه گذاران شود. این مطالعه، با استفاده از مدل های چرخش رژیم، رژیم های بازده بازار سهام تهران و برخی از بازارهای سهام در سطح بین المللی را طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۹۰ تحلیل نموده و ماندگاری و تثبیت رژیم های بازده سهام و احتمال چرخش به رژیم های دیگر را در این بازارها مورد مقایسه قرار داده است. نتایج این مطالعه با استفاده از یک مدل MS-AR(K) دو رژیمی نشان می دهد که بازار سهام ایران در مقایسه با سایر بازارهای از میانگین نرخ بازده بالاتری در رژیم های کم بازده و پربازده برخوردار است. همچنین احتمال پایداری نرخ بازده در بازار سهام ایران در رژیم های کم بازده و پربازده از سایر بازارهای منتخب بالاتر است به استثنای بورس لندن که در رژیم کم بازده از احتمال پایداری بیشتری برخوردار است. اما احتمال چرخش رژیم های کم بازده به پربازده و برعکس در بازار سهام ایران بسیار پایین است و لذا بازار سهام ایران در مقایسه با سایر بازارهای مورد بررسی از احتمال ماندگاری بالاتری در رژیم های کم بازده و پربازده برخوردار است.

**واژه های کلیدی:** رژیم های نرخ بازده، بازار سهام، چرخش رژیم مارکوف.

## ۱- مقدمه

بازارهای مالی متأثر از رفتار سرمایه گذاران می باشد که اغلب بطور ناگهانی تغییر می کند. بحرانهای مالی و شرایط اقتصادی نیز بر این تغییر رفتارها اثرگذار است. این تغییر رفتارها و تغییر رژیم بازار بر ویژگیهای پویایی قیمت دارایی های مالی اثر می گذارند و منجر به رابطه غیر خطی بین ریسک و بازده می گردند. مدل های چرخش رژیم می تواند تغییر ناگهانی در رفتار سرمایه گذاران و این که اساس و پویایی قیمت ها برای چند دوره بعد از یک دوره تغییر ادامه می یابد را شناسایی نماید. به بیان دیگر، این مدل ها می توانند گرایش بازارهای مالی به تغییر وضعیت ناگهانی که در نتیجه تغییر رفتار سرمایه گذاران به وجود آمده است را با این پدیده که وضعیت جدید متغیرهای مالی چند دوره بعد از این تغییرات ادامه دارد، با هم تطبیق دهد. تغییر رژیم در بازارهای سهام می تواند به دلیل شوک های ایجاد شده در سایر بازارهای مالی نیز به وجود آید، یعنی یک شوک به وجود آمده در بازار طلا و ارز می تواند باعث تغییر رژیم در بازار سهام گردد. با استفاده از روش های اقتصادسنجی می توان رژیم ها را شناسایی کرد، اما تغییرات رژیم به طور مستقیم با تغییرات قانونی، سیاسی و سایر مقررات مرتبط و معمول مطابقت دارند و به طور بالقوه منجر به پیامدهای وسیع در انتخاب پرتفوی بهینه سرمایه گذاران می گردد. مدل خودرگرسیون انتقال ساده و مدل بسط یافته آن و مدل مارکوف سوئیچینگ (MS<sup>1</sup>)، مدل هایی هستند که جهت مدل سازی تغییرات رژیم در سری زمانی بازارهای مالی مورد استفاده قرار می گیرد. تکنیک مارکوف به ما اجازه می دهد تا رژیم های متفاوت را در رفتار بازدهی بازار بورس مجزا نموده و میزان احتمال چرخش این رژیم ها را مورد محاسبه قرار دهیم. در این مطالعه، با استفاده از مدل های چرخش رژیم، رژیم های بازده بازار سهام تهران را با برخی از بازارهای سهام در سطح بین المللی مورد تحلیل قرار داده و ماندگاری و تثبیت رژیم های بازده سهام و احتمال چرخش به رژیم های دیگر را بررسی می کنیم.

## ۲- بررسی ادبیات

به طور تجربی ثابت شده است بازار های مالی روندهای رو به بالا و رو به پایینی را نمایش می دهند که در اصطلاحات رایج به عنوان رژیم گاو نر (سرمایه گذاران مثبت نگر) و رژیم خرس (سرمایه گذاران منفی نگر)، طبقه بندی می کردند. مطالعاتی توسط فابوزی و فرانسیس<sup>۲</sup> (۱۹۷۷)، کیم و زامبالت<sup>۳</sup> (۱۹۷۹) و چن<sup>۴</sup> (۱۹۸۲) انجام شده که رژیم گاو را براساس بازده بیش از آستانه خاص، تعریف کرده اند. رژیم گاو بطور کلی مربوط به روند رو به بالا (بازده مثبت با نوسانات کم) و رژیم خرس با عنوان دوره های عمومی روند رو به پایین (بازده منفی با نوسانات قابل توجه و زیاد) مشخص شده است. نمی توان تصور کرد که یک "گاو" در بورس همیشه یک "گاو" خواهد ماند. ممکن است ریسک های سیاسی و اقتصادی موجب تغییر دیدگاه او شود و او را تبدیل به یک "خرس" کند. وقوع این رژیم ها اغلب به عوامل مختلف بستگی داشته و به طور کلی می تواند به ریسک های غیر سیستماتیک نسبت داده شود. شناسایی و تشخیص به موقع رژیم اهمیت بسیاری در استراتژی و اقدامات به موقع سیاست گذاران جهت جلوگیری از سواستفاده سوداگران ایفا می کند. علاوه بر این، تغییر در رژیم های بازار سهام می تواند به دلیل وارد آمدن شوک های خارجی در بازار باشد. بطور مثال آنفلوآنزای آسیا ۱۹۹۷، روسیه ۱۹۹۹، بحران آرژانتین ۲۰۰۱-۲۰۰۲ و بحران بدهی های مستقل اروپا ۲۰۱۰ نمونه های آشکاری از این موضوع می باشد. این حوادث و اثرات زیان بار دیگر در رژیم های بازار سهام در سراسر جهان رخ داده است، در این مطالعه، ما در تلاش برای بررسی احتمالات بازده سهام براساس مدل مارکوف سوئیچینگ هستیم، که در آن توزیع بازده در طول زمان تغییر می کند.

1 Markov switching

2 Fabozzi and Fransis

3 Kim and Zambalt

4 Chen

مطالعات مختلفی در خصوص کاربرد مدل چرخش رژیم مارکوف در تبیین رفتار چرخش رژیم بازار بورس انجام شده است. برای نخستین بار هامیلتون<sup>۱</sup> (۱۹۸۹) انتقال رژیم را در مدل گلدفلد و کوانت<sup>۲</sup> (۱۹۷۳) با استفاده از یک مدل خودرگرسیون چرخش رژیم (MSAR) مورد استفاده قرار داد. اما کاربرد این مدل در اقتصاد سنجی مالی به ویژه در شناسایی انتقال رژیم برای نخستین بار توسط ترنر<sup>۳</sup> (۱۹۸۹) جهت توضیح رفتار انتقال رژیم بازار بورس ارائه شد. مطالعه آنها مزایای استفاده از مدل های چرخش رژیم مارکوف را در توضیح انتقال رژیم در میانگین و واریانس بازدهی بازار بورس آشکار نمود. اسپالر و نوردن<sup>۴</sup> (۱۹۹۷)، رفتار چرخش رژیم شدید را در رفتار بازدهی سهام مشاهده نمودند و شواهد محکمی در خصوص تغییر رفتار رژیم بازده بازار سهام را ارائه کرده اند. این شواهد شامل تغییر در میانگین، تغییر در واریانس و یا تغییر در هردو می باشد. همچنین فرضیه عدم چرخش رژیم را در دوره پس از جنگ جهانی دوم رد کردند. نیشی یاما<sup>۵</sup> (۱۹۹۸)، وجود و ماهیت رژیم های مختلف در بازدهی کل سهام را در پنج کشور صنعتی مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه دست یافت که نوسانات بازده سهام نقش بیشتری را در انتقال رژیم بر عهده داشته است. وی با استفاده از این مدل برای بررسی تغییرات در رژیم های مختلف در بازدهی کل سهام از سال ۱۹۷۶ تا ۱۹۹۱ در کشورهای آلمان، ژاپن، ایالات متحده آمریکا، انگلیس و کانادا مورد بررسی قرارداد و به این نتیجه دست یافت که بازار آلمان طولانی ترین و کانادا کوتاهترین زمان را برای بازگشت به حالت عادی بعد از یک شوک، دارد. همچنین نتایج این مطالعه نشان می دهد که بازده سهام در زمانهای مختلف، تغییر می کند و واریانس شرطی وابسته به رژیم است.

ماهو و مک کاردی<sup>۶</sup> (۲۰۰۰)، با استفاده از مدل چرخش رژیم، برای شناسایی ساختار غیر خطی در میانگین شرطی و واریانس بازده سهام بازار آمریکا، دو رژیم مختلف بازدهی بالا (رژیم پایدار) و بازدهی کم (رژیم پر نوسان) را مشخص نموده اند. نیلسن و اولسن<sup>۷</sup> (۲۰۰۰) نیز با استفاده از مدل چرخش رژیم دو مرحله ای، دو رژیم کم بازده - کم نوسان و پر بازده - پر نوسان را برای بازار سهام دانمارک شناسایی نموده اند. اسماعیل و ایزا<sup>۸</sup> (۲۰۰۸)، با استفاده از مدل MSAR به توضیح رفتار انتقال رژیم برای چهار شاخص بورس مالزی بین سال های ۱۹۷۴ تا ۲۰۰۳ پرداخته اند. این مدل موفق به کنترل زمان بندی انتقال رژیم در چهار سری زمانی مورد نظر شده و علت وقوع این تغییر را در بحران های مالی و اقتصاد جهانی نظیر شوک های نفتی ۱۹۷۴، سقوط بازار سهام ۱۹۸۷ و بحران های مالی ۱۹۹۷ تشخیص داده است.

همچنین کاسوانتا و سالاما<sup>۹</sup> (۲۰۰۹)، نشان می دهند که استفاده از مدل چرخش رژیم می تواند منجر به پیش بینی بهتری از نوسانات بازار سهام در بازار بورس آلمان شود. عجمی و چارفدین<sup>۱۰</sup> (۲۰۱۱) نیز با استفاده از مدل های چرخش رژیم، تغییر رفتار رژیم بازده در بازار سهام تونس را مورد مطالعه قرار داده اند. مطالعه وسیم و کامایابندی<sup>۱۱</sup> (۲۰۱۲)، به ارائه پایه چارچوبی برای درک پویایی رفتار بازار سهام و تلاش برای شناسایی حرکات بازار سهام در رژیم های مختلف می پردازد. این مطالعه، انتقال رژیم در بازار سهام هند را با استفاده از یک مدل خودرگرسیون چرخش مارکوف مورد بررسی قرار داده اند. این مدل پیش بینی می کند بازار سهام هند با احتمال زیاد تحت رژیم گاو باقی می ماند. همچنین نتایج مراحل خرس را در تمام بحران های اقتصادی شناسایی میکند.

1 Hamilton

2 Goldfeld and Quandt

3 Terner

4 Schaller and Norden

5 Nishiyama

6 Maheu and McCurdy

7 Nielsen and Olesen

8 Ismail and Isa

9 Kuswanto and Salamah

10 Ajmi and Charfeddine

11 Wasim and Bandi

## ۳- روش شناسی

به عقیده همیلتون (۱۹۸۹) رفتار بسیاری از متغیرهای اقتصادی در طول زمان در مواجهه با رویدادهای مختلف دستخوش تغییرات اساسی و بنیادی می‌شود. مشاهده چنین رفتاری در بلندمدت تقریباً برای هر متغیر کلان اقتصادی و مالی امکان پذیر است. چنین تغییرات آشکاری در فرآیند سری‌های زمانی می‌تواند در نتیجه وقایعی همچون جنگ، بحران‌های مالی و یا تغییرات اساسی در سیاست‌های پولی و مالی ایجاد شود<sup>۱</sup>.

چگونه می‌توان پیامدهای تغییر اساسی در رفتار یک متغیر را در طول زمان بیان نمود؟ فرض کنید که چنین رفتاری می‌تواند به وسیله یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول بصورت

$$y_t = c_1 + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

با  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$  بیان شود به گونه ای که بتواند مشاهدات  $t_0, \dots, 2, 1$  را به خوبی توصیف نماید. فرض کنید که در زمان  $t_0$  یک تغییر مهم در رفتار متغیر ایجاد شود به گونه‌ای که رفتار آن برای دوره  $t_0 + 1, \dots, 2, t_0 + 1$  به صورت فرآیند زیر توصیف می‌شود:

$$y_t = c_2 + \phi y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (2)$$

تصریح معادلات فوق به شکل (۱) و (۲) یک توصیف قابل قبول برای داده‌های  $t = 1, 2$  به شمار می‌رود اما نمی‌توان آن را به عنوان یک مدل سری زمانی تلقی نمود. چراکه به عنوان مثال نمی‌توان مقادیر آتی سری فوق را با استفاده از این معادلات پیش‌بینی نمود. چنانچه متغیر فوق در گذشته دچار چنین تغییری شده باشد در آینده نیز ممکن است چنین رفتاری را از خود بروز دهد و این ویژگی باید در پیش‌بینی مقادیر آتی برای این متغیر لحاظ شود. از آنجا که روابط فوق می‌تواند بصورت

$$y_t - \mu_2 = \phi(y_{t-1} - \mu_2) + \varepsilon_{2t} \quad y_t - \mu_1 = \phi(y_{t-1} - \mu_1) + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

بازنویسی شود، یک مدل کامل سری زمانی در اینجا باید به گونه ای توصیف شود که احتمال تغییر از  $\mu_1$  به  $\mu_2$  را مدنظر قرار دهد. بنابراین فرآیند سری زمانی در اینجا بوسیله یک متغیر تصادفی غیر قابل مشاهده  $s_t^*$  بیان می‌شود و وضعیت<sup>۲</sup> یا رژیم<sup>۳</sup> را نشان می‌دهد که فرآیند مورد نظر در زمان  $t$  در آن وضعیت قرار گرفته است. با معرفی  $s_t^*$  اکنون معادلات (۳) می‌تواند به صورت

$$y_t - \mu_{s_t^*} = \phi(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}^*}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

نوشته شود چنانچه  $s_t^* = 1$ ، فرآیند در رژیم ۱ (برای  $t_0, \dots, 2, 1$ ) و چنانچه  $s_t^* = 2$ ، فرآیند در رژیم ۲ (برای  $t_0 + 1, \dots$ ) قرار دارد و  $\mu_{s_t^*}$  بیانگر  $\mu_1$  و  $\mu_2$  به ترتیب در  $s_t^* = 1$  و  $s_t^* = 2$  می‌باشد.

۱- ر. ک. به :

- Hamilton, J. D. (1994). "Time Series Analysis". Princeton University Press, New Jersey.

۱-State

۲-Regime

۳-۱ زنجیره مارکوف<sup>۱</sup>

اکنون باید توصیفی از فرآیند سری زمانی برای متغیر غیر قابل مشاهده  $s_t^*$  ارائه نمود. از آنجا که متغیر  $s_t^*$  تنها مقادیر گسسته (در اینجا مقادیر ۱ و ۲) را اختیار می‌کند ساده‌ترین مدل سری زمانی برای آن، زنجیره مارکوف می‌باشد.

چنانچه  $s_t$  یک متغیر تصادفی باشد که تنها مقادیر طبیعی  $\{1, 2, \dots, N\}$  را اختیار می‌کند احتمال آنکه  $s_t$  برابر با مقدار مشخص  $j$  باشد به مقادیر گذشته متغیر وابسته است:

$$p\{s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots\} = p\{s_t = j | s_{t-1} = i\} = p_{ij} \quad (5)$$

چنین فرآیندی به عنوان یک زنجیره مارکوف با  $N$  وضعیت و با احتمالات انتقال<sup>۲</sup>  $\{p_{ij}\}_{i,j=1,2,\dots,N}$  توصیف می‌شود. احتمال انتقال  $P_{ij}$ ، احتمال آنکه وضعیت  $i$  بوسیله وضعیت  $j$  دنبال شود را بیان می‌کند و لذا

$$p_{i1} + p_{i2} + p_{in} + \dots = 1$$

بنابراین ماتریس احتمالات انتقال را می‌توان به عنوان ماتریس انتقال به صورت زیر معرفی نمود:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1n} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{n1} & p_{n2} & \dots & p_{nn} \end{bmatrix} \quad (6)$$

در ماتریس فوق درایه ردیف  $j$  و ستون  $i$  بیانگر احتمال انتقال  $p_{ij}$  می‌باشد.

## ۳-۲- تحلیل سری زمانی تغییرات در رژیم

اکنون می‌توان با در نظر گرفتن یک مدل عمومی موضوع را مورد بررسی قرار داد. فرض کنید  $\mathbf{y}_t$  یک بردار  $(n \times 1)$  از متغیرهای درونزا و  $\mathbf{x}_t$  یک بردار  $(k \times 1)$  از متغیرهای برونزا و

$S_t = j$  در رژیم  $t$  در زمان  $t$  اگر فرآیند مورد نظر در زمان  $t$  در رژیم  $j$  باشد آنگاه چگالی شرطی  $\mathbf{y}_t$  را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

$$f(\mathbf{y}_t | s_t = j, \mathbf{X}_t, \xi_{t-1}; \alpha) \quad (7)$$

$\alpha$  برداری از پارامترهایی است که ویژگی‌های چگالی شرطی را بیان می‌کنند. چنانچه  $N$  رژیم مختلف وجود داشته باشد آنگاه رابطه (۷) نیز می‌تواند بیانگر  $N$  چگالی مختلف برای  $N=1, 2, \dots, N$  باشد که آنها را در یک بردار  $N \times 1$  توسط  $\eta_t$  نشان می‌دهیم.

برای نمونه، همانند آنچه قبلاً نشان داده شد، در یک مدل اتورگرسیو مرتبه اول<sup>۱</sup>

<sup>۱</sup> Markov chain

<sup>۲</sup> Transition Probabilities

$$y_t = C_{st} + \phi_{st} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۸)$$

$y_t$  یک اسکالر ( $n=1$ ) و متغیرهای برونزا تنها شامل یک جمله ثابت ( $X_t=1$ ) است و بردار پارامترهای مجهول  $\alpha$  شامل  $c_1, \dots, c_N, \phi_1, \dots, \phi_N$  می باشد. فرض می شود زمانیکه فرآیند در رژیم یک قرار گیرد متغیر  $y_t$  از توزیع  $N(\mu_1, \sigma_1^2)$  و در رژیم دو از توزیع  $N(\mu_2, \sigma_2^2)$  استخراج شده است. با وجود دو رژیم  $N=2$ ، دو چگالی را می توان به صورت

$$\eta_t = \begin{bmatrix} f(y_t | s_t = 1, y_{t-1}, \alpha) \\ f(y_t | s_t = 2, y_{t-1}, \alpha) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left[-\frac{(y_t - c_1 - \phi_1 y_{t-1})}{2\sigma^2}\right] \\ \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left[-\frac{(y_t - c_2 - \phi_2 y_{t-1})}{2\sigma^2}\right] \end{bmatrix}$$

بیان نمود. در رابطه (۷) فرض می شود که چگالی شرطی تنها به رژیم فعلی  $S_t$  وابسته بوده و به رژیم های گذشته وابسته نیست. همچنین فرض شود که  $S_t$  مطابق با یک زنجیره مارکوف که از مشاهدات گذشته  $y_t$  و همچنین مشاهدات جاری و گذشته  $X_t$  مستقل است تعیین می شود:

$$p[s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots, \mathbf{X}_t, \xi_{t-1}] = p[s_t = j | s_{t-1} = i] = p_{ij} \quad (۹)$$

### ۳-۳- استنباط راجع به رژیم ها و ارزیابی تابع درستنمایی

پارامترهایی که یک سری زمانی مشخص شده بوسیله روابط (۷) و (۹) را توصیف می کند شامل  $\alpha$  و احتمالات انتقال  $P_{ij}$  می باشد که آنها را در یک بردار  $\theta$  قرار می دهیم. مهم ترین هدف ما در اینجا برآورد مقادیر  $\theta$  بر پایه مشاهده  $y_t$  می باشد. علاوه بر این، درک این موضوع که در هر زمان مشخص در نمونه، در کدام رژیم به سر می بریم حائز اهمیت است. در این راستا لازم است تا یک استنباط احتمالی بر پایه مقادیر  $y_t$  و با استفاده از رابطه (۶) تشکیل دهیم.

فرض کنید  $P\{s_t = j | Y_t, \theta\}$  بیانگر استنباط ما راجع به مقادیر  $S_t$  بر پایه داده های موجود و پارامتر  $\theta$  باشد. این استنباط شکل یک احتمال شرطی را به خود می گیرد که بر اساس آن امکان آنکه مشاهده  $t$  توسط رژیم  $j$  در بر گرفته شود را مشخص کند چنین احتمالات شرطی:

$$p[S_t = j | Y_t; \theta] \quad j = 1, 2, \dots, N$$

را در یک بردار  $N \times 1$  که  $\hat{\xi}_{t|t}$  نامیده می شود مشخص می کنیم. این توصیف هم چنین پیش بینی ما را در خصوص اینکه فرآیندها در زمان  $t+1$  بر پایه مشاهدات تا زمان  $t$  در رژیم  $j$  قرار گیرند امکان پذیر می سازد و این نیز بیانگر یک بردار  $N \times 1$  یعنی  $\hat{\xi}_{t+1|t}$  است که درایه  $j$  ام آن بیانگر  $P[S_{t+1} = j | Y_t, \theta]$  می باشد. اکنون استنباط و پیش بینی برای هر زمان  $t$  در نمونه می تواند با تکرار هر جفت از معادلات زیر ارائه شود:

<sup>۱</sup> - توجه شود که فرآیند اتورگرسیو رابطه (۸) بر خلاف (۱) و (۲) به گونه ای در نظر گرفته شده است که نه تنها جزء ثابت  $C$  بلکه ضریب اتورگرسیو

$\phi$  نیز می تواند در رژیم های مختلف متفاوت باشد.

$$\widehat{\xi}_{t|t} = \frac{\left( \widehat{\xi}_{t|t-1} \otimes \eta_t \right)}{1' \left( \widehat{\xi}_{t|t-1} \otimes \eta_t \right)} \quad (10)$$

$$\widehat{\xi}_{t+1|t} = P \cdot \widehat{\xi}_{t|t} \quad (11)$$

که در آن  $\eta_t$  یک بردار  $N \times 1$  است که درایه  $t$ ام آن چگالی شرطی رابطه  $(Y)$  می‌باشد و  $P$  ماتریس انتقال،  $1$ ، یک بردار  $N \times 1$  شامل عدد یک و علامت  $\otimes$  بیانگر حاصل ضرب درایه به درایه می‌باشد. با وجود یک مقدار شروع اولیه برای  $\widehat{\xi}_{1|1}$  و مقدار مفروض برای بردار پارامترهای  $\theta$  با تکرار (۱۰) و (۱۱) برای  $t=1, 2, \dots, T$  می‌توان مقادیر  $\widehat{\xi}_{t|t}$  و  $\widehat{\xi}_{t+1|t}$  را برای هر زمان  $t$  در نمونه محاسبه نمود. تابع حداکثر درستنمایی  $\ell(\theta)$  برای داده‌های  $y_t$  می‌تواند توسط فرم الگوریتم زیر محاسبه شود:

$$\ell(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t | X_t, Y_{t-1}; \theta)$$

$$f(y_t | X_t, Y_{t-1}; \theta) = 1' \left( \widehat{\xi}_{t|t-1} \otimes \eta_t \right)$$

که در آن:

#### ۴- داده‌ها و آزمون ریشه واحد

در این مطالعه، جهت برآورد رژیم‌های بازده سهام از داده‌های منتخبی از بازارهای سهام کشورهای جهان از بورس‌های آمریکا، انگلستان، استرالیا، کانادا، ژاپن، هند، سنگاپور، ترکیه و ایران استفاده شده و نرخ بازده از تفاضل لگاریتمی شاخص قیمت بورس‌های منتخب بدست آمده است. در جدول ۴-۱ آماره‌های توصیفی نرخ بازده هر یک از بورس‌های سهام منتخب آورده شده است. نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد در بین بورس‌های منتخب کمترین میانگین بازده سهام در سری زمانی مورد نظر به ترتیب متعلق به بورس تورنتو، آمریکا، لندن، ژاپن و ترکیه می‌باشد و بیشترین میانگین بازده را بورس‌های تهران، هند، استرالیا و سپس سنگاپور دارند. چولگی بازده سهام بورس‌های ترکیه، ژاپن، هند و سنگاپور به چپ و بورس‌های استرالیا، تورنتو، آمریکا، ۱۰۰ لندن و ایران چولگی به راست دارند. تمام بورس‌های منتخب کشیدگی بیشتری نسبت به توزیع نرمال دارند و کشیده‌ترین توزیع بازده سهام مربوط به بورس استرالیا است. آماره جارگ برا نیز بیانگر آن است که فرض  $H_0$  مبنی بر نرمال بودن توزیع متغیر نرخ بازده در بورس‌های منتخب به استثناء ایران رد می‌شود.

جدول (۱): مقادیر آماره‌های توصیفی نرخ بازده بورس‌های منتخب مورد مطالعه

آماره جارگ برا	کشیدگی	چولگی	استاندارد خطا	مینیمم	ماکزیمم	میانگین	بورس‌های منتخب
۶۴/۰۰۷ (۰/۰۰۰)	۴/۶۶	۰/۸	۰/۰۴۳	-۰/۱۰۵	۰/۱۸۵	-۰/۰۰۶	SandP ۵۰۰ آمریکا
۲۰/۰۷ (۰/۰۰۰۰۴)	۳/۹۳	-۰/۴۵۲	۰/۰۶۴	-۰/۲۷۲	۰/۱۸۲	-۰/۰۰۳۴	Nikkei, 225 ژاپن
۱۷/۵۹ (۰/۰۰۰)	۳/۵۴	۰/۵۴۱	۰/۰۴۱	-۰/۱۰۸	۰/۱۳۹	-۰/۰۰۳۶	FTSE 100 لندن
۲۱۴/۰۲ (۰/۰۰۰۱)	۷/۵۱	۱/۰۵	۰/۸۳	-۰/۲۵	۰/۴۳۷	-۰/۰۱۵	Dominion bank تورنتو
۴۰/۸۲ (۰/۰۰۰)	۴/۰۵۵	۰/۸۵۴	۰/۰۳۸	-۰/۰۱۵	۰/۰۷۸	۰/۰۰۴	استرالیا

هند	۰/۰۰۷۴	۰/۲۴۸	-۰/۲۷	۰/۰۷۵	-۰/۳۵۴	۳/۷۱۸	۸/۱۹ (۰/۰۱۶)
سنگاپور	۰/۰۰۲۳	۰/۲۴۸	-۰/۲۷	۰/۶۷	-۰/۳۴۸	۵/۹۵	۱۰۹/۷۲ (۰/۰۰۰)
ترکیه	-۰/۰۰۰۸	۰/۲۳	-۰/۴۴	۰/۱۱۳	-۰/۵۳۷	۴/۷۸۸	۱۲/۵۱ (۰/۰۰۱۹)
ایران	۰/۰۵	۰/۴۰۵	-۰/۲۰	۰/۱۰۷	۰/۴۳۲	۶/۶۳	۳/۵۳ (۰/۱۷)

قبل از تفکیک نرخ بازده در وضعیت رژیم های مختلف لازم است تا وجود ریشه واحد در داده هامورد آزمون قرار گیرد. برای این منظور، آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته برای نرخ بازده بورس های منتخب انجام و نتایج در جدول (۲) آورده شده است. نتایج جدول، ضرایب آزمون ریشه واحد نرخ بازده را برای بورس های منتخب نشان می دهد. با توجه به اینکه قدر مطلق مقادیر ADF محاسباتی بزرگتر از مقادیر بحرانی در سطوح مختلف معنی داری است، لذا نرخ بازده سهام مورد بررسی فاقد ریشه واحد و در نتیجه ایستا یا  $I(0)$  می باشد.

#### جدول (۲): آماره دیکی - فولر تعمیم یافته و مقایسه آن با مقادیر بحرانی برای بازده سهام بورس

بورس ها	آماره دیکی فولر ADF محاسبه شده	مقدار بحرانی مک کینون		
		سطح اطمینان ٪۱	سطح اطمینان ٪۵	سطح اطمینان ٪۱۰
SandP ۵۰۰ (^GSPC) آمریکا	-۱۵/۶۷۹ (۰/۰۰۰)	-۳/۴۵۳	-۲/۸۷۱	-۲/۵۷۲
Nikkei, 225 (NKY) ژاپن	-۱۵/۹۶۷ (۰/۰۰۰)	-۳/۴۵۳	-۲/۸۷۱	-۲/۵۷۲
(^FTSE)FTSE 100 لندن	-۱۶/۲۴۵ (۰/۰۰۰)	-۳/۴۵۳	-۲/۸۷۱	-۲/۵۷۲
(TD Dominion Bank) تورنتو	-۱۲/۹۳۰ (۰/۰۰۰)	-۳/۴۶۱	-۲/۸۷۵	-۲/۵۷۴
استرالیا	-۱۴/۷۵۷ (۰/۰۰۰)	-۳/۴۵۷	-۲/۸۷۳	-۲/۵۷۳
هند	-۱۳/۱۴۲ (۰/۰۰۰)	-۳/۴۶۴	-۲/۸۷۶	-۲/۵۷۴
سنگاپور	-۱۴/۳۹۴ (۰/۰۰۰)	-۳/۴۵۶	-۲/۸۷۳	-۲/۵۷۳
ترکیه	-۶/۷ (۰/۰۰۰)	-۳/۵۳	-۲/۹	-۲/۵۸
ایران	-۳/۶۹۵ (۰/۰۶۱)	-۳/۵۲۴	-۲/۹۰۲	-۲/۵۸۸

#### ۵- انتخاب وقفه ی بهینه و برآورد مدل MS-AR(K)

پس از اطمینان از ایستایی متغیرها (نرخ بازده سهام بورس ها)، اکنون برای استخراج رژیم های بازده بورس های منتخب، رفتار سری زمانی متغیر نرخ بازده را با استفاده از مدل خودرگرسیون چرخش مارکف دو وضعیتی مورد بررسی قرار



می دهیم. برای این منظور، مدل اتورگرسیو ساده MS-AR(K) دو وضعیتی دروقفه های مختلف برآورد شده و معیار آکائیک (AIC) مرتبط با هر وقفه در جدول (۳) آورده شده است.

جدول (۳): وقفه بهینه برآورد شده بورس های منتخب

معیار آکائیک (AIC)	وقفه بهینه	بورس های منتخب
۳/۷۰۴۳	AR(۵)	SandP ۵۰۰ (^GSPC) آمریکا
۲/۷۴۳	AR(۵)	Nikkei, 225 (NKY) ژاپن
۳/۶۶	AR(۲)	^FTSE FTSE 100 لندن
۲/۲۸۴	AR(۶)	(TD Dominion bank) تورنتو
۳/۷۲۸	AR(۴)	استرالیا
۲/۳۵۶	AR(۲)	هند
۲/۷۱۵	AR(۵)	سنگاپور
۲/۱۰۲	AR(۳)	ترکیه
۲/۰۱۵۲	AR(۱)	ایران

پارامترهای مدل MS-AR(K) برای هر نرخ بازده با توجه به وقفه بهینه ارایه شده در جدول (۳)، با استفاده از روش حداکثر درستنمایی برآورد شده و نتایج آن در جدول (۴) نشان داده شده است. در مجموع دو وضعیت، یکی وضعیت پربازده یا (رژیم یک) و دیگری وضعیت کم بازده یا (رژیم صفر) برای بازده سهام بورس های منتخب تعریف شده است. نتایج نشان دهنده این است که میانگین های برآورد شده برای نرخ بازده شاخص S&P ۵۰۰ آمریکا در وضعیت پربازده یا رژیم یک  $\mu_1 = 0.1189$  و در وضعیت کم بازده یا رژیم صفر  $\mu_0 = -0.0082$  می باشد. همچنین احتمال انتقال رژیم برای این بازار، از رژیم صفر به رژیم یک  $P_{01} = 0.29$  و از رژیم یک به رژیم صفر  $P_{10} = 0.5$  است، با این برآورد می توان نتیجه گرفت که در بورس آمریکا احتمال انتقال از رژیم پربازده به رژیم صفر بیشتر است. همچنین تمایل در حفظ و ماندن در رژیم پروتق  $P_{11} = 0.7$  و حفظ رژیم کم بازده  $P_{00} = 0.49$  می باشد. در بازارهای سهام ژاپن، انگلستان، کانادا، هند، سنگاپور، ترکیه و تهران، میانگین بدست آمده برای رژیم یک یا رژیم پربازده به ترتیب برابر با  $0.03$ ،  $0.15$ ،  $0.37$ ،  $0.07$ ،  $0.06$  و  $0.32$  حاصل شده است. احتمال انتقال رژیم در بورس ژاپن از رژیم صفر به رژیم یک  $P_{01} = 0.57$  و از رژیم یک به رژیم صفر  $P_{10} = 0.74$  است، لذا در بورس ژاپن احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم صفر بیشتر است. همچنین تمایل باقی ماندن در رژیم پربازده  $P_{11} = 0.42$  و اینکه رژیم کم بازده خودش را دنبال کند  $P_{00} = 0.25$  می باشد. در بورس لندن، احتمال انتقال رژیم در این بورس نیز بیشتر از رژیم صفر به رژیم یک می باشد، چرا که نتایج نشان می دهند احتمال انتقال از رژیم صفر به رژیم یک  $P_{01} = 0.36$  و از رژیم یک به رژیم صفر  $0.19$  است.  $P_{10} = 0.63$  در این بورس تمایل در حفظ رژیم یک  $P_{11} = 0.63$  و حفظ رژیم صفر  $P_{00} = 0.80$  می باشد. در بورس کانادا، احتمال انتقال رژیم از رژیم صفر به رژیم یک  $P_{01} = 0.26$  و از رژیم یک به رژیم صفر  $P_{10} = 0.5$  است، با این برآورد می توان نتیجه گرفت که در بورس دومین بانک تورنتو احتمال انتقال از رژیم صفر به رژیم یک بیشتر است. همچنین تمایل در حفظ رژیم یک  $P_{11} = 0.73$  و حفظ رژیم صفر  $P_{00} = 0.498$  می باشد. در بورس استرالیا، احتمال انتقال رژیم از رژیم صفر به رژیم یک  $P_{01} = 0.38$  و از رژیم یک به رژیم صفر  $P_{10} = 0.83$  است که نشان می دهد، در این بورس احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم صفر بیشتر است. همچنین تمایل در حفظ رژیم پربازده  $P_{11} = 0.61$  و حفظ رژیم کم بازده  $0.16$   $P_{00} =$  می باشد.

احتمال انتقال رژیم در بورس هند نیز بیشتر از رژیم یک به رژیم صفر می باشد در این بورس تمایل در حفظ رژیم یک  $P_{11}=0/10$  و حفظ رژیم صفر  $P_{00}=0/79$  می باشد. در بورس سنگاپور، احتمال انتقال از رژیم صفر به رژیم یک  $P_{01}=0/34$  و از رژیم یک به صفر  $P_{10}=0/39$  می باشد این احتمال نیز انتقال از رژیم یک به رژیم صفر را بیشتر نشان می دهد. تمایل حفظ رژیم یک  $P_{11}=0/6$  و حفظ رژیم صفر  $P_{00}=0/65$  می باشد.

احتمال انتقال از رژیم کم بازده به رژیم پربازده در بورس ترکیه  $P_{01}=0/28$  و از رژیم پربازده به کم بازده  $0/94$  می باشد که نشان می دهد که احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم صفر بیشتر است. برآورد تمایل ماندن در رژیم پر بازده  $P_{11}=0/51$  و در رژیم کم بازده  $P_{00}=0/71$  نشان می دهد. و اما نتایج در بورس ایران نشان می دهد احتمال انتقال از رژیم صفر به رژیم یک  $P_{01}=0/67$  و از رژیم یک به رژیم صفر نیز  $P_{10}=0/27$  می باشد. این نشان می دهد که احتمال انتقال رژیم در این بورس از رژیم یک به رژیم صفر بیشتر می باشد. همچنین تمایل اینکه بورس تهران در رژیم پروتوق بماند  $P_{11}=0/72$  و اینکه در رژیم کم بازده باقی بماند  $P_{00}=0/93$  است.

جدول (۴): برآورد مدل  $MS-AR(K)$  از نرخ بازده سهام کشورهای منتخب

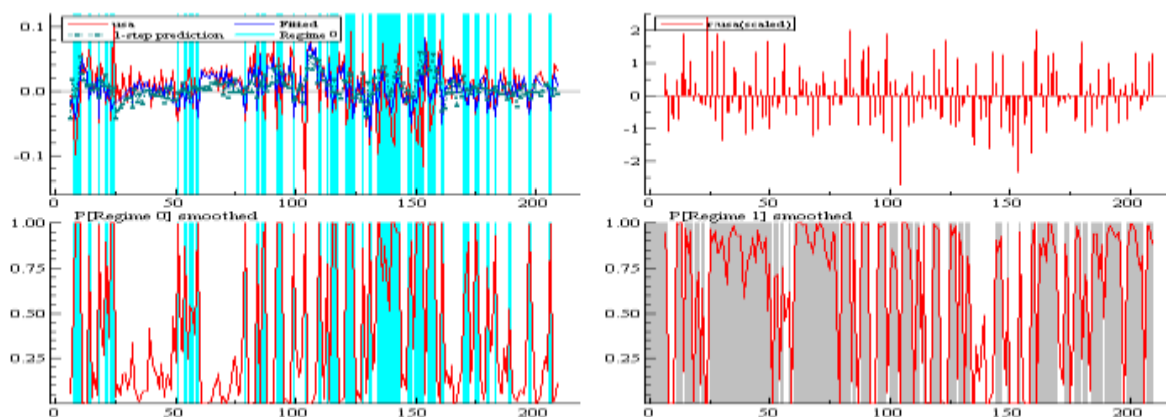
بورس ها	$\alpha$ .	$\alpha_1$	$\sigma$ .	$\sigma_1$	$\mu$ .	$\mu_1$	ماتریس احتمال انتقال
۵۰۰ SandP آمریکا	-0/17	0/03	0/05	0/014	-0/008	0/189	$\begin{bmatrix} 0/49 & 0/29 \\ 0/50 & 0/70 \end{bmatrix}$
Nikkei, ژاپن 225	0/004	0/003	0/06	0/02	0/003	0/013	$\begin{bmatrix} 0/25 & 0/57 \\ 0/74 & 0/42 \end{bmatrix}$
Dominion bank تورنتو	-0/009	0/025	0/11	0/035	-0/004	0/037	$\begin{bmatrix} 0/498 & 0/26 \\ 0/50 & 0/73 \end{bmatrix}$
FTSE 100 لندن	0/002	0/02	0/045	0/013	-0/002	0/0155	$\begin{bmatrix} 0/80 & 0/36 \\ 0/19 & 0/63 \end{bmatrix}$
استرالیا	-0/007	0/029	0/039	0/009	-0/66	-0/007	$\begin{bmatrix} 0/16 & 0/38 \\ 0/83 & 0/61 \end{bmatrix}$
هند	-0/004	0/064	0/06	0/042	-0/06	-0/0037	$\begin{bmatrix} 0/10 & 0/27 \\ 0/89 & 0/72 \end{bmatrix}$
سنگاپور	-0/006	0/011	0/098	0/02	-0/005	0/036	$\begin{bmatrix} 0/60 & 0/34 \\ 0/39 & 0/65 \end{bmatrix}$
ترکیه	0/028	-0/01	0/095	0/003	-0/004	0/06	$\begin{bmatrix} 0/051 & 0/28 \\ 0/94 & 0/71 \end{bmatrix}$
ایران	0/069	0/075	0/055	0/15	0/076	0/32	$\begin{bmatrix} 0/72 & 0/067 \\ 0/27 & 0/93 \end{bmatrix}$

#### ۶- نتیجه گیری

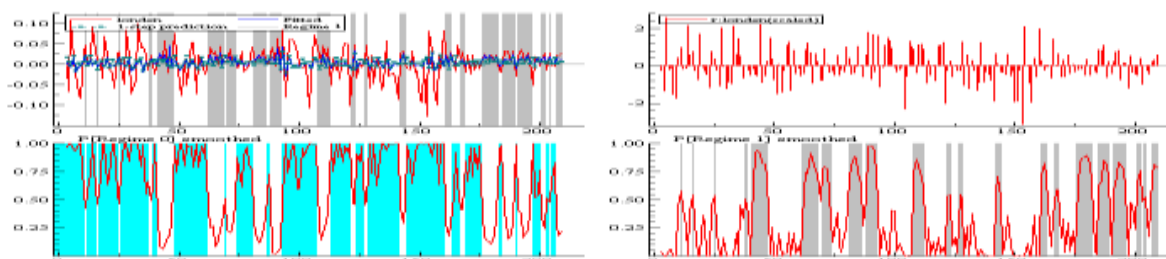
در این تحقیق به تحلیل رژیم های نرخ بازده سهام بورس های منتخب جهان شامل، S&P ۵۰۰ آمریکا، نیکی ۲۲۵ ژاپن، اف تی اس ای ۱۰۰ لندن، دومین بانک تورنتو (TD)، هند، استرالیا، سنگاپور و تهران پرداخته شده و به همین منظور یک مدل مارکوف سوئیچینگ  $MS-AR(K)$  بکار برده شده است. بعد از برآورد مدل در وقفه های مختلف و استفاده از معیار اطلاعاتی آکائیک، نتایج مدل مارکوف سوئیچینگ برآورده شده برای نرخ های بازده در وقفه های بهینه نشان می دهد که بازار سهام

ایران در مقایسه با سایر بازارهای از میانگین نرخ بازده بالاتری در رژیم های کم بازده و پربازده برخوردار است. همچنین احتمال پایداری نرخ بازده در بازار سهام ایران در رژیم های کم بازده و پربازده از سایر بازارهای منتخب بالاتر است به استثنای بورس لندن که در رژیم کم بازده از احتمال پایداری بیشتری برخوردار است. اما احتمال چرخش رژیم های کم بازده به پربازده و برعکس در بازار سهام ایران بسیار پایین است و لذا بازار سهام ایران در مقایسه با سایر بازارهای مورد بررسی از احتمال ماندگاری بالاتری در رژیم های کم بازده و پربازده برخوردار است. از طرف دیگر، در تمامی بازارهای مورد بررسی احتمال چرخش نرخ بازده از رژیم پربازده به رژیم کم بازده نسبت به احتمال وضعیت متقابل آن بزرگتر است. بعبارت دیگر، در تمامی بازارهای منتخب، احتمال چرخش نرخ بازده از رژیم پربازده به کم بازده پایین تر است.

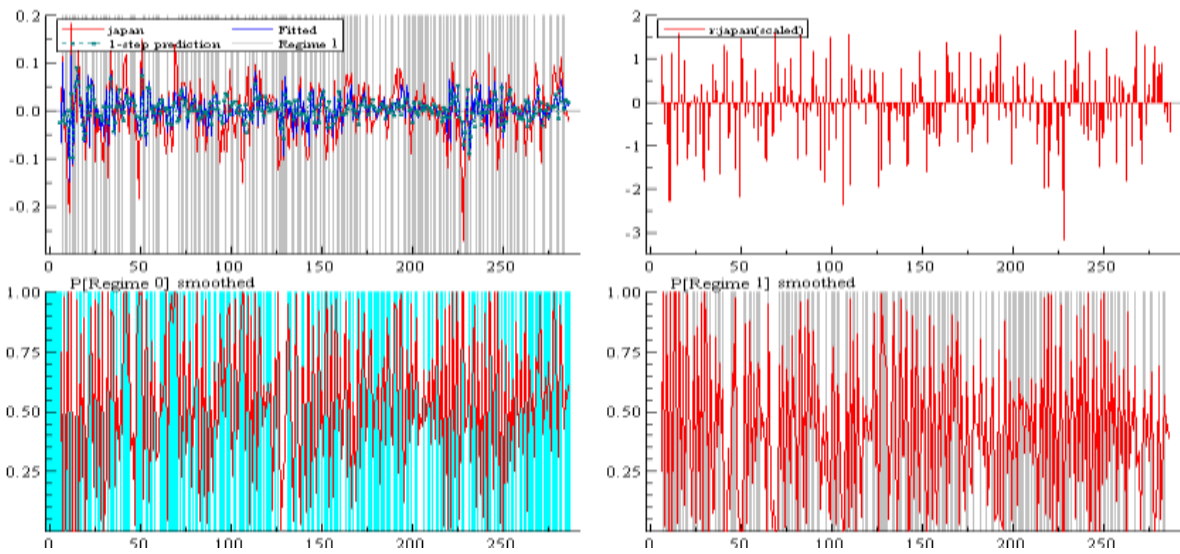
#### ۶- نمودارهای احتمالات هموارشده در رژیم های کم بازده و پربازده در بورس های منتخب



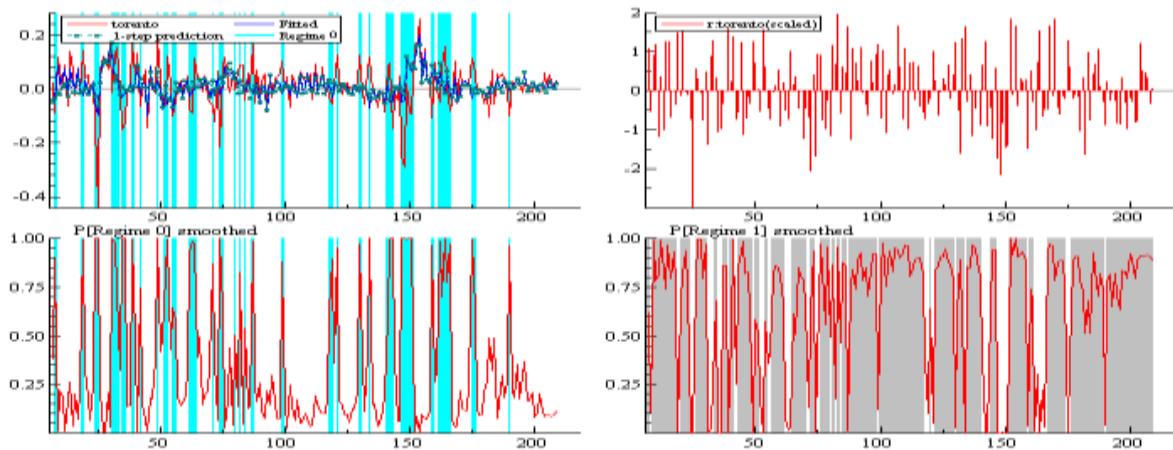
#### نمودار ۴-۱: احتمالات هموارشده در رژیم های کم بازده و پربازده در بورس آمریکا



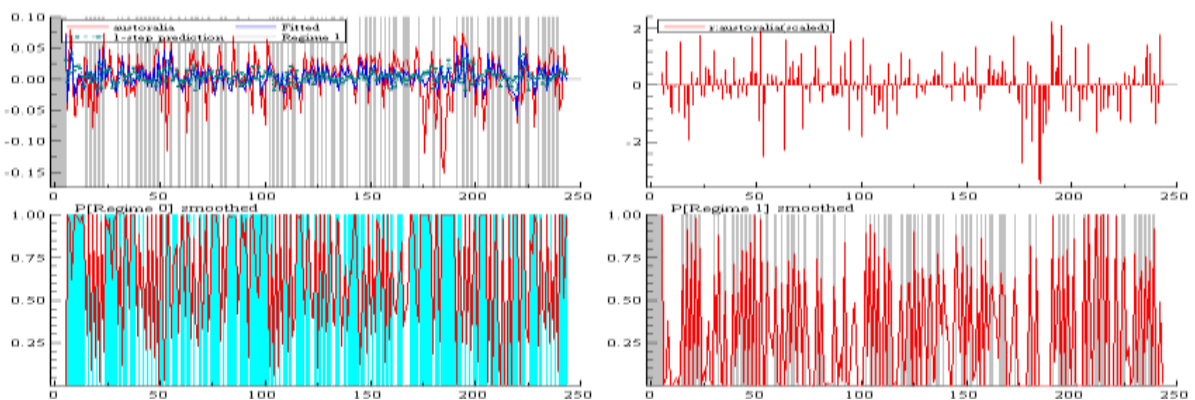
#### نمودار ۴-۲: احتمالات هموارشده در رژیم های کم بازده و پربازده در بورس لندن



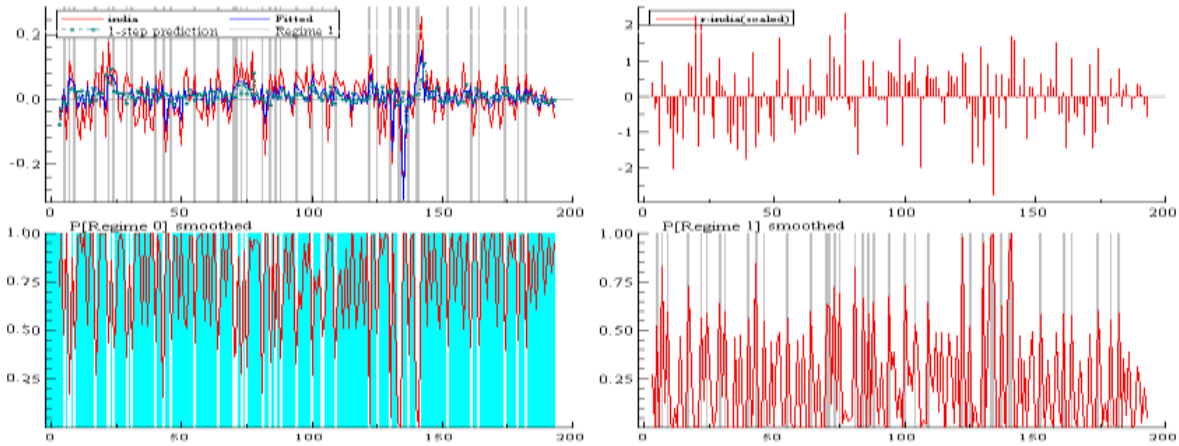
نمودار ۳-۴: احتمالات هموار شده در رژیم های کم بازده و پربازده در بورس ژاپن



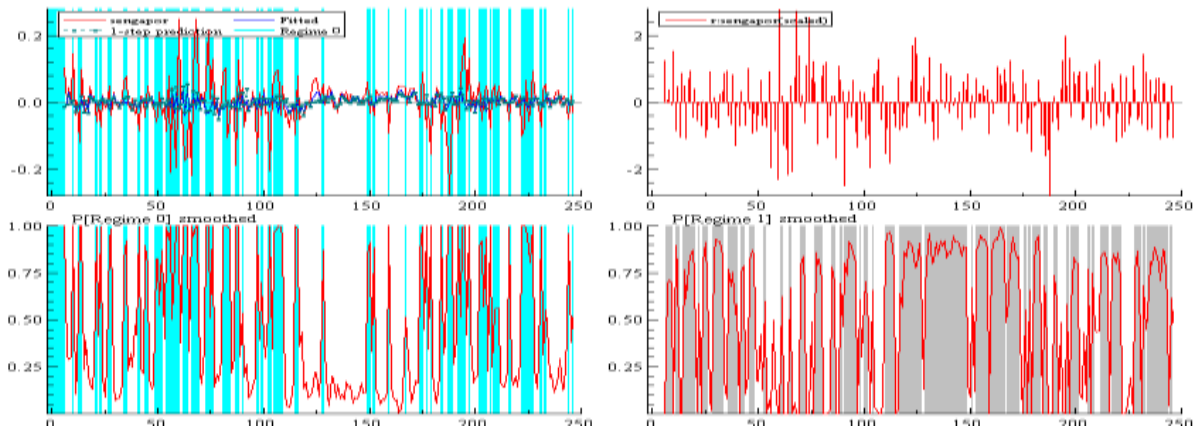
نمودار ۴-۴: احتمالات هموار شده در رژیم های کم بازده و پربازده در بورس تورنتو



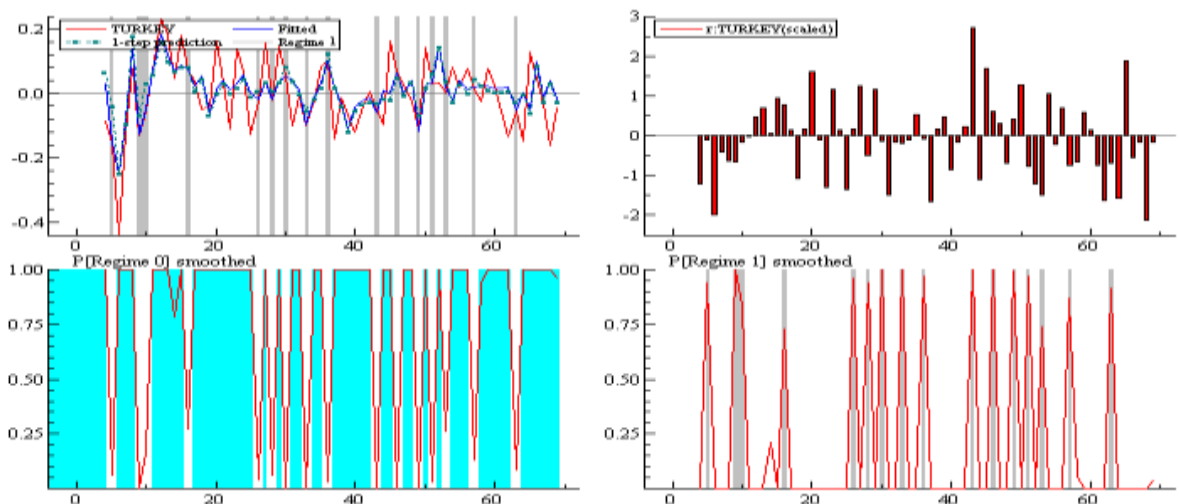
نمودار ۴-۵: احتمالات هموارشده در رژیم های کم بازده و پربازده در بورس استرالیا



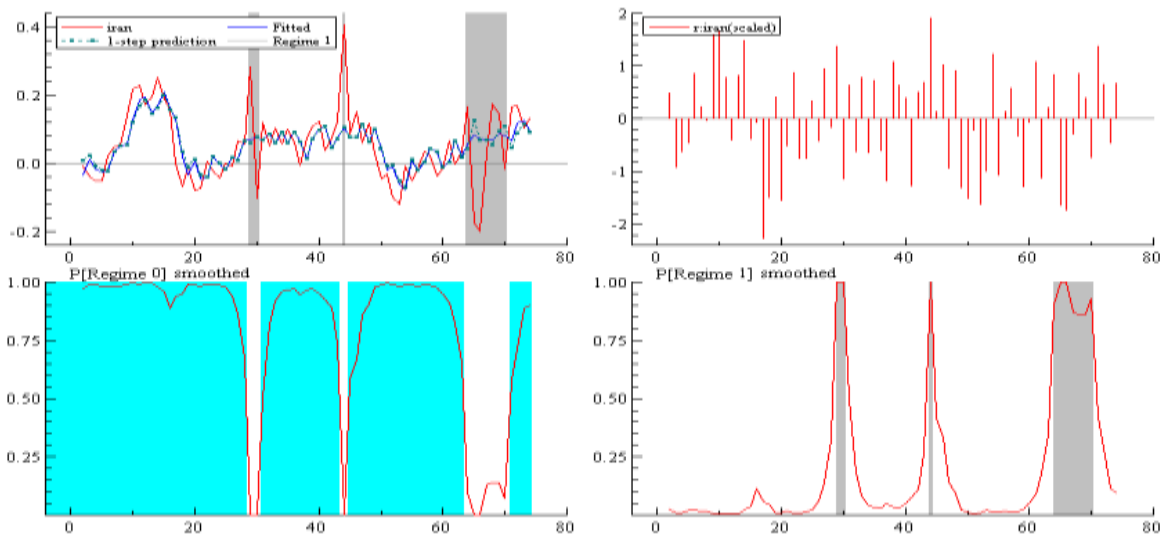
نمودار ۴-۶: احتمالات هموارشده در رژیم های کم بازده و پربازده در بورس هند



نمودار ۴-۷: احتمالات هموارشده در رژیم های کم بازده و پربازده در بورس سنگاپور



نمودار ۴-۸: احتمالات هموارشده در رژیم های کم بازده و پربازده در بورس ترکیه



نمودار ۴-۹: احتمالات هموارشده در رژیم های کم بازده و پربازده در بورس ایران

#### منابع

- 1- Ajmi, A.N. and Charfeddine, L. (2011). The Tunisian stock market: a regime switching approach, *Asian journal of business and management sciences*, vol. 1, no. 3, 43-53.
- 2- Chan, K. S. and Tong, H. (1986). On estimating thresholds in autoregressive models. *Journal of time series analysis*, 7(3), 179-190.
- 3- Chu, C.S.J., Santoni, G.J. and Liu, T. (1996). Stock market volatility and regime shift in returns, *Information science*, 94, 179-190.
- 4- Clements, M.P. and Krolzig, H.M. (1998). A comparison of the forecast performance of Markov-Switching and threshold autoregressive models of US GNP, *the economics journal*, 1, 47-75.
- 5- Goldfeld, S.M. and Quandt, R.E. (1973). A Markov model for switching regressions, *journal of econometrics*, 1, 3-16.
- 6- Granger, C. W. and Teräsvirta, T. (1999). A simple nonlinear time series model with misleading linear properties. *Economics Letters*, 62(2), 161-165.
- 7- Hamilton, J.D. (1989). A new approach to the economic analysis of non-stationary time series and the business cycle, *Econometrica*, vol. 57, no 2, 357-384.
- 8- Ismail, T.M. and Isa, Z. (2008). Identifying regime shifts in malaysian stock market returns, *International research journal of finance and economics*, Issue 15, 44-58.
- 9- Kräger, H. and Kugler, P. (1993). Non-linearities in foreign exchange markets: a different perspective. *Journal of International Money and Finance*, 12(2), 195-208.
- 10- Kuswanto, H. and Salamah, M. (2009). Regime switching long memory model for German stock returns. *European journal of economics, finance and administrative science*, 15, 7-17.
- 11- Maheu, J.M. and McCurdy, T.H. (2000). Identifying bull and bear markets in stock returns, *Journal of business and economic statistics*, 18, 100-112.
- 12- Nielsen, S. and Olesen, O. (2000). Regime-Switching stock returns reversion, Working paper, 11.
- 13- Nishiyima, K. (1998). Some evidence of regime shifts in international stock market managerial finance, 24 (4), 30-55.
- 14- Piger, J. (2007). Models of regime change, *springer encyclopedia of complexity and system science*.

- 15- Schaller, H. and Norden, S. (1997). Regime Switching in stock market returns, *Applied financial economics*, 7, 177-191.
- 16- Timmermann, A. and Ang, A. (2011). Regime change and financial markets, *Netspar discussion papers*, 68.
- 17- Turner, M.C., Startz, R. and Nelson, C.F. (1989). A Markov model of heteroskedasticity, risk and learning in the stock market, *Journal of financial economics*, 25, 3-22.
- 18- Wasim, A. and Bandi, K. (2011). Identifying regime shifts in indianstockmarket: A Markov switching approach. *MPRA paper*, 37174, 1-22.