

شناسایی چرخش رژیم در بازده بازار اوراق بهادار ایران

حامد نیک فطرت**

سید یحیی ابطیحی*

تاریخ پذیرش: ۹۱/۱۲/۲۶

تاریخ دریافت: ۹۱/۰۳/۲۳

چکیده

گرایش بازارهای مالی به تغییر وضعیت ناگهانی که در نتیجه تغییر در رفتار سرمایه‌گذاران ایجاد می‌شود، می‌تواند منجر به پیدایش رژیم‌های مختلف قیمت و بازده در این بازارها شود. در این مقاله با استفاده از مدل چرخش رژیم مارکوف، رفتار چرخش رژیم‌های مختلف بازار اوراق بهادار با استفاده از داده‌های روزانه شاخص قیمت و بازده نقدی طی دوره ۹۰-۱۳۸۵ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج به دست آمده، وجود سه وضعیت یا رژیم را برای این بازار ارایه می‌دهد: یک رژیم با میانگین بازدهی منفی و دو رژیم با میانگین بازدهی مثبت. همچنین، پایداری رژیم با میانگین بازدهی مثبت اما اندک و انتقال سایر رژیم‌ها به این رژیم در این بازار از احتمال بالایی برخوردار است.

طبقه بندی JEL: G10, C51, C32

واژگان کلیدی: بازار اوراق بهادار، شاخص قیمت، بازده نقدی، مدل چرخش رژیم مارکوف.

* استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد فیروزکوه، گروه اقتصاد، فیروزکوه، ایران (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی: yahyaabtahi@yahoo.com

hnickfetrat@gmail.com

** کارشناس ارشد اقتصاد، پست الکترونیکی:

۱. مقدمه

بازارهای مالی به عنوان بخشی از بازار عوامل تولید به منظور سهولت در تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌ها و هدایت وجوه و پس‌اندازهای سرگردان در جامعه به سمت مسیر بهینه ایجاد گردیده است. رفتار سرمایه‌گذاران در این بازارها اغلب به طور ناگهانی تغییر می‌کند. در حالی که برخی از این تغییرات ممکن است گذرا باشد، در اغلب اوقات تغییر قیمت دارایی‌ها برای مدت زمان زیادی ادامه می‌یابد. برای مثال، میانگین، نوسانات و الگوهای همبستگی در بازارهای سهام با شروع این تغییرات به طور چشم‌گیری تغییر یافته و بحران‌های مالی نیز به ادامه آن منجر می‌شود. تغییرات رژیم بازار که برخی از آنها می‌تواند در محدوده زمانی کوتاه رخ دهد و برخی می‌تواند دایمی باشند، در رفتار بازارهای مالی نظیر اوراق قرضه، سهام، نرخ ارز و برخی متغیرهای کلان اقتصادی رایج است.

مدل‌های چرخش رژیم^۱ می‌تواند این تغییر ناگهانی در رفتار سرمایه‌گذاران و رفتار پویای قیمت‌ها پس از یک دوره تغییر را شناسایی نمایند. به بیان دیگر، این مدل‌ها می‌توانند گرایش بازارهای مالی به تغییر وضعیت ناگهانی در نتیجه تغییر رفتار سرمایه‌گذاران و وضعیت جدید متغیرهای مالی را با وجود این تغییرات مورد بررسی قرار دهند. رژیم‌های مشخص شده که توسط روش‌های اقتصادسنجی شناسایی می‌شوند، می‌توانند به طور مستقیم با تغییرات قانونی، سیاسی و سایر مقررات مرتبط باشند. در برآوردهای تجربی، نوسانات، خودهمبستگی‌ها و کواریانس‌های مقطعی دارایی‌های مالی در این رژیم‌ها تفاوت دارند، بنابراین وجود چنین خصوصیتی امکان کنترل ویژگی‌های سری‌های زمانی مالی مانند واریانس ناهمسانی، چولگی و همبستگی زمانی را در این مدل‌ها فراهم می‌کند. در مدل‌های تعادلی، رژیم‌ها بر ویژگی‌های پویایی قیمت دارایی‌های مالی اثر گذاشته و منجر به رابطه جایگزینی غیر خطی ریسک - بازده می‌گردند. هم‌چنین انتقال رژیم به طور بالقوه منجر به پیامدهای وسیع در انتخاب پرتفوی بهینه سرمایه‌گذاران می‌شود.

از طرف دیگر بازارهای سهام در عمل روندهای رو به بالا و رو به پائینی را در جهان شاهد بوده است. این مسأله باعث به وجود آمدن اصطلاحات مشترک پیرامون رژیم‌های

^۱. Regime Switching Models

مختلف در این بازار شده است. در این بازارها، سهامداران در رژیم سرمایه‌گذاران مثبت‌نگر^۱ و رژیم سرمایه‌گذاران منفی‌نگر^۲ طبقه‌بندی شده‌اند. در واقع مثبت‌نگرها سرمایه‌گذارانی هستند که معتقدند قیمت سهام و شاخص بازار با رشد مواجه خواهد شد، در مقابل منفی‌نگرها بر این نکته اعتقاد دارند که ممکن است قیمت سهام و شاخص‌های تعریف شده بازار با افت مواجه شوند. با این حال نمی‌توان تصور کرد که یک مثبت‌نگر همواره مثبت‌نگر خواهد ماند. ممکن است ریسک‌های سیاسی و اقتصادی موجب تغییر دیدگاه او شود. می‌توان گفت این دسته‌بندی به علت وجود ریسک‌های سیستماتیک و غیر سیستماتیک در این بازار می‌باشد. علاوه بر این تغییر رژیم در بازارهای سهام می‌تواند به دلیل شوک‌های ایجاد شده در سایر بازارهای مالی به وجود آید، یعنی یک شوک به وجود آمده در بازار طلا و ارز می‌تواند باعث تغییر رژیم در بازار سهام گردد.

طی دهه‌های اخیر مدل‌های سری زمانی غیر خطی برای توضیح و تبیین رفتار شاخص‌های بورس به طور فراگیر مورد استفاده قرار گرفته است. مدل اتورگرسیو انتقال ملایم لجستیک^۳ (LSTAR) و نمایی^۴ (ESTAR) و مدل اتورگرسیو چرخش مارکوف^۵ (MSAR)، مدل‌هایی هستند که جهت مدل‌سازی تغییرات رژیم در سری زمانی بازارهای مالی و اقتصاد کلان از قبیل بازدهی سهام، تورم، رشد GNP، نرخ ارز و... مورد استفاده قرار می‌گیرد. از زمانی که همیلتون^۶ (۱۹۸۹) روش‌های چرخشی مارکوف را به عنوان روشی برای مدل‌سازی سری‌های زمانی مالی و اقتصادی نایستا به کار برد، استفاده از این مدل رواج بیشتری یافته است. تفاوت اصلی بین این دو نوع مدل مربوط به فرآیندی است که از طریق آن تغییرات در رژیم‌ها اندازه‌گیری می‌شود. مدل چرخش مارکوف این امکان را فراهم می‌کند تا رژیم‌های متفاوت را در رفتار بازدهی بازار سهام مجزا نموده و میزان احتمال چرخش این رژیم‌ها را مورد محاسبه قرار داد.

-
1. Bull Regime
 2. Bear Regime
 3. Logistic Smooth Transition Autoregressive
 4. Exponential Smooth Transition Autoregressive
 5. Markov Switching Autoregressive
 6. Hamilton

در این مقاله بر اساس مدل‌های چرخش رژیم مارکوف تلاش می‌شود رفتار چرخش رژیم‌های مختلف ازار اوراق بهادار ایران مورد بررسی قرار گیرد. بر این اساس، در ادامه به مروری بر تحقیقات انجام شده در این زمینه پرداخته، سپس روش شناسی مدل چرخش مارکوف بررسی می‌شود. در بخش چهار داده‌های الگو معرفی شده و بخش پنجم به برآورد الگوی مورد نظر اختصاص یافته است. در بخش ششم نیز نتایج تحقیق ارائه می‌شود.

۲. مروری بر مطالعات انجام شده

مطالعات مختلفی در خصوص کاربرد مدل چرخش رژیم مارکوف در تبیین رفتار بازار سهام انجام شده است. برای نخستین بار همیلتون (۱۹۸۹) موضوع انتقال رژیم را در مدل گلدفلد و کوانت^۱ (۱۹۷۳) و با استفاده از یک مدل اتورگرسیو چرخش رژیم (MS-AR) مورد استفاده قرار داد. اما کاربرد این مدل در اقتصاد سنجی مالی به ویژه در شناسایی انتقال رژیم برای نخستین بار توسط ترنر و همکاران^۲ (۱۹۸۹) جهت توضیح رفتار انتقال رژیم بازار سهام ارائه شد. مطالعه آنها مزایای استفاده از مدل‌های چرخش رژیم مارکوف را در توضیح انتقال رژیم در میانگین و واریانس بازدهی بازار سهام آشکار نمود. اسکالر و نوردن^۳ (۱۹۹۷) همانند مطالعه ترنر و همکاران (۱۹۸۹) رفتار چرخش رژیم شدید را در رفتار بازدهی سهام مشاهده نمودند. ماهو و مک کاردی^۴ (۲۰۰۰) نیز با استفاده از مدل چرخش رژیم، بازار سهام آمریکا را را در دو رژیم مختلف بازدهی بالا و بازدهی کم مشخص نموده‌اند. نیلسن و اولسن^۵ (۲۰۰۰) نیز با استفاده از مدل چرخش رژیم دو مرحله‌ای، دو رژیم کم بازده - کم نوسان و پر بازده - پر نوسان را برای بازار سهام دانمارک شناسایی نموده‌اند. اسماعیل و ایزا^۶ (۲۰۰۸) با استفاده از مدل MS-AR به توضیح رفتار انتقال رژیم برای چهارشاخص بورس مالزی بین سال‌های ۱۹۷۴ تا ۲۰۰۳ پرداخته‌اند. این مدل موفق به کنترل زمان‌بندی انتقال رژیم در چهار سری زمانی مورد نظر شده و علت وقوع این تغییر را در بحران‌های مالی و اقتصاد جهانی نظیر شوک‌های نفتی ۱۹۷۴، سقوط بازار سهام ۱۹۸۷ و بحران‌های مالی ۱۹۹۷ تشخیص داده است.

1. Goldfeld and Quandt
 2. Turner, Startz and Nelson
 3. Schaller and Norden
 4. Maheu and McCurdy
 5. Nielsen and Olesen
 6. Ismail and Isa

هم‌چنین کاسوانتا و سالاما^۱ (۲۰۰۹) نشان می‌دهند که استفاده از مدل چرخش رژیم می‌تواند منجر به پیش‌بینی بهتری از نوسانات بازار سهام در بازار بورس آلمان شود. عجمی و چارفدین^۲ (۲۰۱۱) نیز با استفاده از مدل‌های چرخش رژیم به بررسی بازار سهام تونس پرداخته و مدل‌های LSTAR و MS-AR را برای بررسی تغییر در نوسانات بازار مورد مقایسه قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که مجموعه‌ی این مدل‌های غیر خطی برای مدل‌سازی بازار سهام نسبت به مدل‌های خطی مناسب‌تر است، اما با بررسی ویژگی‌های این دو مدل، مدل LSTAR برای مدل‌سازی شاخص بازار سهام تونس مناسب‌تر است. وسیم و بندی^۳ (۲۰۱۱) انتقال رژیم در بازار سهام هند را با استفاده از مدل چرخشی مارکوف مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بازار سهام هند حساسیت بیشتری نسبت به شوک‌های خارجی و مداخلات سیاسی دارد.

طی سال‌های اخیر، کاربرد مدل‌های چرخش رژیم در برخی از مطالعات داخلی نیز مورد توجه قرار گرفته است. هژبر کیانی و ابطحی (۱۳۸۷) با استفاده از مدل‌های چرخش رژیم، تاثیر نامتقارن شوک‌های پولی را از نظر اندازه و جهت این شوک‌ها بر رشد تولید در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار داده‌اند. هم‌چنین قنبری و همکاران (۱۳۹۰) از مدل‌های چرخش رژیم برای مطالعه اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی در ایران و کازرونی و همکاران (۱۳۹۰) نیز از این مدل‌ها برای استخراج شوک‌های نرخ ارز و برآورد اثرات آن بر صادرات غیر نفتی استفاده نموده‌اند.

۳. استخراج مدل‌های چرخش رژیم

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 امکان‌پذیر است. چنین تغییرات آشکاری

1. Kuswanto and Salamah
2. Ajmi and Charfeddine
3. Wasim and Bandi

در فرآیند سری‌های زمانی می‌تواند در نتیجه وقایعی همچون جنگ، بحران‌های مالی و یا تغییرات اساسی در سیاست‌های پولی و مالی ایجاد شود.^۱

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 به صورت

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

با $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ بیان شود به گونه‌ای که بتواند مشاهدات t_0, t_0+1, t_0+2, \dots 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, t_0+2, \dots 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 آن‌را به عنوان یک مدل سری زمانی تلقی نمود. چرا که 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 به صورت

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

بازنویسی شود، یک مدل کامل سری زمانی در اینجا باید به گونه‌ای توصیف شود که احتمال تغییر از μ_1 به μ_2 را مدنظر قرار دهد. بنابراین فرآیند سری زمانی در اینجا به وسیله یک متغیر تصادفی غیر قابل مشاهده S_t^* بیان می‌شود و S_t^* وضعیت^۲ یا رژیم 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

^۱ - ر.ک. به: Hamilton(1994)

1.State

$$y_t - \mu_{s_t^*} = \phi(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}^*}) + \varepsilon_t \quad (۴)$$

نوشته شود چنانچه $s_t^* = ۱$ ، فرآیند در رژیم ۱ (برای $t = ۱, ۲, \dots, t_0$) و چنانچه $s_t^* = ۲$ ، فرآیند در رژیم ۲ (برای $t = t_0 + ۱, t_0 + ۲, \dots$) قرار دارد و $\mu_{s_t^*}$ بیانگر μ_1 و μ_2 به ترتیب در $s_t^* = ۱$ و $s_t^* = ۲$ می باشد.

۱-۳. زنجیره مارکوف^۱

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 می کند ساده ترین مدل سری زمانی برای آن، زنجیره مارکوف می باشد.

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

$$p\{s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots\} = p\{s_t = j | s_{t-1} = i\} = p_{ij} \quad (۵)$$

چنین فرآیندی به عنوان یک زنجیره مارکوف با N وضعیت و با احتمالات انتقال^۲

$\{p_{ij}\}_{i,j=1,2,\dots,N}$ توصیف می شود. احتمال انتقال p_{ij} ، احتمال آن که وضعیت i بوسیله وضعیت j دنبال شود را بیان می کند و لذا $p_{i1} + p_{i2} + \dots + p_{in} = ۱$ ؛ بنابراین ماتریس احتمالات انتقال را می توان به عنوان ماتریس انتقال به صورت زیر معرفی نمود:

$$p = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \dots & p_{n1} \\ p_{12} & p_{22} & \dots & p_{n2} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ p_{1n} & p_{2n} & \dots & p_{nn} \end{bmatrix} \quad (۶)$$

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

۲-۳. 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 $\xi_t = (x_{t-m}^1, x_{t-m}^2, \dots, x_{t-m}^m, x_{t-1}^1, x_{t-1}^2, \dots, x_{t-1}^m, \dots, x_{t-1}^1, x_{t-1}^2, \dots, x_{t-1}^m)$ برداری شامل تمام متغیرها باشد. اگر فرآیند مورد نظر در زمان t در رژیم $S_t = j$ باشد آنگاه چگالی شرطی \mathbf{y}_t را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

$$f(\mathbf{y}_t | S_t = j, \mathbf{X}_t, \xi_{t-1}; \alpha) \quad (۷)$$

α 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 $N, \dots, 2, 1 = j$ باشد که آنها را در یک بردار $N \times 1$ توسط η_t نشان می‌دهیم.

برای نمونه، همانند آنچه قبلاً نشان داده شد، در یک مدل اتورگرسیو مرتبه اول^۱

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

\mathbf{y}_t یک اسکالر $(n=1)$ و متغیرهای برونزا تنها شامل یک جمله ثابت $(X_t=1)$ است و بردار پارامترهای مجهول α شامل $\phi_1, \dots, \phi_N, c_1, \dots, c_N$ و σ^2 می‌باشد. فرض می‌شود زمانی که فرآیند در رژیم یک قرار گیرد متغیر \mathbf{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 می‌توان به صورت

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

بیان نمود. در رابطه (۷) فرض می‌شود که چگالی شرطی تنها به رژیم فعلی S_t وابسته بوده و به رژیم‌های گذشته وابسته نیست. همچنین فرض می‌شود که S_t مطابق با یک زنجیره

۱. توجه شود که فرآیند اتورگرسیو رابطه (۸) بر خلاف (۱) و (۲) به گونه‌ای در نظر گرفته شده است که جزء ثابت C و ضریب اتورگرسیو ϕ در رژیم‌های مختلف متفاوت باشند.

مارکوف که از مشاهدات گذشته y_t و همچنین مشاهدات جاری و گذشته X_t مستقل است تعیین می‌شود:

$$p[s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots, \mathbf{X}_t, \xi_{t-1}] = p[s_t = j | s_{t-1} = i] = p_{ij} \quad (9)$$

۳.۳. استنباط راجع به رژیم‌ها و ارزیابی تابع درستمایی

پارامترهایی که یک سری زمانی مشخص شده به وسیله روابط (۷) و (۹) را توصیف می‌کند شامل α و احتمالات انتقال P_{ij} می‌باشد که آنها را در یک بردار θ قرار می‌دهیم. مهم‌ترین هدف ما در اینجا برآورد مقادیر θ بر پایه مشاهده y_t می‌باشد. علاوه بر این، درک این موضوع که در هر زمان مشخص در نمونه، در کدام رژیم به سر می‌بریم حایز 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 $P\{s_t = j | \xi_t, \theta\}$ بیانگر استنباط ما راجع به مقادیر s_t بر پایه داده‌های موجود و پارامتر θ باشد. این استنباط شکل یک احتمال شرطی را به خود می‌گیرد که بر اساس آن امکان آن که مشاهده t توسط رژیم z در برگرفته شود را مشخص کند چنین احتمالات شرطی را در یک بردار $N \times 1$ که $\hat{\psi}_{t|t}$ نامیده می‌شود مشخص می‌کنیم. این توصیف هم‌چنین پیش‌بینی ما را در خصوص این که فرآیندها در زمان $t+1$ بر پایه مشاهدات تا زمان t در رژیم z قرار گیرند امکان پذیر می‌سازد و این نیز بیانگر یک بردار $N \times 1$ یعنی $\hat{\psi}_{t+1|t}$ است که درایه z آن بیانگر $P\{s_{t+1} = z | \xi_t, \theta\}$ می‌باشد. اکنون استنباط و پیش‌بینی برای هر زمان t در نمونه می‌تواند با تکرار هر جفت از معادلات زیر ارایه شود:

$$\hat{\psi}_{t|t} = \frac{(\hat{\psi}_{t|t-1} \otimes \eta_t)}{1'(\hat{\psi}_{t|t-1} \otimes \eta_t)} \quad (10)$$

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

که در آن η_t یک بردار $N \times 1$ است که درایه z آن چگالی شرطی رابطه (۷) می‌باشد و P ماتریس انتقال، I ، 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 $\hat{\psi}_{1|0}$ و مقدار مفروض برای بردار پارامترهای θ با تکرار (۱۰) و (۱۱) برای $t=1, 2, T$ می‌توان مقادیر $\hat{\psi}_{t|t}$ و $\hat{\psi}_{t+1|t}$ 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:

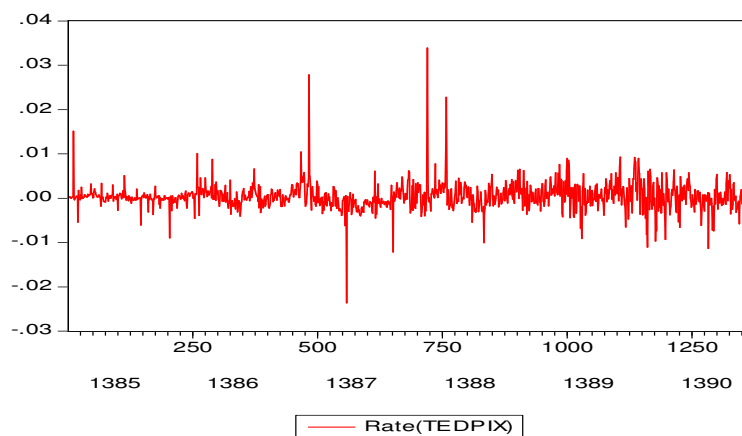
$$\ell(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t | X_t, \xi_{t-1}, \theta)$$

که در آن:

$$f(y_t | X_t, \xi_{t-1}, \theta) = 1' \left(\hat{\psi}_{t|t-1} \otimes \eta_t \right)$$

۳. داده‌ها و اطلاعات آماری

در این مطالعه داده‌های شاخص قیمت و بازده نقدی (TEDPIX) بازار اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۵/۱/۵ تا ۱۳۹۰/۱۲/۲۸ به کار گرفته شده است. روند مربوط به داده‌های نرخ رشد این شاخص طی دوره مورد بررسی در نمودار (۱) ترسیم شده است. همان گونه که ملاحظه می‌شود، طی دوره تیر ۱۳۸۷ تا شهریور ۱۳۸۸ جهش‌های قابل توجهی در هر دو جهت مثبت و منفی در رشد این شاخص به وجود آمده است. آماره‌های توصیفی سری رشد شاخص قیمت و بازده نقدی بازار اوراق بهادار در جدول (۱) آورده شده است.



نمودار ۱. رشد شاخص قیمت و بازده نقدی

جدول ۱. آماره‌های توصیفی سری رشد شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران

۰/۰۰۰۴۳۵	میانگین
۰/۰۲۳۶۷	مینیمم
۰/۰۳۳۹۹	ماکزیمم
۰/۰۰۰۲۴۳	میانه
۰/۰۰۲۹۱۷	انحراف معیار
۱/۶۹۵۶	چولگی ^۱
۲۸/۶۸۲۸	کشیدگی ^۲
۳۸۱۹۷/۱۵	چارگ-برا ^۳
-۲۵/۲۶۵۸	آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Skewness Statistic
2. Kurtosis Statistic
3. Jarque-Bera statistic

نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که توزیع سری رشد شاخص قیمت و بازده نقدی کشیده است و لذا وجود احتمال بالای بیشتر مقادیر این سری حول میانگین را نشان می‌دهد. آماره مربوط به چولگی سری نشان می‌دهد که توزیع سری مورد نظر دارای چولگی به راست است و مقدار آماره جارگ - برا نیز فرض نرمال بودن سری را رد می‌کند. همچنین جدول (۱) با آرایه آزمون دیکی فولر تعمیم یافته رشد شاخص قیمت و بازده نقدی، نشان می‌دهد که این سری کاملاً ایستاست.

۴. برآورد نتایج از طریق مدل اتورگرسیو چرخشی مارکوف [MSAR(K,P)]

در این مطالعه از الگوریتم BFGS^۱ برای حصول برآوردهای حداکثر درست‌نمایی پارامترهای مدل چرخش رژیم بازده بازار اوراق بهادار استفاده شده است. این الگوریتم به عنوان یکی از روش‌های بهینه یابی غیرخطی، برآوردهای مختلفی از توابع اتورگرسیو در رژیم‌های دو و سه وضعیتی ارائه می‌دهد و با توجه به مقدار لگاریتم درست‌نمایی و معیارهای اطلاعاتی مجموعه‌ی پارامترهای برآورد شده برای هر مدل، مدل مناسب بر مبنای معیار اطلاعاتی آکائیک انتخاب می‌شود. بر این اساس با توجه به معیارهای برآورد شده در رژیم‌های $K=2$ و $K=3$ ، مدل مناسب MSAR(3,6) حاصل شده و نتایج در جدول (۲) ارائه شده است.

میانگین سه رژیم استخراجی به ترتیب $0/000411$ ، $-0/00058$ و $0/00145$ برآورد شد. با توجه به نتایج جدول، احتمالات وضعیت فرآیند اتورگرسیو رشد شاخص قیمت و بازده نقدی سهام در رژیم‌های مختلف در نمودار (۲) به تصویر کشیده شده است.

بنابراین نتایج مدل برآورد شده در مجموع وجود سه وضعیت یا رژیم را برای بازده بازار اوراق بهادار ایران ارائه می‌دهد. یک رژیم دارای میانگین بازدهی $\mu = -0/058$ درصد و احتمال $P = 0/23$ و دو رژیم دیگر با میانگین بازدهی مثبت $\mu = 0/041$ و $\mu = 0/145$ درصد و به ترتیب با احتمال $P = 0/977$ و $P = 0/055$. بنابراین احتمال پایداری بازده بازار سهام ایران در رژیم با میانگین مثبت اما اندک بسیار بالا برآورد شده است و احتمال پایداری رژیم پربازده با

4. Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno (BFGS) Algorithm

$\mu=0/145$ درصد و $P=0/055$ بسیار پایین است. سرانجام احتمال قرار گرفتن بازده در رژیم با میانگین منفی $\mu=-0/58$ درصد بسیار بیشتر از رژیم با میانگین بالاست.

جدول ۲. برآورد پارامترهای فرآیند اتورگرسیو رشد شاخص قیمت و بازده نقدی در یک مدل چرخشی مارکوف سه وضعیتی

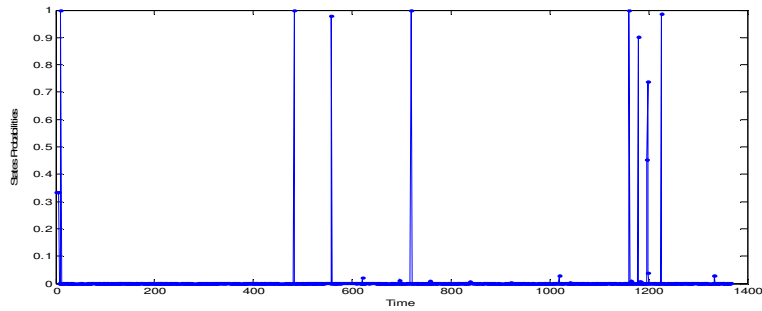
$S_t=1$					
$\Phi_1=0/3205$	$\Phi_r=0/27558$	$\Phi_r=0/38719$	$\Phi_i=0/25187$	$\Phi_o=-0/13065$	
$\Phi_r=0/36354$	$c=0/0021637$				
$S_t=2$					
$\Phi_1=2$	$\Phi_r=-1/5801$	$\Phi_r=2$	$\Phi_i=-0/12981$		
$\Phi_o=1/5202$	$\Phi_i=0/1198$	$c=0/017003$			
$S_t=3$					
$\Phi_1=1/4189$	$\Phi_r=-1/44$	$\Phi_r=1/6533$	$\Phi_i=2$	$\Phi_o=-0/88849$	
$\Phi_i=1/7007$					
$c=-0/0049939$					
Log likelihood = 6360/91			AIC = -9/56		
ماتریس احتمالات انتقال					
$\begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} & P_{31} \\ P_{12} & P_{22} & P_{32} \\ P_{13} & P_{23} & P_{33} \end{bmatrix}$	$=$	$\begin{bmatrix} 0/97741 & 0/76706 & 0/78995 \\ 0/0021861 & 0/23294 & 0/15498 \\ 0/020399 & 4/4513e-020 & 0/55072 \end{bmatrix}$			

مأخذ: محاسبات تحقیق

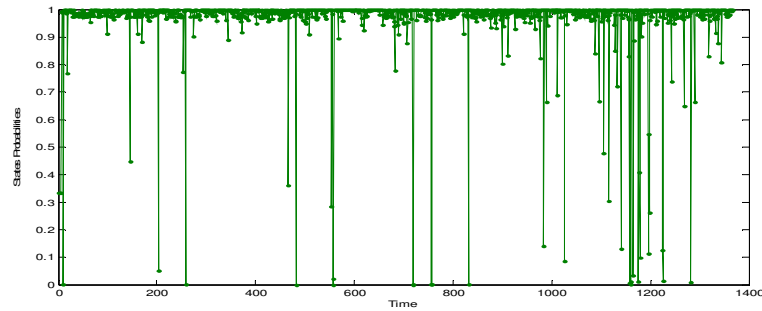
همچنین احتمال آن که وضعیت دو (رژیم با میانگین بازدهی منفی) توسط وضعیت یک (رژیم با میانگین بازدهی مثبت و کم) دنبال شود ۷۷٪ و احتمال آن که وضعیت سه (رژیم با میانگین بازدهی مثبت و بالا) توسط وضعیت یک (رژیم با میانگین بازدهی مثبت و کم) دنبال شود ۷۹٪ است و احتمال انتقال برآورد شده برای سایر وضعیت‌ها بسیار اندک است. بنابراین نتایج نشان می‌دهد که بازار سهام ایران در رژیم با میانگین بازدهی مثبت اما بسیار اندک دارای درجه پایداری بالایی است و انتقال سایر وضعیت‌ها به این وضعیت در بازار سهام ایران از احتمال بالایی برخوردار است.

نمودار ۲. وضعیت فرآیند اتورگرسیو رشد شاخص قیمت و بازده نقدی بورس در رژیم‌های مختلف

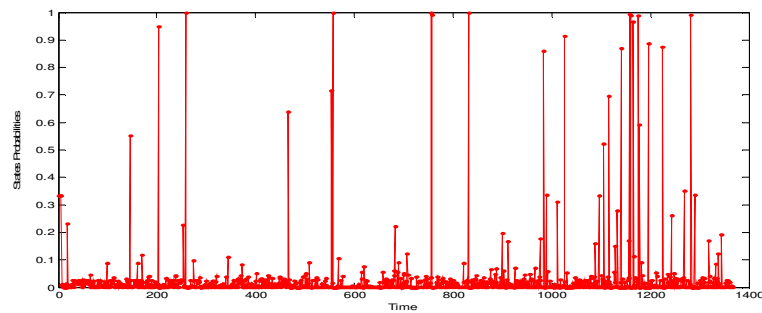
الف. رژیم یک



ب. رژیم دو



ج. رژیم سه



۵. نتیجه گیری

بازارهای سهام در عمل روندهای رو به بالا و رو به پائینی را در جهان شاهد بوده است و تغییرات رژیم بازار در رفتار بازارهای مالی نظیر اوراق قرضه، سهام و نرخ ارز به دلایلی همچون وجود ریسک‌های سیستماتیک و غیر سیستماتیک در این بازارها و شوک‌های ایجاد شده در سایر بازارهای مالی رایج است. مدل‌های چرخش رژیم می‌تواند گرایش بازارهای مالی را به تغییر وضعیت ناگهانی که در نتیجه تغییر رفتار سرمایه‌گذاران به وجود آمده است را شناسایی نمایند و این انتقال رژیم می‌تواند به طور بالقوه منجر به پیامدهای وسیع در انتخاب پرتفوی بهینه سرمایه‌گذاران شود. در این مطالعه رفتار چرخش رژیم‌های مختلف بازار اوراق بهادار ایران بر اساس مدل‌های چرخش رژیم مارکوف مورد بررسی قرار گرفته و مدل (MSAR(۳,۶) برای بازده بازار اوراق بهادار ایران حاصل شده است. بنابراین نتایج مدل برآورد شده در مجموع وجود سه وضعیت یا رژیم را برای بازده این بازار ارایه می‌دهد. یک رژیم دارای میانگین منفی و دو رژیم دارای میانگین مثبت. احتمال پایداری بازده بازار سهام ایران در رژیم با میانگین مثبت اما اندک بسیار بالا برآورد شده است که میانگین این رژیم از میانگین کل بازده بازار نیز کمتر است و احتمال پایداری رژیم دارای بیشترین بازده بسیار پایین است. سرانجام احتمال قرار گرفتن بازده در رژیم با میانگین منفی بسیار بیشتر از رژیم با میانگین بالاست. همچنین احتمال آنکه وضعیت رژیم با میانگین منفی توسط وضعیت رژیم با میانگین مثبت و بازده کم دنبال شود ۷۷٪ و احتمال آن که وضعیت رژیم با میانگین مثبت و بازده بالا توسط وضعیت رژیم با میانگین مثبت و بازده کم دنبال شود ۷۹٪ است و احتمال انتقال برآورد شده برای سایر وضعیت‌ها بسیار اندک است. بنابراین در مجموع نتایج نشان می‌دهد که بازار سهام ایران در رژیم با میانگین بازدهی مثبت اما بسیار اندک دارای درجه پایداری بالایی است و انتقال سایر وضعیت‌ها به این وضعیت در بازار سهام ایران از احتمال بالایی برخوردار است.

منابع

- قنبری، علی، خضری، محسن و رسولی، احمد (۱۳۹۰). تشخیص اثرات نامتقارن شوک‌های نفت خام بر روی اقتصاد ایران در رژیم‌های اقتصادی: مدل راه‌گزینی مارکوف. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، (۹۷): ۱۴۹-۱۱۹.

- کازرونی، علیرضا، رضازاده، علی و محمدپور، سیاوش (۱۳۹۰). اثرات نامتقارن نوسان‌های نرخ واقعی ارز بر صادرات غیرنفتی ایران رویکرد غیرخطی مارکوف- سویچینگ. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۲(۵): ۱۵۳-۱۷۸.

- هژبر کیانی، کامبیز و ابطحی، سید یحیی (۱۳۸۷). آزمون دیدگاه‌های کینزی جدید پیرامون اثرات نامتقارن شوک‌های پولی در اقتصاد ایران با استفاده از مدل‌های چرخش رژیم مارکوف. *مجله پژوهشنامه علوم اقتصادی*، ۸(۳۰): ۱۲۳-۱۴۴.

- Ajmi, A., & Charfeddine, L. (2011). The Tunisian stock market: Regime switching approach. *Asian Journal of Business and Management Sciences*. 1(3): 43-53.
- Hamilton, J.D. (1989). A new approach to the economic analysis of non-stationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2):357-384.
- Hamilton, J. D. (1994). Time series analysis. Princeton University Press, New Jersey.
- Ismail T. M., & Zaidi, I. (2008). Identifying regime shifts in Malaysian stock market returns. *International Research Journal of Finance and Economics*, 15(1): 44-57.
- Goldfeld, S. M., & Quandt. R. E. (1973). A Markov model for switching regressions. *Journal of Econometrics*. 1(1): 3-16.
- Kuswanto, H., & Salamah, M. (2009). Regime switching long memory model for German stock returns. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 15(1): 7-17.
- Maheu, J. M., & Mccurdy, T. H. (2000). Identifying bull and bear markets in stock returns. *Journal of Business and Economic Statistics*, 18(1): 100-112.
- Nielsen, S., & Olesen, O. (2000). Regime-Switching stock returns and mean reversion. Working paper 11.
- Schaller, H., & Norden, S. (1997). Regime-Switching in stock market returns. *Applied Financial Economics*. 7(2): 177-192.
- Turner, M. C., & Startz, R., & Nelson, C.F. (1989). A Markov model of heteroskedasticity, risk, and learning in the stock market. *Journal of Financial Economics*, 25(1): 3-22.
- Wasim, A., & Bandi, K. (2011). Identifying regime shifts in Indian stock market: A Markov switching approach. MPRA Paper 37174.