مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات بازار سهام با استفاده از مدل انتقالی گارچ مارکف

مینو نظیفی‌نایینی[1] **شهرام فتاحی**[2] **سعید صمدی**[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۰۹/۰٤ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۱/۰۷/۲۹

چکیده

در این مطالعه، قدرت برازش و قدرت پیش‌بینی مجموعه‌ای از مدل‌های انتقالی گارچ مارکف SW-GARCH، با استفاده از داده های بازار بورس اوراق بهادار تهران، طی سال‌های ۹۰-۱۳۷۶ مقایسه می‌شود. در این مقاله، از مدل انتقالی گارچ مارکف برای پیش‌بینی نوسانات در بازار بورس اوراق بهادار تهران در افق‌های پیش‌بینی کوتاه مدت شامل یک‌روزه و پنج‌روزه (هفته‌ای) و دوره بلندمدت شامل ده‌روزه و ۲۲روزه استفاده شده است. علت استفاده از این مدل‌ها آن است که برای همهٔ شاخص‌های مدل، امکان چرخش یا انتقال بین دو رژیم پرنوسان و کم‌نوسان وجود دارد. به همین دلیل، هم توزیع گوسی (نرمال) و هم دو توزیع دنبالهٔ پهن (t-استیودنت و GED) برای خطاها در نظر گرفته شده است. درجهٔ آزادی نیز بین دو رژیم نوسان تغییرپذیر تعبیه شد تا چولگی احتمالی وابسته به زمان نیز در نظر گرفته شود. نتایج تجربی نشان می‌دهد برای پیش‌بینی نوسانات بازار سهام ایران، عملکرد مدل‌های SW-GARCH با توزیع خطای t و با درجهٔ آزادی متغیر بین دو رژیم، بسیار بهتر از مدل‌های گارچ معمولی است. حتی در برازش و بررسی‌های داخل نمونه‌ای نیز این نوع از مدل‌های انتقالی مارکف، رتبهٔ اول را در زمینه قدرت برازش به خود اختصاص دادند.

واژگان کلیدی: بوتسترپ، پیش‌بینی خارج از نمونه‌ای، تابع زیان آماری، توزیع دنباله‌های پهن، مدل انتقالی گارچ مارکف، نوسانات.

JEL: C53, C22, C32, M52, E37.

---

۱. کارشناس‌ارشد اقتصاد، Email: minoonazifi@gmail.com

۲. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی، Email: sh_fatahi@yahoo.com

۳. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان، Email: samadi_sa@yahoo.com

۱. مقدمه

امروزه به مدل‌های انتقالی مارکف در مدل‌سازی اقتصاد بسیار توجه شده است؛ زیرا شواهد تجربی بسیاری نشان می‌دهد تغییرات ساختاری و غیرخطی و ویژگی پویایی بسیاری از سری‌های زمانی را ازطریق این مدل‌ها می‌توان مشاهده کرد. دراین‌بین، رفتار پویای سری‌های زمانی اقتصاد خرد به غیرخطی‌بودن در مراحل چرخهٔ تجاری بستگی دارد و بیشترین کاربرد آن، در تثبیت و تشخیص رفتار انتقال رژیم‌ها در رکود و رونق اقتصادی است. به‌دلیل وجود تأثیرات متقارن موجود در میانگین و تغییرات واریانس شرطی، رفتار پیچیدهٔ سری‌های زمانی مالی به‌سختی به‌صورت خطی ثبت می‌شود. در دو دههٔ اخیر، این رفتارها با تکنیک مدل‌سازی غیرخطی برای داده‌های بازار مالی بررسی شده و بیشتر، بر مدل‌سازی واریانس شرطی متمرکز بوده است. نکتهٔ درخور توجه اینکه مدل‌سازی غیرخطی مناسب برای میانگین شرطی برای جلوگیری از تعیین اشتباه واریانس شرطی مهم است. در این مطالعه، استفادهٔ ترکیبی از مدل با میانگین شرطی و واریانس شرطی مدنظر قرار گرفته است.

تکنیک چرخشی مارکف اجازه می‌دهد به پرسش‌های متعدد جدید و جالبی پاسخ داده شود: آیا می‌توان رژیم‌های متفاوت را در بازدهی‌های بازار سهام تشخیص داد؟ چگونه رژیم‌ها تغییر می‌کند؟ هرچند دفعه یک‌بار رژیم‌ها چرخش می‌کنند یا منتقل می‌شوند و این انتقال چه زمانی اتفاق می‌افتد؟ پس از اینکه انتقالی رخ داد و متغیر حالت مشاهده شد، می‌توان بازدهی‌ها را پیش‌بینی کرد؟ شاخص‌های مدل از روش حداکثر راست‌نمایی برآورد می‌شود (مطالعات انگل و همیلتون، ۱۹۹۰).[۱] اقتصادسنج فرض می‌کند این انتقال‌ها به‌طور مستقیم مشاهده نمی‌شود. درعوض باید نوعی استنتاج احتمالی داشته باشد که این چرخش و تغییرات، ممکن است کی و کجا اتفاق بیفتد و این استنتاج براساس رفتار مشاهده‌شده از خودِ سری ایجاد می‌شود. هدف اصلی مدل‌سازی نوسانات، پیش‌بینی نوسانات است.[۲] بنابراین این موضوع نیز بررسی می‌شود که آیا مدل‌های SW-GARCH در پیش‌بینی دقت نوسانات بازار سهام ایران مشارکت می‌کنند؟ همچنین برای مقایسهٔ عملکرد پیش‌بینی‌های مختلف از هفت تابع زیان آماری استفاده می‌شود.

مطالعات تجربی نشان می‌دهد برآورد شاخص‌های مدل گارچ معمولاً درجهٔ زیادی از سازگاری را در نوسانات شرطی بازدهی‌های مالی ارائه می‌کند.[۳] به عقیدهٔ همیلتون و ساسمل[۴] در ۱۹۹۴، مشکل

1. Engle & Hamilton, 1990.

۲. برای مرور کاملی بر پیشینهٔ موضوع پیش‌بینی نوسانات نک: Poon & Granger ، 2003.

3. Engle & Bollerslev, 1993, Bing & Granger, 1996, Engle & Patton nv, 2000.

4. Hamilton & Susmel, 1994.

سازگاری جعلی زیاد مدل‌های گارچ می‌تواند با ترکیب مدل‌های رژیم انتقالی مارکف با مدل‌های خانوادهٔ آرچ حل شود. به‌این‌ترتیب، در ابتدا مدل‌های آرچ رژیم انتقالی مارکف یا سوآرچ (SWARCH) معرفی شد. سپس گری[1] در سال ۱۹۹۶ و داکر[2] در ۱۹۷۷، این روش را برای مدل‌های گارچ گسترش دادند و در قالب سوگارچ (SW-GARCH) معرفی کردند. در ایدهٔ ورای مدل انتقالی، هرچه وضعیت بازار تغییر کند، عوامل مؤثر در نوسانات هم تغییر می‌کند؛ برای مثال فرایند نوسانات شرطی در بحران یا رکود، نسبت‌به وضعیت عادی بازار به‌صورت کاملاً متفاوتی رفتار می‌کند.

در مجموعهٔ سوگارچ،[3] سطوح نوسان بین دو سطح رژیم پرنوسان و رژیم کم‌نوسان تغییر می‌کند. ممکن است بیشتر از دو رژیم هم وجود داشته باشد؛ اما برای سادگی فرض می‌شود فقط دو رژیم وجود دارد. همهٔ شاخص‌های مدل گارچ، در هر رژیم، مقادیر متفاوتی را می‌گیرند. این مدل‌ها برخلاف مدل‌هایی با متغیر دامی که تغییرات زمانی ازپیش تعیین‌شده دارند، در اینجا رژیم‌ها متغیرهای مشاهده ناشدنی‌اند و متغیر حالت نامیده می‌شود. این متغیر حالت در حین اینکه دیگر متغیرها با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی برآورد می‌شوند، می‌تواند برآورد شود.

در این مطالعه، مدل‌های رژیم چرخشی GARCH مارکف به‌عنوان ابزاری مناسب برای تحلیل و پیش‌بینی نوسانات بازار سهام ارائه می‌شود. این مدل اجازه می‌دهد میانگین و واریانس شرطی براساس یک زنجیرهٔ مارکف مرتبهٔ اول بین دو حالت چرخش و انتقال کند. مدل‌سازی بازدهی‌های سهام نقش بسیار مهمی در پژوهش‌ها ایفا می‌کند. نتایج پیش‌بینی این مدل عاملی اساسی در مدیریت ریسک و بحران و همچنین برای سیاست‌گذاران مالی است. امروزه این واقعیت کاملاً نهادینه شده است که نوسانات مالی، نوعی فرایند تصادفی با درجه‌ای مشخص از پایداری در نوسانات بازدهی سهام است. هدف استفاده از مدل چرخشی مارکف این است که ازطریق جزء تصادفی مدل می‌توان چرخش‌ها و تغییرات ناپیوسته تصادفی را مدل‌سازی کرد و اجازه می‌دهد در فرایند پیش‌بینی از اطلاعات شرطی استفاده کرد. شایان ذکر است که این جزء تصادقی متغیر تصادفی حالت همان رژیم است و از فرایند مارکف پیروی می‌کند. هدف کاربردی دیگر اینکه برای پیش‌بینی بهتر است از پیش‌بینی متغیر حالت، با توزیع وابسته به زمان (شرطی) استفاده شود.

1. Gray
2. Duaker
3. SW-GARCH

۲. پیشینۀ مطالعاتی

در ایران مطالعات فراوانی دربارۀ مدل‌های گارچ در بازار سهام انجام شده است؛ ولی در زمینۀ گارچ انتقالی مارکف مطالعه‌ای وجود ندارد و فقط دو مطالعه در زمینۀ رویکرد انتقالی مارکف ساده انجام شده است. فرزین‌وش و شکوری (۱۳۸۸) در پایان‌نامۀ *بازدهی سهام و تورم در ایران*، به بررسی رابطۀ میان نرخ تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از مدل اتورگرسیوبرداری مارکف سوئیچینگ پرداخته‌اند. ابونوری و عرفانی (۱۳۸۷) نیز در مقالۀ «الگوی چرخشی مارکف و پیش‌بینی احتمال وقوع بحران نقدینگی در کشورهای عضو اوپک»، با استفاده از الگوی چرخشی مارکف، نوعی الگوی هشداردهندۀ پیش از وقوع برای آن‌ها برآورد کردند. امید است این مطالعه اساسی برای مدل‌سازی گارچ انتقالی مارکف در ایران باشد. در دهۀ اخیر، مطالعات خارجی فراوانی دربارۀ مدل‌های مارکف سوئیچینگ انجام شده است؛ اما از میان مطالعات خارجی نیز فقط دو موضوع زیر با مدل‌های گارچ انتقالی مارکف مرتبط است:

ـ کاراداژ، در سال ۲۰۰۸، هر دو مدل گارچ تک‌رژیمه و گارچ چرخشی مارکف را برای بازار سهام ترکیه بررسی کرد. سپس با توابع زیان مختلف به پیش‌بینی نوسانات از این دو روش پرداخت و پیش‌بینی خارج از نمونه را بررسی کرد.

ـ مارکوزی، در سال ۲۰۰۵، مجموعه‌ای از مدل‌های گارچ و Eـ‌گارچ و GJRـ گارچ و گروهی از مدل‌های SW-GARCH را در توانایی آن‌ها در پیش‌بینی نوسانات برای داده‌های امریکا در دوره‌های یک‌روزه و یک‌ماهه پیش‌بینی کرد. مطالعۀ حاضر براساس مطالعۀ مارکوزی انجام شده است.

۳. مبانی نظری

۱.۳. مدل‌های انتقالی

در این بخش توضیح مختصری دربارۀ نحوۀ آزمون فرضیه‌ها ارائه می شود. بازار سهام و نوسانات بازدهی سهام را می‌توان به دو رژیم تقسیم کرد: $S_t=1$ برای رژیم اول؛ $S_t=2$ برای رژیم دوم. اگر rt سری بازدهی‌های مالی باشد و از مدلی با شکست های ساختاری پیروی کند:

$$r_t = \begin{cases} c_1 + \alpha_1 x_t + u_t & \text{if } s_t=1 \\ c_2 + \alpha_2 x_t + u_t & \text{if } s_t=2 \end{cases}$$

به‌صورت خلاصه : $r_t = C_{st} + \alpha_{st} x_{st} + u_{st}$, که است $u_t \sim N(0, \sigma_{st}^2)$ و x یک متغیر

یا متغیرهای برون‌زاست و اگر فرایند در رژیم ۱ باشد، $s_t=1$ است. اگر فرایند در رژیم ۲ باشد، $s_t=2$ است. ابتدا تابع چگالی احتمال توأم بازدهی‌های r_t و متغیر مشاهده‌ناشدنی رژیم‌ها به‌صورت زیر ساخته می‌شود:

$$f(r_t, s_t|\psi_{t-1}) = f(r_t|s_t, \psi_{t-1}) f(s_t|\psi_{t-1}) \tag{۱}$$

که ψ_{t-1} به همهٔ اطلاعات موجود تا زمان t-1 برمی‌گردد و $f(r_t|s_t, \psi_{t-1})$ به‌وسیلهٔ معادلهٔ ۲ داده شده است. در مرحلهٔ دوم، تابع چگالی احتمال حاشیه‌ای (r_t) به‌صورت زیر ساخته می‌شود:

$$\begin{aligned} f(r_t|\psi_{t-1}) &= \sum_{St=1}^{2} f(r_t, s_t|\psi_{t-1}) = \sum_{s_t=1}^{2} f(r_t|, s_t\psi_{t-1}) f(s_t|\psi_{t-1}) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}}.\exp\left(-\frac{1}{2}.\frac{(r_t - c_1 - \alpha_1 x_t)^2}{\sigma_1^2}\right).\Pr(s_t = 1|\psi_{t-1}) \\ &+ \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_2^2}}.\exp\left(-\frac{1}{2}.\frac{(r_t - c_2 - \alpha_2 x_t)^2}{\sigma_2^2}\right).\Pr(s_t = 2|\psi_{t-1}) \end{aligned} \tag{۲}$$

بنابراین تابع لگاریتم درست‌نمایی به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$L = \sum_{t=1}^{T} \ln\left(\sum_{St=1}^{2} f(r_t|s_t, \psi_{t-1}) \Pr(s_t|\psi_{t-1})\right). \tag{۳}$$

عبارت $\Pr(s_t = i|\psi_{t-1})$ برای i=1,2 در معادلهٔ ۵-۱-۳، احتمالات رژیم نامیده می‌شود و احتمالاتی است براساس همهٔ اطلاعات موجود تا زمان t-1. فرایند در زمان t در رژیم i قرار دارد. متغیر حالت یا رژیم S_t از یک فرایند مارکف پیروی می‌کند و متغیری تصادفی و مشاهده‌ناپذیر است. فرایند انتقالی مارکف دو رژیمه به‌صورت زیر است. این معادله به‌صورت اتورگرسیو بیان شده؛ چون متغیر وابسته با تأخیر وارد مدل شده است، به خصوص که بازدهی سهام حتماً تحت تأثیر مقادیر دوره‌های قبل قرار می‌گیرد:

$$R_{it} = \alpha_0(1 - S_t) + \sum \alpha_i(S_t) R_{t-i} + [\sigma S_t]\varepsilon_{it}$$

ε_{it} متغیرهای مستقل و با توزیع یکسان گوسی است. S_t متغیر حالت است که از زنجیرهٔ مارکف مرتبهٔ اول پیروی می‌کند. انتقال در رژیم، چرخش در میانگین و چرخش در واریانس و چرخش

همزمان در میانگین و واریانس را مجاز می‌داند. معادلات زیر بیانگر این است که متغیر تصادفی و مشاهده‌ناشدنی رژیم‌ها S_t از زنجیرۀ مارکف مرتبۀ اول پیروی می‌کند.

$\Pr(S_t=1 | S_{t-1}=1) = q \qquad \Pr(S_t=2 | S_{t-1}=1) = 1-q$

$\Pr(S_t=2 | S_{t-1}=2) = p \qquad \Pr(S_t=1 | S_{t-1}=2) = 1-p$

p,q احتمالات انتقال است. برآورد شاخص‌ها از روش حداکثر درست‌نمایی انجام می‌شود. این برآوردها برای احتمالات p,q به‌صورت زیر است:

$$\hat{p} = \frac{\sum_{t=2}^{T} pr(S_t = 2, S_{t-1} = 2 | \hat{e}_t)}{\sum_{t=2}^{T} pr(S_{t-1} = 2 | \hat{e}_t)} \qquad \hat{q} = \frac{\sum_{t=2}^{T} pr(S_t = 1, S_{t-1} = 1 | \hat{e}_t)}{\sum_{t=2}^{T} pr(S_{t-1} = 1 | \hat{e}_t)}$$

میانگین طول هر رژیم نیز از فرمول $d_i = (1 - p_{ii})^{-1}$ به‌دست می‌آید. در مطالعۀ حاضر، از مدل گارچ رژیم چرخشی مارکف استفاده شده که کلاسن ارائه کرده است. تصریح کلاسن برای واریانس شرطی می‌تواند به‌صورت زیر نشان داده شود:

$$\begin{aligned} h_{t,St=i} &= \alpha_{0,St=i} + \alpha_{1,St=i} u_{t-1}^2 + \beta_{1,St=i} h_{t-1} \\ &= \alpha_{0,St=i} + \alpha_{1,St=i} u_{t-1}^2 + \beta_{1,St=i} E(h_{t-1} | s_t = i) \end{aligned} \qquad (۴)$$

که در آن:

$$E(h_{t-1} | s_t = i) = \sum_{j=1}^{2} \tilde{p}_{ji,t-1} [\mu_{St-1=j}^2 + h_{t-1,St-1=j}] - \left[\sum_{j=1}^{2} \tilde{p}_{ji,t-1} [\mu_{St-1=j}^2 \right]^2 \qquad (۵)$$

و احتمالات $\tilde{p}_{ji,t-1}$ در معادلۀ ۵ به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\tilde{p}_{ji,t-1} = \Pr(s_{t-1} = j | s_t = i, \psi_{t-1}) = \frac{p_{ji} \Pr(s_{t-1} = j | \psi_{t-1})}{\Pr(s_t = i | \psi_{t-1})} \qquad (۶)$$

که $p_{ji} = \Pr(s_t = i | s_{t-1} = j)$ است برای i=1, 2.

در مدل سوگارچ با دو رژیم، پیش‌بینی نوسانات برای k مرحلهٔ جلوتر به شرط اطلاعات موجود در زمان T-1 به‌صورت زیر است (مارکوزی: ۲۰۰۵):[1]

$$\hat{h}_{T,T+k} = \sum_{i=1}^{2} \Pr(s_{T+k} = i | \psi_{T-1}) \hat{h}_{T,T+k,St+k=i} \qquad (۷)$$

که $\hat{h}_{T,T+k,St+k=i}$ پیش‌بینی k مرحلهٔ جلوتر از نوسانات در رژیم i بوده که در زمان T است و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{h}_{T,T+k,St+k=i} = \alpha_{0,ST+k=i} + (\alpha_{1,ST+k=i} + \beta_{1,ST+k=i}) E_{T-1}(\hat{h}_{T,T+k-1} | s_{T+k} = i). \qquad (۸)$$

همچنین عبارت $\sum_{i=1}^{2} \Pr(s_{T+k} = i | \psi_{T-1})$ در معادلهٔ ۸ نیز به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\begin{bmatrix} \Pr(s_{T+k} = 1 | \psi_{T-1}) \\ \Pr(s_{T+k} = 2 | \psi_{T-1}) \end{bmatrix} = P^{k+1} \begin{bmatrix} \Pr(s_{T-1} = 1 | \psi_{T-1}) \\ \Pr(s_{T-1} = 2 | \psi_{T-1}) \end{bmatrix} \qquad (۹)$$

درنهایت برای محاسبهٔ قسمت انتظاری $E_{T-1}(\hat{h}_{T,T+k-1} | s_{T+k} = i).$ در معادلهٔ ۸ به محاسبهٔ نیاز است، بنابراین:

$$\Pr(s_{T+k-1} = j | s_{T+k} = i, \psi_{T-1}) = \frac{p_{ji} \Pr(s_{T+k-1} = j | \psi_{T-1})}{\Pr(s_{T+k} = i | \psi_{t-1})} \qquad (۱۰)$$

با احتمال $p_{ji} = \Pr(s_t = i | s_{t-1} = j)$ برای j,i=1,2

علاوه‌بر این از آزمون ARCH انگل[2] استفاده شده است. این نتایج نیز تأیید کرد که شواهد محکمی دال بر ناهمسانی واریانس وجود دارد. بنابراین استفاده از مدل‌های خانوادهٔ GARCH برای واریانس شرطی صادق است. برای آزمون سطح معناداری خودهمبستگی، از آزمون Q ال جانگ و باکس (LBQ)[3] (۱۹۸۷) استفاده شده است. براساس نتایج آزمون Q، فرض صفر بیانگر این است که هیچ همبستگی سریالی وجود ندارد. همبستگی سریالی در مربعات بازدهی‌ها نشان می‌دهد واریانس ناهمسانی شرطی وجود دارد. بنابراین، اهمیت خودهمبستگی در سری بازدهی‌های تعدیل‌شده با

1. Marcucci.
2. Engle's ARCH test, 1982.
3. LJung & Box Q Test, LBOQ.

میانگین مورد تحلیل قرار می‌گیرد. به‌عبارت دیگر، مقدار آمارهٔ $(rt\text{-}\mu)^2$ به وسیلهٔ آزمون LBQ ارزیابی می‌شود.

بعد از اجرای آزمون‌های اولیه، مدل‌های ARCH و GARCH تعیین و تخمین زده می‌شود. ابتدا با اجرای آزمون ناهمسانی واریانس LM، طبق پیشنهاد انگل (۱۹۸۲)، رتبهٔ مناسب مدل‌های ARC و GARCH تعیین می‌شود. با اجرای این آزمون و با توجه به معیار آکائیک شوارتز که کمترین آکاییک را دارد و مناسب‌تر است، مدل GARCH(1,1) انتخاب شد.

زنجیره‌های مارکف نوع خاصی از فرایند تصادفی است که به‌طور وسیعی برای بررسی تغییرات هر سیستم طی زمان به کار می‌رود. با استفاده از زنجیرهٔ مارکف مرتبهٔ اول برای متغیر حالت S_t، نتایج و مشاهدات به دو دستهٔ پرنوسان و کم‌نوسان تقسیم می‌شود. تبدیلات و انتقال بین این دو حالت را با ماتریس احتمالات انتقال نشان می‌دهند. در این مدل روی غیرخطی بودن تمرکز می‌کنیم. غیرخطی بودن وقتی ایجاد می‌شود که فرایند در رابطه با یک انتقال گسترده در طول بخش‌های رژیم باشد که رفتار پویای سری به وضوح دارای تفاوت است.

۲.۳. تصریح مدل‌های گارچ انتقالی مارکف

مدل‌های SW-GARCH به‌وسیلهٔ توزیع‌های نرمال (N) و توزیع t استیودنت و GED برای خطاها برآورد می‌شود. میانگین شرطی در اینجا نیز به صورت $r_t=\mu+u_t$ است. واریانس شرطی برای مدل گارچ انتقالی مارکف به‌صورت زیر است. σ^2 بیانگر واریانس غیرشرطی در هر رژیم بوده که با واریانس شرطی برابر است.

$$E(h_{t-1}|s_t = i) = \sum_{j=1}^{2} \widetilde{p}_{ji,t-1}[\mu^2_{St-1=j} + h_{t-1,St-1=j}] - \left[\sum_{j=1}^{2} \widetilde{p}_{ji,t-1}[\mu^2_{St-1=j}\right]^2$$

برای هر رژیم، مقدار $\alpha^{(i)}_0$ با معادلهٔ زیر محاسبه و جایگذاری می‌شود:

$$\sigma^{(i)} = (\alpha_0^i / (1-\alpha_1^i - \beta_1^i))^{1/2}$$

π احتمال غیرشرطی بودن در رژیم اول و دوم است و به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$p(s_t = 1) = \frac{1-p}{2-p-q} \qquad p(s_t = 2) = \frac{1-q}{2-p-q}$$

۳.۳. عملگر مانای بوتسترپ[1]

بوتسرپ تکنیکی جایگزین برای توزیع برآورد یک برآوردگر یا آماره است در زمانی‌که فرضی توزیعی خاص و دقیقی دربارهٔ داده وجود داشته باشد (افرون،[2] ۱۹۷۹و۱۹۸۲). این روش وقتی به کار گرفته می‌شود که روش‌های مرسوم معتبر نباشد یا اندازهٔ نمونه کوچک باشد. ایدهٔ بوتسترپ تولید نمونه‌های تکراری بسیاری به‌وسیلهٔ نمونه‌گیری مکرر با جایگزینی داده‌های قبلی است. اندازهٔ نمونه به همان اندازهٔ نمونه از داده‌های اصلی است.

٤. نتایج تجربی

۱.٤. معرفی داده‌ها

مجموعهٔ داده‌های به کار رفته در این مطالعه، قیمت سهام در روزهای باز بازار سهام، یعنی پنج روز در هفته، در طول دورهٔ ۱۳۷۶/۶/۷ تا ۱۳۹۰/۱/۱۴ است. همچنین از شاخص قیمت کل (TEPIX) برای قیمت سهام استفاده شده است. داده‌ها به دو دوره تقسیم می‌شود: داده‌های مربوط‌به دورهٔ تخمین از ۱۳۷۶/۶/۷ تا ۱۳۸۸/۵/۱۸ با ۲هزار و ۷۹۳ مشاهده و داده‌های مربوط‌به دورهٔ پیش‌بینی حدود یک سال و نیم از ۱۳۸۸/۱/۱۹ تا ۱۳۹۰/۱/۱۴ با چهارصد مشاهده تقسیم شده است. هدف از تقسیم‌بندی داخل نمونه‌ای، تخمین و برآورد مدل‌های داخل نمونه‌ای است. برای پیش‌بینی نیز از تقسیم‌بندی خارج از نمونه‌ای استفاده شده است. داده‌های قیمت روزانه با روش استاندارد زیر به بازدهی‌های روزانه تبدیل شده است:

$$r_t = 100 * LN(\frac{p_t}{p_{t-1}})$$

۲.٤. فرضیه‌های تحقیق

ـ مدل‌های گارچ انتقالی مارکف، با توزیع خطای با دنبالهٔ پهن، نوسانات بازار سهام ایران را نسبت‌به سایر مدل‌های گارچ انتقالی بهتر مدل‌سازی می‌کنند.

ـ دقت پیش‌بینی مدل‌های گارچ انتقالی مارکف با توزیع خطای پهن درمقایسه‌با سایر مدل‌های گارچ انتقالی مارکف بیشتر است.

ـ درجهٔ نوسان‌پذیری (پایداری) مدل‌های گارچ انتقالی مارکف با توزیع خطای t کمتر است.

1. Bootstrap.
2. Efron.

برای سنجش فرضیهٔ اول از معیارهای اطلاعات شامل AIC و BIC، در فرضیهٔ دوم برای بررسی دقت پیش‌بینی، از هفت تابع زیان آماری از قبیل معیارهای MAE و RMSE و در فرضیهٔ سوم از معیارهای سنجش پایداری استفاده شده است.

۳.۴. خودهمبستگی و تأثیرات آرچ

تابع خودهمبستگی[۱] (ACF) و تابع خودهمبستگی جزئی (PACF)[۲] برای بازدهی‌ها و مربعات بازدهی‌ها در جدول ۱ آمده است. تمام مقادیر ACF وPACF بسیار کوچک هستند. مقادیر کمِ خودهمبستگی بیانگر این است که سری بازدهی‌ها تقریباً ناهمبسته است. همچنین همبستگی معنی‌داری در بازدهٔ مربعات وجود دارد و وجود این همبستگی بین مربعات بازدهی‌ها نشان‌دهندهٔ وجود همبستگی سریالی در نوسانات است. آمارهٔ LM برای آزمون اثر ARCH در وقفه‌های مختلف استفاده می‌شود. فرض صفر این است که هیچ اثری از ARCH وجود ندارد و این آماره دارای توزیع F است. در این جدول، LM(q) برای تأثیرات ARCH در پسماندهای حاصل از OLS رگرس کردن سری بازدهی‌ها روی یک ثابت است.

جدول ۱. نتایج همبستگی سری بازدهی‌ها و همبستگی سریالی

	سری بازدهی‌ها				سری مربعات بازدهی‌ها			
وقفه‌ها	ACF	PACF	آماره LQB	p-value	ACF	PACF	آماره LQB	p-value
۱	۰/۴۱۳	۰/۴۱۳	۵۴۴/۲۱	۰/۰۰	۰/۱۹۷	۰/۱۹۷	۱۲۳/۸۴	۰/۰۰
۵	۰/۱۴۳	۰/۰۳۱	۱/۱۰۲۸	۰/۰۰	۰/۰۵۵	۰/۰۲۲	۲۵۴/۶۵	۰/۰۰
۱۰	۰/۱۹۳	۰/۰۶۱	۱۴۹۵/۶	۰/۰۰	۰/۰۶۴	۰/۰۳۱	۳۰۵/۲۱	۰/۰۰
۱۵	۰/۱۰۹	۰/۰۴۱	۱۷۵۹/۶	۰/۰۰	۰/۰۵۰	۰/۰۰۸	۳۸۸/۷۱	۰/۰۰
۲۰	۰/۱۰۲	-۰/۰۰۲	۱۹۶۴/۵	۰/۰۰	۰/۰۷۱	۰/۰۳۳	۴۵۵/۷۶	۰/۰۰
۲۵	۰/۰۶۵	۰/۰۰۷	۲۰۴۶/۶	۰/۰۰	۰/۰۳۴	-۰/۰۰۲	۴۹۰/۹۹	۰/۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون ARCH انگل[۳] نیز تأیید کرد که شواهد محکمی دال بر ناهمسانی واریانس وجود دارد. بنابراین استفاده از مدل‌های خانوادهٔ GARCH برای واریانس شرطی صادق است. برای آزمون سطح معناداری خودهمبستگی، از آزمون Q ال جانگ و باکس (LBQ)[۴] (۱۹۸۷) استفاده شده است.

1. Auto Correlation Function.
2. Partial Auto Correlation Function.
3. Engle's ARCH Test.
4. LJung & Box Q Test, LBOQ.

براساس نتایج آزمون Q، فرض صفر این است که هیچ همبستگی سریالی وجود ندارد و براساس نتایج، تا وقفهٔ پنجاهم با سطح اطمینان ۹۵درصد، فرض صفر رد نمی‌شود. همبستگی سریالی در مربعات بازدهی‌ها نشان می‌دهد واریانس ناهمسانی شرطی وجود دارد. بنابراین باید اهمیت خودهمبستگی در سری بازدهی‌های تعدیل‌شده با میانگین تحلیل شود؛ یعنی مقدار آمارهٔ $(rt\text{-}\mu)^2$ محاسبه و بررسی می‌شود. این محاسبه به‌وسیلهٔ آزمون LBQ انجام می‌شود.[1] در این قسمت، آزمون همبستگی باقیمانده‌ها توسط بریوش گادفری آمده است. این آزمون دارای توزیع F بوده و در جدول ۲ آمده است.

جدول۲. نتایج حاصل از آزمون واریانس ناهمسانی بازدهی‌ها

وقفه‌ها	آمارهٔ آزمون LM ARCH	p-value	آمارهٔ آزمون Bruesch-Godfrey	p-value
۱	۱۰۶/۸۴	۰/۰۰	۶۵۴/۹۳	۰/۰۰
۵	۳۴/۴۴	۰/۰۰	۱۴۸/۷۶	۰/۰۰
۱۰	۱۸/۵۰	۰/۰۰	۸۴/۸۱	۰/۰۰
۱۵	۱۳/۶۸	۰/۰۰	۵۷/۵۲	۰/۰۰
۲۰	۱۰/۹۲	۰/۰۰	۴۳/۳۵	۰/۰۰
۲۵	۸/۷۹	۰/۰۰	۳۴/۷۲	۰/۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

در جدول فوق، مقدار LBQ متناظر با آمارهٔ ال جانگ باکس[2] آمده است که تأثیرات ARCH در بازدهی‌های سری TEPIX در ایران وجود دارد. مجموعهٔ مدل‌های گارچ رقیب، هم با شاخص‌های وابسته به حالت یا رژیم[3] و هم بدون این شاخص‌ها، بااستفاده از روش شبه حداکثر درست‌نمایی[4] (QML)، برآورد می‌شوند. واریانس شرطی و میانگین شرطی، هر دو به‌صورت توأم، با حداکثرکردن تابع لگاریتم درست‌نمایی برآورد شده که به‌عنوان لگاریتم خروجی تابع چگالی احتمال شرطی خطاهای پیش‌بینی محاسبه می‌شوند. برآوردهای ML به‌وسیلهٔ حداکثرکردن لگاریتم درست‌نمایی ارائه‌شده توسط برایدن، فلچر، گلدفارب و شانو[5] (BFGS) از الگوریتم بهینه‌سازی شبه نیوتون در قواعد بهینه‌سازی عددی در نرم‌افزار MATLAB به‌دست آمده است. بعضی از مراحل در

---

۱. این به آزمون ضریب لاگرانژ Bruesch-Godfrey باز می‌گردد.

2. Ljung –Box
3. State-dependent
4. Quasi-Maximum Liklihood
5. Broydenn, Fletcher, Goldfarb&Shanno

این مطالعه به زبان برنامه‌نویسی C++ نوشته شده است. در این برنامه، سرعت افزایش یافته و توانایی‌هایی که به‌طور مستقیم در نرم‌افزار MATLAB نیست، ایجاد می شود.

٤.٤. نتایج برآورد مدل‌های گارچ انتقالی

نتایج برآورد و خلاصهٔ آمارها از مدل‌های SW-GARCH در جدول ۳ آمده است. تقریباً همهٔ شاخص‌ها، در سطح اطمینان ۹۵درصد، به‌طور معناداری با صفر فاصله دارند. در سطح اطمینان ۹۰درصد، برآوردهای میانگین شرطی در رژیم پرنوسان SW-GARCH با توزیع‌های نرمال، t–استیودنت و GED به‌وضوح معنی‌دار هستند. ولی شاخص‌های ARCH و (α_1)، در هر دو رژیم نوسانات مدل گارچ انتقالی مارکف، با خطای نرمال معنی‌دار هستند. برای بررسی دقت مدل‌های SW-GARCH، خودهمبستگی در پسماندهای استانداردشده و مربعات پسماندهای استانداردشده بررسی می شود. نتایج نشان می‌دهد فرض نرمال‌بودن برای خطاهای استانداردشده در مدل SW-GARCH برای به تصویرکشیدن و ثبت ناهمسانی واریانس در بازار بورس اوراق بهادار تهران رد می‌شود. بنابراین در این مرحله، از مدل SW-GARCH با توزیع t–استیودنت و GED استفاده می شود.

برای مشاهدهٔ وجود رژیم‌های متفاوت، واریانس شرطی برای هر نوسان محاسبه می شود. براساس نتایج جدول ۳، برای مدل‌های SW-GARCH، واریانس شرطی رژیم پرنوسان چندین برابر بزرگ‌تر از رژیم‌های کم‌نوسان است؛ برای مثال مقدار واریانس شرطی مدل SW-GARCH با توزیع خطای t، در کم‌نوسان حدود ۰/۳۹۵ در رژیم‌های پرنوسان حدود ۶/۷۵ و حدود ۱۶ برابر رژیم‌های کم‌نوسان است. این یافته‌ها تأیید می‌کنند که فرایند نوسانات در بازار سهام ایران با دو رژیم متفاوت توصیف می‌شود. همچنین تفاوت زیاد بین واریانس هر رژیم گویای این است که در مدل‌های نوسانات، انتقال رژیم‌ها ضروری است. سطح نوسانات بلندمدت به برآوردهای شاخص ثابت α_0 بستگی دارد (الکساندر، ۲۰۰۱).[1]

نتایج جدول ۳ با این موضوع مطابقت دارد و بیانگر این است که تفاوت بسیاری بین برآوردهای α_0 در نوسانات هر رژیم وجود دارد. برآوردهای شاخص α_0 در هر رژیم پرنوسان، به‌طور تقریبی، چهار برابر بیشتر از مقدار α_0 در رژیم کم‌نوسان است؛ مثلاً در مدل گارچ انتقالی با توزیع t، مقدار این آماره در رژیم کم‌نوسان حدود ۰/۰۴۲۲ و برای رژیم پرنوسان حدود ۰/۲۳ برای خطای نرمال است. علاوه‌براین، پویایی کوتاه‌مدت نوسانات به‌وسیلهٔ شاخص α_1 در مدل ARCH و شاخص β_1 در مدل

1. Alexnder.

GARCH تعیین می‌شود. براساس برآوردهای بزرگ β_1، اثر شوک‌ها در نوسانات در بلندمدت تحلیل می‌رود، بنابراین نوسانات پایدار است. مقادیر بزرگ α_1 واکنش در تغییرات قیمت اخیر را نشان می‌دهد (الکساندر: ۲۰۰۱، ۷۳).

جدول ۳. نتایج برآورد مدل‌های گارچ انتقالی مارکف

مدل‌های گارچ انتقالی مارکف (SW-GARCH)								
	Normal		t-استویدنت (۲)		t-استیودنت		GED	
	رژیم کم‌نوسان	رژیم پرنوسان	رژیم کم‌نوسان	رژیم پرنوسان	رژیم کم‌نوسان	رژیم پرنوسان	رژیم کم‌نوسان	رژیم پرنوسان
μ	۰/۰۶۸۸	−۰/۰۰۹۱	۰/۲۲۹۱	−۰/۰۴۰۹	۰/۲۳۰۴	−۰/۰۴۲۲	۰/۰۶۱۲	−۰.۰۰
آمارهٔ t	۱۱/۷۲	−۰/۱۳۶	۲۶/۰۶	−۶/۱۷۵	۲۶/۴۳	−۶/۲۶	۱۴۳/۵۰۶	−۰/۱۱۹
α_0	۰/۰۱۲۶	۰/۷۳۶۵	۰/۰۰۲۳	۰/۰۴۷۵	۰/۰۰۲۷	۰/۰۴۴۹	۰/۲۳۳۹	۰/۰۰۰۱
آمارهٔ t	۵/۲۰	۸/۱۴	۱/۶۳	۸/۴۶	۱/۷۷	۸/۹۳	۲/۶۶	۰/۵۳
α_1	۰/۴۷۷۸	۰/۶۰۱۷	۰/۱۳۱۱	۰/۸۲۴۳	۰/۱۲۷۶	۰/۸۰۲۷	۰/۰۲۰۸	۰/۰۰۰۱
آمارهٔ t	۹/۸۹	۴/۶۵	۵/۳۱	۶/۶۰	۵/۱۳۸	۷/۱۳۶	۰/۹۶	۰/۲۶
β_1	۰/۲۵۵۴	۰/۳۷۵۹	۰/۸۶۸۵	۰/۰۸۰۶	۰/۸۷۲۰	۰/۰۸۳۹	۰/۹۶۹۱	۰/۰۰۰۱
آمارهٔ t	۹/۸۶	۲/۵۱	۳۶/۷۴	۲/۱۳	۳۵/۲۷۴	۲/۲۱۴	۶۰/۵۳	۰/۸۳
P	۰/۸۸۴۰		۰/۹۶۹۲		۰/۹۶۸۱		۰/۳۱۰۴	
آمارهٔ t	۶۱/۷۶		۱۵۹/۵۵		۱۵۵/۰۱		۳۹/۲۸	
Q	۰/۰۰۷۱		۰/۹۷۲۹		۰/۹۷۲۸		۰/۹۶۹۱	
آمارهٔ t	۰/۱۱۸		۱۵۸/۰۲		۱۶۰/۲۳		۳/۵۸	
درجهٔ آزادی	-		۳/۹۸	۳/۴۷	۳/۷۰۳۹		۰/۲۵۰۵	
آمارهٔ t	-		۱۲/۵۹	۱۱/۴۲	۱۷/۵۳		۱۴/۲۴	
Log(L)	۱۳۸۴/۶		۱۱۶۷/۷۳		۱۱۶۸/۳۶		۱۹۹۶/۱۵	
σ^2	۳۲/۸۷۹	۰/۰۴۷	۵/۷۵	۰/۴۹۹	۶/۷۵	۰/۳۹۵	۲۲/۱۶۸	۰/۰۰۰۱
π	۰/۸۹۵۳	۰/۱۰۴۶	۰/۴۶۸۰	۰/۵۳۱۹	۰/۴۶۰۲	۰/۵۳۹۷	۰/۰۴۲	۰/۹۵۷۱

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۳ احتمالات غیرشرطی هریک از مدل‌های SW-GARCH را گزارش می کند. منظور از رژیم‌های کم‌نوسان، رژیم‌های با احتمالات انتقال کمتر است و به‌همین صورت برای رژیم پرنوسان رژیم‌های با احتمالات انتقال بیشتر است. مقایسهٔ رژیم‌های کم‌نوسان و پرنوسان در تمام مدل‌های SW-GARCH بیانگر این است که رژیم‌های نوسانات اولیه، برآوردهای α_1 کمتری، اما β_1 بیشتری درمقایسه‌با رژیم‌های نوسانات بعدی دارند. بنابراین فرایند GARCH در رژیم‌های کم‌نوسان، پرکارتر و با نوسان بیشتر بوده و پایداری کمتری از آنچه در رژیم پرنوسان است از خود نشان می‌دهد. به‌علاوه احتمالات شرطی‌بودن در رژیم پرنوسان و کم‌نوسان در مدل گارچ انتقالی با توزیع خطای t به‌ترتیب

برابر با ۰/۵۵ و ۰/۴۵ محاسبه شده است.[۱] همان‌طورکه انتظار می‌رفت برای همهٔ مدل‌های SW-GARCH میانگین شرطی بازدهی‌ها در رژیم‌های کم‌نوسان بیشتر از پرنوسان است. بنابراین نااطمینانی کمتر شاخص قیمت کل، این شانس را می‌دهد که عاملان متخصصان[۲] سود بیشتری ببرند. این موضوع اهمیت مدل‌های رژیم چرخشی را برای مدل‌سازی نوسانات نشان می‌دهد.

احتمال غیرشرطی‌بودن در رژیم اول π^1 است و این‌گونه تعریف می‌شود که نسبت‌به رژیم دومی نوسان کمتری دارد. همچنین بین حدود ۰/ ۰۴ در توزیع GED و ۰/۸ در توزیع با خطای نرمال تغییر می‌کند. احتمالات غیرشرطی‌بودن در رژیم پرنوسان (رژیم دوم) π^2 بین حدود ۰/۱ در مدل با خطای نرمال و ۰/۹ در مدل با خطای GED تغییر می‌کند. برای نسخهٔ مدل گارچ انتقالی با توزیع خطای t–استیودنت برای مدل SW-GARCH با درجهٔ آزادی ثابت و بدون تغییر در بین رژیم‌ها، شکل شاخص درجهٔ آزادی مدل کمتر از ۴ است. این درجهٔ آزادی مربوط‌به مدل است و بیانگر این است که گشتاورهای شرطی تا سومین گشتاور وجود دارد (کاراداژ،[۳] ۲۰۰۸)؛ یعنی با مجاز دانستن شاخص‌های وابسته به حالت[۴] می‌توان انواع شکست‌ها و پرش‌ها را در در داده‌ها مدل‌سازی کرد. در حالت GED، شاخص ۷ که منظور از آن درجهٔ آزادی مدل است، بیشتر از حد آستانه‌ای با مقدار ۲ است. این میزان نشان می‌دهد توزیع دارای دنباله‌های پهن‌تر از نرمال است. این یافته با مفهوم دنباله‌های پهن همخوانی دارد. کشیدگی شرطی توزیع در حالت GED برابر با ۵/۱۳۴ است.[۵] مدل SW-GARCH با خطای t-استیودنت در نسخه‌ای که درجهٔ آزادی بین رژیم‌ها ثابت نیست و بین رژیم‌ها تغییر می‌کند نیز ارائه شده است. این موضوع بیانگر کشیدگی متغیر با زمان[۶] است که در مطالعات هانسن[۷] (۱۹۹۴) و داکر[۸] (۱۹۹۷) مطرح شده است.

σ^2 بیانگر واریانس غیرشرطی در هر رژیم بوده و واریانس شرطی برابر است با:

$$E(h_{t-1}|s_t = i) = \sum_{j=1}^{2} \tilde{p}_{ji,t-1}[\mu^2_{St-1=j} + h_{t-1,St-1=j}] - \left[\sum_{j=1}^{2} \tilde{p}_{ji,t-1}[\mu^2_{St-1=j}\right]^2$$

---

1. $p(s_t = 1) = \frac{1-p}{2-p-q}$ ، $p(s_t = 2) = \frac{1-q}{2-p-q}$
2. Practitioners
3. Mehmet Karadag.
4. State dependent
5. $\sigma^{(i)} = (\alpha_0^i/(1-\alpha_1^i-\beta_1^i))^{1/2}$
6. Time Varying
7. Hansen.
8. Dueker .

برای هر رژیم، مقدار $\alpha^{(i)}_0$ با جایگزین می‌شود. π احتمال غیرشرطی‌بودن در رژیم دیگر است. پایداری شوک‌ها در i امین رژیم نیز نشان داده شده است و از فرمول‌های زیر محاسبه می‌شود:

$$p(s_t = 1) = \frac{1-p}{2-p-q} \quad p(s_t = 2) = \frac{1-q}{2-p-q}$$

۵.٤. پایداری (نوسان‌پذیری)

براساس فرضیهٔ سوم، درجهٔ پایداری مدل‌های گارچ انتقالی مارکف کمتر از مدل‌های گارچ تک‌رژیمه است؛ یعنی پایداری مدل‌های گارچ انتقالی مارکف بیشتر است. براساس نتایج جدول ۴، مدل‌های گارچ انتقالی، پایداری زیاد در نوساناتی را رفع می‌کنند که در مدل‌های گارچ وجود دارد و این پایداری را افزایش می‌دهند. مجموع ضریب شاخص‌های ARCH و GARCH در مدل‌های SW-GARCH درجهٔ پایداری نوسانات را ارائه می‌کنند و این مقدار پایداری برای مدل‌های گارچ انتقالی مارکف به‌طور واضح بیشتر است. علاوه‌بر این، درجهٔ پایداری $(\alpha_1 + \beta_1)$ در میان رژیم‌های کم‌نوسان درمقایسه‌با رژیم‌های پرنوسان، بیشتر است[1] و پایداری کمتری دارد. برآوردهای شاخص‌های احتمالات انتقال p,q به‌طور آماری در سطح ۹۵ درصد معنادار و نزدیک به ۱ بوده که بیانگر پایداری زیاد نوسانات در داخل هر رژیم به‌صورت جداگانه است. تغییرات رژیم در نوسانات ممکن است به پایداری زیاد نوسانات منجر شود؛ ولی با به‌کارگیری مدل انتقال رژیمی، هر رژیم در نوسانات جداگانه عمل می‌کند و از افزایش پایداری (نوسان‌پذیری) می‌کاهد.

جدول ٤. پایداری در مدل‌های گارچ انتقالی مارکف

مدل‌های SW-GARCH		پایداری	پایداری کلی
Normal	رژیم کم‌نوسان	۰/۷۳۳۲	۰/۹۷
	رژیم پرنوسان	۰/۹۷۷۶	
t-استویدنت (۲)	رژیم کم‌نوسان	۰/۹۹۹۶	۰/۹۵
	رژیم پرنوسان	۰/۹۰۴۹	
t-استویدنت	رژیم کم‌نوسان	۰/۹۹۹۶	۰/۹۷
	رژیم پرنوسان	۰/۸۸۶۶	
GED	رژیم کم‌نوسان	۰/۹۸۹۹	۰/۹۵
	رژیم پرنوسان	۰/۰۰۰۲	

منبع: محاسبات تحقیق

۱. پایداری در هر رژیم را به‌وسیلهٔ رابطهٔ $\alpha_1^i + \beta_1^i$ برای هر i=1,2 محاسبه می‌کنند.

نتایج نشان می‌دهد در مدل‌های با درجهٔ آزادی ثابت و در مدل‌های با درجهٔ آزادی متغیر بین دو رژیم، برآوردهای داخل نمونه‌ای بسیار معنی‌داری است. برآوردهای میانگین شرطی همگی معنی‌دار است، تاآنجاکه برای نیمی از برآوردهای واریانس ثابت، مخصوصاً ثابت α_0^i، نمی‌توان فرض صفر را مبنی‌بر صفربودن مقدار این شاخص رد کرد. مخصوصاً در جدول ۳، انحراف استاندارد بازدهی‌ها به شرط نوسانات هر رژیم گزارش داده شده است؛ یعنی $\sigma^{(i)} = (\alpha_0^i/(1-\alpha_1^i-\beta_1^i))^{1/2}$ بوده که این‌گونه برای تفسیر ساده‌تر است. برآوردها تأیید می‌کند دو رژیم نوسان وجود دارد. رژیم اول با نوسانات کم توصیف شده و در بیشتر مواقع، با پایداری کمتری از شوک‌ها به‌صورت $\alpha_1^i + \beta_1^i$ بیان می‌شود. رژیم دوم نیز به‌صورت رژیمی پرنوسان بروز می‌کند و تقریباً همیشه پایداری بیشتری دارد. پایداری کلی هیچ‌گاه کمتر از ۸/۹ نشده است و احتمالات انتقال به‌شدت معنادار و تقریباً حدود ۱ است، غیر از حالت نرمال که یکی از آن‌ها تقریباً از مقدار واحد بیشتر است، رژیم‌ها عموماً پایدارند.

٦.٤. بررسی داخل نمونه‌ای

در مقایسهٔ بین مدل‌های SW-GARCH این مشکل بزرگ به‌وجود می‌آید که ممکن است آزمون‌های اقتصادسنجی استاندارد برای تصریح مدل، دیگر مناسب نباشد؛ زیرا بعضی شاخص‌ها تحت فرض صفر تعریف نشده است.[۱] در زمان مقایسهٔ بین مدل‌های SW-GARCH، دیگر نمی‌توان آمارهٔ آزمون LR یا همان نسبت درست‌نمایی استاندارد را به کار گرفت. ازآنجاکه احتمالات انتقال مارکف، تحت فرض صفر مشخص و تعریف‌شده نیست، آمارهٔ آزمون LR، دیگر از توزیع خی‌دو پیروی نمی‌کند (همیلتون و ساسمل، ۱۹۹۴). بنابراین در این پژوهش، از آماره‌های نیکویی برازش بسیاری استفاده شده است تا مدل‌های نوسانات مقایسه شوند. این آماره‌ها شامل معیار اطلاعات آکائیک[۲] (AIC)، معیار اطلاعات بیزی و شوارتز[۳] (SBIC)، معیار اطلاعات هنان-کویین[۴] (HQIC) و مقادیر لگاریتم درست‌نمایی است. معیارهای اطلاعات بر این اساس تغییر می‌کند که این معیارها چگونه تعداد شاخص‌های برآوردشده را جریمه(یا جبران)[5] می‌کنند. SBIC شاخص‌های اضافی را بیشتر از AIC جبران می‌کنند. معیار SBIC و HQIC سازگار است، درحالی‌که AIC سازگار نیست، SBIC نیز

---

۱. برای حل این مشکل می‌توان از فرایند شبیه‌سازی استفاده کرد. نک: Hannssen, 1996, 1192.

2. Akaike, 1974.

3. Schwaz, 1978.

4. Hannan & Quinn, 1979.

5. Penalize.

ناسازگار است. مدلی با مقادیر کوچک‌تر از اطلاعات، دارای ترجیح بیشتری است.[1] معیارهای ذکرشده به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$AIC = \frac{-2L}{T} + \frac{2K}{T} \qquad BIC = \frac{-2L}{T} + \frac{K\ln T}{T}$$

$$HQIC = \frac{-2L}{T} + \frac{2K\ln(\ln T)}{T}$$

L مقدار تابع لگاریتم درست‌نمایی و T تعداد مشاهدات و K تعداد شاخص‌های برآوردشده است. در جدول ۵، نتایج آماره‌های نیکویی برازش برای مدل‌های نوسانات ارائه شده است. مقادیر بزرگ لگاریتم درست‌نمایی در بین مدل‌های SW_GARCH با توزیع t–استیودنت ۲ به‌دست آمده است. نکته قابل توجه آنکه درجۀ آزادی بین رژیم‌ها تغییر می‌کند. معیارهای AIC و SBIC هر دو بیانگر این است که بهترین مدل انتخابی در بین مدل‌های SW-GARCH، مدل SW-GARCH با توزیع t–استیودنت با درجۀ آزادی متغیر در بین رژیم هاست.

جدول ۵. نتایج بررسی‌های داخل نمونه‌ای برای برآورد و برازش مدل

مدل	SWGARCH-N	SWGARCH-T2	SWGARCH-T	SWGARCH-GED
تعدادشاخص	۱۰	۱۲	۱۱	۱۱
AIC	۰/۵۹	۰/۴۳	–۰/۳۶	۰/۳
BIC	۰/۶۱	۰/۴۶	–۰/۳۴	۰/۴۵
Log(L)	–۸۵۳/۵	–۸۹۷/۰	–۸۶۷/۹	–۸۹۵/۷
MSE1	۰/۱۶	۱/۰۴	۲/۷۰	۱/۱۰
MSE2	۱/۴۰	۱۹۲۸	۲۲/۸	۲۲۲۰
QLIKE	–۰/۸۸	–۰/۵۸	۰/۹۶	–۰/۵۶
R2LOG	۹/۲۶	۷/۹۴	۲۷/۵۳	۷/۹۸
MAD2	۰/۲۸	۱/۱۷	۳/۴۵	۱/۲۳
MAD1	۰/۲۷	۰/۲۶	۱/۴۷	۰/۲۶
HMSE	۱۶/۲۳	۱۴۵/۳۲	۱/۶۹	۱۶۳/۵۴

منبع: محاسبات تحقیق

طبق معیارهای AIC و HQIC، مدل SW-GARCH با توزیع t–استیودنت و t–استیودنت ۲ بهترین مدل برای نوسانات بازار سهام ایران است. اگر مقادیر تابع لگاریتم درست‌نمایی مقایسه شود، مدل‌های SW-GARCH به هر دو نوع توزیع t به‌صورت واضحی بهتر از سایر اجرا می‌شوند و مقادیر بیشتری از تابع لگاریتم درست‌نمایی دارند. علاوه‌براین، آماره‌های نیکویی برازش و توابع زیان آماری بسیاری

---

۱. برای اطلاعات بیشتر دربارۀ معیارهای انتخاب مدل GARCH نک: مقالات MCkenzie & Mitchell, 2003.

مورد استفاده قرار گرفته‌اند تا امکان تحلیل عملکرد برآورد داخل نمونه‌ای مدل‌های نوسانات فراهم شود.[۱]

مربعات بازده روزانه به‌عنوان نوسانات واقعی در نظر گرفته می‌شود. همان‌طورکه در جدول ۵ دیده می‌شود، مدل‌های با توزیع خطای t رتبهٔ بالاتری نسبت‌به همهٔ توابع زیان دیگر کسب می‌کنند. همچنین سه رتبهٔ اول را معمولاً مدل‌های SW-GARCH با توزیع t-استیودنت کسب می‌کنند. بنابراین از بررسی نتایج برآورد داخل نمونه‌ای براساس توابع زیان با معیارهای نیکویی برازش، می‌توان نتیجه گرفت در توضیح نوسانات بازار سهام ایران، مدل‌های SW-GARCH با توزیع خطای t، بهتر از سایر مدل‌های گارچ انتقالی عمل می‌کنند. ویژگی دیگر مدل‌های SW-GARCH این است که پایداری بالای شوک‌ها در واریانس شرطی را دارند و همان‌طورکه در جدول نیز آمده است، آن‌طور که انتظار می‌رفت کوچک نیست. مقایسهٔ مدل‌های SW-GARCH ازنظر پایداری براساس سومین ستون جدول ۵، بیانگر این است که پایداری بالاتر در تصریح اولیه به‌وسیلهٔ مدل‌های بعدی کاهش می‌یابد.[۲] این نتایج با یافته‌های لمورو و لاستراپ (۱۹۹۰) سازگاری دارد. در میان همهٔ مدل‌ها، مدل SW-GARCH با توزیع t-استیودنت ۲ بیشترین کاهش را در نوسانات نشان می‌دهد.

۷.٤. بررسی خارج از نمونه (پیش‌بینی)

برای بررسی فرضیهٔ سوم باید از بررسی‌های خارج از نمونه‌ای کمک گرفت. فرضیهٔ سوم این بود که دقت پیش‌بینی مدل‌های گارچ انتقالی مارکف نسبت‌به سایر مدل‌های رقیب، بیشتر است. برای بررسی پیش‌بینی باید از برآورد خارج از نمونه‌ای استفاده کرد. داده‌های مربوطبه دورهٔ پیش‌بینی حدود یک سال و نیم (روزهای باز بازار) از ۱۳۸۸/۰۱/۱۹ تا ۱۳۹۰/۰۱/۱۴ با چهارصد مشاهده است. در این بخش، با اعمال بوتسترپ به اندازهٔ ۳هزار نمونه‌گیری با نمونهٔ پایلوت چهارصد (تعداد داده‌های خارج از نمونه) و با طول بلوک $1/q=p$ به پیش‌بینی خارج از نمونه پرداختیم.

۱.۷.٤. موارد کاربرد روش بوت استرپینگ

آدر و همکاران (۲۰۰۸)[۳] روش بوت استرپ را برای استفاده در مواقع زیر توصیه کردند:

۱. وقتی توزیع آمارهٔ مدنظر ناشناخته یا پیچیده است؛

---

۱. اطلاعات بیشتر دربارهٔ توابع زیان آماری و نوسانات دقیق در بخش پیش‌بینی مطرح خواهد شد.

۲. برای مدل‌های GARCH، براساس مطالعات Marcucci, 2005 مقدار پایداری بیشتری به‌عنوان مقدار پایداری مدل گزارش شده است.

3. Adèr.

۲. وقتی اندازهٔ نمونه برای استنباطی آماری ناکافی است؛

۳. وقتی محاسبات توانی لازم است انجام شود؛ اما نمونهٔ پایلوت کوچکی در اختیار است.

۵. بوت استرپ بلوک متحرک

ازآنجاکه روش بوتسترپ برای نمونه‌گیری‌های مستقل است و در این مطالعه، خطاها همبستگی سریالی داشته و وابستگی وجود دارد، روش بوتسترپ معمول کاربرد ندارد. ازاین‌رو بوتسترپ با بلوک متحرک با داده‌های وابسته می‌تواند مفید باشد. در این حالت، مشاهدات را نمی‌توان ایستا کرد؛ اما نشان داده شده است که با متغیربودن طول بلوک از این مشکل جلوگیری می‌شود. در بوت استرپ، مانا از طول بلوک تصادفی به جای طول بلوک مانا استفاده می‌کند و طول بلوک‌ها به‌طور مستقل از یکدیگر، از توزیعی هندسی با میانگین طول بلوک q انتخاب می‌شوند. بنابراین طول تصادفی به‌طور ایدئال کوچک می‌شود؛ اما به‌اندازهٔ کافی برای به تصویرکشیدن همبستگی سریالی در داده‌های اصلی، بزرگ است.

در بخش بعدی، با اعمال بوتسترپ به‌اندازهٔ ۳ هزار نمونه‌گیری با نمونهٔ پایلوت چهارصد (تعداد داده‌های خارج از نمونه) و با طول بلوک 1/q=p به پیش‌بینی خارج از نمونه پرداخته می شود.

جدول٦. نتایج پیش‌بینی یک‌روزه خارج از نمونه

مدل	SWGARCH-N	SWGARCH-T2	SWGARCH-T	SWGARCH-GED
MSE1	۱/۳۷۶	۱/۴۰۰	۱/۳۴۰	۱/۴۰۰
MAPE	۲/۶۸۷	۲/۶۱۳	۲/۸۰۴	۲/۶۱۳
QLIKE	۷/۰۴۷	۶/۸۲۱	۷/۳۱۹	۶/۶۲۱
R2LOG	۳/۳۷۳	۲/۱۷۸	۴/۶۸۳	۲/۱۷۵
MAD2	۱/۶۰۶	۱/۵۸۳	۱/۶۲۴	۱/۵۸۳
MAD1	۳۳/۹۱	۳۰/۳۰	۳۸/۸۶	۳۰/۳۰
HMSE	۱/۰۰۰	۱/۰۰۱	۱/۰۰۰	۱/۰۰۱

منبع: محاسبات تحقیق

در افق پیش‌بینی یک‌روزه، بهترین مدل SW-GARCH-t با خطای T است و دومین مدل دارای بهترین رتبه در پیش‌بینی، مدل‌های گارچ معمول است. به‌عبارت‌دیگر، در افق یک‌روزه، طبق آمارهٔ خطای MSE ابتدا مدل انتقالی گارچ مارکف با توزیع t رتبهٔ اول را با کمترین خطای پیش‌بینی حدود ۱ /۳۴ دارد و سپس مدل‌های گارچ معمولاً بهترین پیش‌بینی را انجام می‌دهند.

جدول۷. نتایج پیش‌بینی پنج‌روزه خارج از نمونه

مدل	SWGARCH-N	SWGARCH-T2	SWGARCH-T	SWGARCH-GED
MSE1	۷/۳۷۴	۷/۳۹۸	۷/۳۳۸	۷/۳۹۸
MAPE	۶/۰۵۰	۶/۰۱۵	۶/۱۰۵	۶/۰۱۵
QLIKE	۷/۰۴۵	۶/۸۱۶	۷/۳۱۸	۶/۸۱۹
R2LOG	۷/۴۲۵	۹/۳۴۸	۵/۲۳۸	۹/۳۴۸
MAD2	۷/۶۰۴	۷/۵۸۱	۷/۶۴۰	۷/۵۸۱
MAD1	۳۳/۹۴	۳۰/۳۳	۳۸/۸۸	۳۰/۳۳
HMSE	۱/۰۰۳	۱/۰۰۴	۱/۰۰۲	۱/۰۰۴

منبع: محاسبات تحقیق

در این افق پیش‌بینی نیز بهترین مدل برای پیش‌بینی دارای کمترین آمارهٔ خطای پیش‌بینی، مدل انتقالی گارچ‌مارکف با توزیع t با درجهٔ آزادی ثابت است. مقدار MSE آن ۷/۳۳۸ است و در پیش‌بینی از سایر مدل‌ها خطای کمتری دارد.

جدول۸. نتایج پیش‌بینی ده‌روزه خارج از نمونه

مدل	SWGARCH-N	SWGARCH-T2	SWGARCH-T	SWGARCH-GED
MSE1	۱/۴۹۴	۱/۴۹۶	۱/۴۹۰	۱/۴۹۶
MAPE	۲/۴۰۹	۲/۴۰۲	۲/۴۲۰	۲/۴۰۲
QLIKE	۷/۰۴۴	۶/۸۱۹	۷/۳۱۷	۶/۸۱۶
R2LOG	۱۳/۷۱۲	۱۵/۹۳۸	۴۳/۱۱	۱۵/۹۳۸
MAD2	۱/۵۱۷	۱/۵۱۴	۱/۵۲۰	۱/۵۱۴
MAD1	۳۳/۹۶	۳۰/۳۷	۳۸/۹۰	۳۰/۳۷
HMSE	۱/۰۰۶	۱/۰۰۸	۱/۰۰۵	۱/۰۰۸

منبع: محاسبات تحقیق

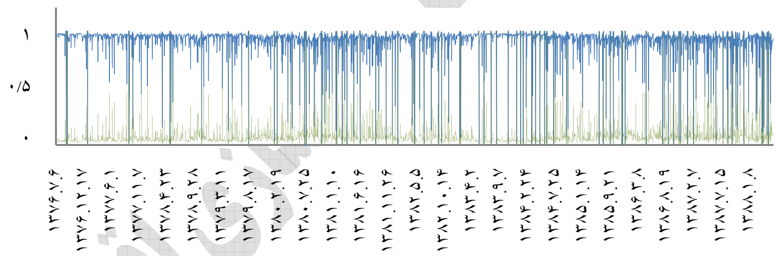
برای پیش‌بینی فقط نباید به افق‌های کوتاه‌مدت بسنده کرد؛ بلکه در بازار بورس، پیش‌بینی‌های دوهفته‌ای نیز برای سرمایه‌گذاران بسیار جالب توجه است. طبق این جدول، بهترین مدل برای پیش‌بینی دارای کمترین آمارهٔ خطای پیش‌بینی، مدل انتقالی گارچ مارکف با توزیع t است. طبق جدول ۹، بهترین مدل برای پیش‌بینی دارای کمترین آمارهٔ خطای پیش‌بینی، مدل انتقالی گارچ مارکف با توزیع t است. نتایج پیش‌بینی خارج از نمونه برای افق پیش‌بینی ۲۲روزه یا ۲ماهه در این جدول نشان می‌دهد رتبهٔ اول در پیش‌بینی متعلق‌به مدل‌های گارچ انتقالی مارکف با توزیع t با درجهٔ آزادی ثابت در زمان است که کمترین MSE را دارد. شایان ذکر است که از بین ده مدل، مدل‌های گارچ انتقالی مارکف رتبه‌های اول را طبق توابع زیان MAPE، R2LOG و QLIKE و MAD1 به‌دست آورده‌اند.

جدول ۹. نتایج پیش‌بینی ۲۲روزه خارج از نمونه

مدل	SWGARCH-N	SWGARCH-T2	SWGARCH-T	SWGARCH-GED
MSE1	۳/۳۴۰	۳/۳۴۲	۳/۳۳۶	۳/۳۴۲
MAPE	۱/۱۸۵	۱/۱۸۴	۱/۱۸۲	۱/۱۸۴
QLIKE	۷/۰۴	۶/۶۱۸	۷/۳۲۱	۶/۶۱۸
R2LOG	۲۲/۰۱۷	۲۴/۶۴۸	۱۹/۰۴۰	۲۴/۶۴۸
MAD2	۳/۳۶۳	۳/۳۶۱	۳/۳۶۷	۳/۳۶۱
MAD1	۳۴/۱۷	۳۰/۵۱	۰/۹۳۹	۳۰/۵۱
HMSE	۱/۰۱	۱/۰۱۷	۱/۰۱۰	۱/۰۱۷

منبع: محاسبات تحقیق

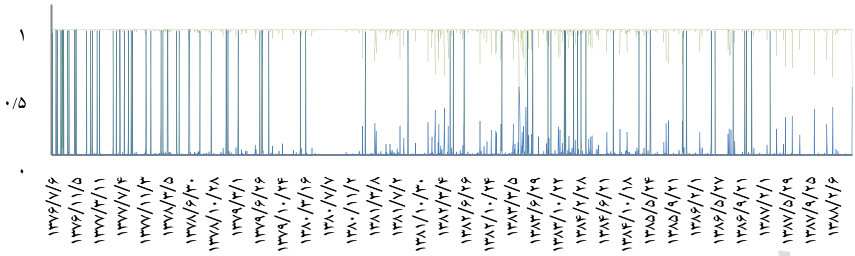
براساس نتایج بالا، کاملاً واضح است که مدل‌های گارچ انتقالی مارکف با توزیع t-استیودنت، هم در افق پیش‌بینی کوتاه‌مدت و هم در افق پیش‌بینی بلندمدت، بهتر از مدل‌های دیگر عمل می‌کنند و رتبهٔ اول را در کمترین خطای پیش‌بینی دارند. به‌طور کلی، این‌گونه استنباط می‌شود که تقریباً در هر دو افق پیش‌بینی یک‌روزه و دوماهه یا ۲۲روزه، از هفت تابع زیان، حداقل چهار تابع زیان، مدل‌های گارچ انتقالی مارکف را برای پیش‌بینی مناسب‌تر و خطای پیش‌بینی آن را کمتر می‌دانند.



شکل ۱. نمودار انتقال رژیمی برای مدل SWGARCH-N

منبع: محاسبات تحقیق

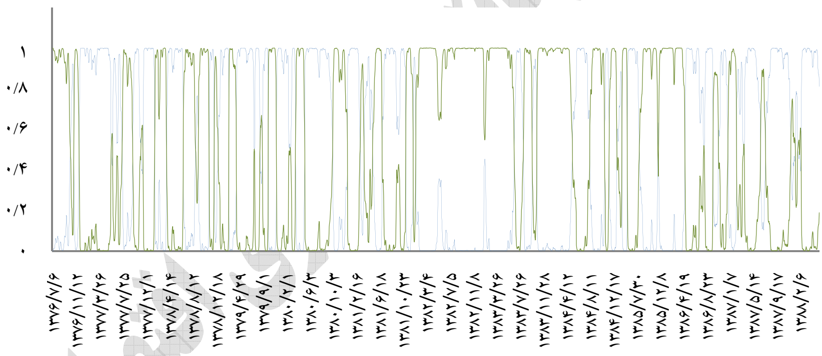
طبق شکل ۱ مشخص می‌شود مدل گارچ انتقالی مارکف با توزیع خطای نرمال برای داده‌های بورس اوراق بهادار تهران توانایی، تشخیص چرخش یا انتقال رژیم را ندارد. همچنین احتمالات هموارشدهٔ نوسانات دو رژیم کم‌نوسان و پرنوسان از هم جدا مانده‌اند و کمتر بین این دو رژیم انتقال رخ داده است. در نقاطی معدود، رژیم کم‌نوسان به محدودهٔ رژیم پرنوسان راه یافته است؛ اما انتقالی رخ نداده است که بتوان آن را رؤیت کرد. این انتقال‌ها بسیار کم و کوتاه‌مدت است و نهایتاً در طول یک هفته، این انتقال‌های جزئی بین دو رژیم رخ می‌دهد.



شکل ۲. نمودار انتقال رژیمی برای مدل SWGARCH-N

منبع: محاسبات تحقیق

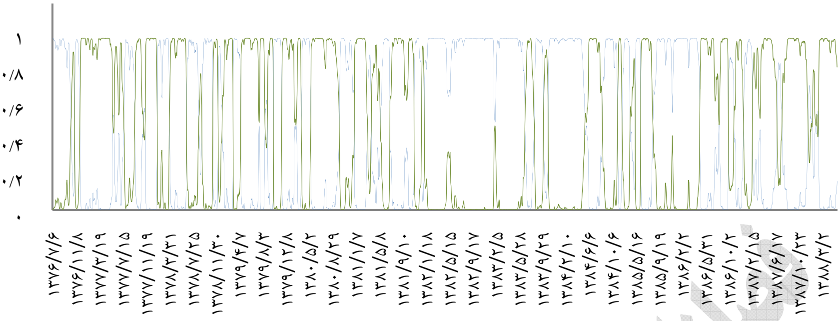
نمودار ۲ نشان‌دهندهٔ احتمالات هموارشدهٔ مدل گارچ انتقالی مارکف ازطریق توزیع خطای GED است. این نمودار، برخلاف نمودار شکل ۱، نشان می‌دهد با اینکه انتقال‌ها را نمی‌توان تشخیص داد، رژیم پرنوسان به محدودهٔ رژیم کم‌نوسان وارد شده و انتقال‌هایی را بین دو رژیم در حد دو یا سه روز ایجاد کرده است.



شکل ۳. نمودار انتقال رژیمی برای مدل SWGARCH-t

منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۳ بیانگر احتمالات هموارشده برای نوسانات در مدل انتقالی گارچ مارکف با توزیع خطای t با شاخص درجهٔ آزادی ثابت بین دو رژیم است. انتقالی بین دو رژیم کم‌نوسان و پرنوسان کاملاً مشهود است. این مدل به‌خوبی توانسته است انتقال رژیمی را در نوسانات بازار بورس اوراق بهادار تهران به تصویر کشد. نقاط تقاطع بین دو رژیم و تعویض رژیم نوسانات به‌دلیل عوامل مؤثر بر بورس است که بازار بورس را تحت تأثیر قرار می‌دهد.



شکل ٤. نمودار انتقال رژیمی برای مدل SWGARCH-t2

منبع:محاسبات تحقیق

نمودار شکل ۴ نیز احتمالات هموارشده برای مدل گارچ انتقالی مارکف را با توزیع خطای t با شاخص درجهٔ آزادی متغیر بین دو رژیم به تصویر می‌کشد. این نمودار نیز تغییر رژیم را به‌خوبی تفکیک کرده است.

٦. نتیجه‌گیری

در ابتدا عملکرد داخل نمونه‌ای مدل‌های گارچ انتقالی مارکف، برای مدل‌های مختلف با خطاهای متفاوت بررسی و تحلیل شد تا بهترین شکل مدل نوسانات در طول دورهٔ ۱۳۷۶تا۱۳۹۰ تعیین شود. براساس نتایج به‌دست آمده برای بورس اوراق بهادار تهران، مدل‌های SW-GARCH تحت توزیع با دنباله‌های پهن (توزیع خطای غیرنرمال) بهترین برازش آماری را از خود نشان داده‌اند. نکتهٔ شایان ذکر اینکه انتخاب فرض توزیع خطای t-استیودنت برای خطاهای استانداردشده، عملکرد داخل نمونه‌ای را در مدل‌های نوسانات بهبود می‌بخشد. در نهایت، عملکرد پیش‌بینی خارج از نمونه برای دورهٔ ۱۳۸۸/۱/۱۹ تا ۱۳۹۰/۱/۱۴ با چهارصد مشاهده بررسی شده و نتایج عملکرد مدل‌های SW-GARCH گزارش شد. سایر نتایج به این شرح است: اول، برای افق پیش‌بینی کوتاه‌مدت، یک‌روزه و یک‌هفته‌ای، مدل‌های SW-GARCH رتبه‌های بالاتری را در پیش‌بینی دقیق‌تر به خود اختصاص می‌دهند. همچنین دقیق‌ترین پیش‌بینی را مدل SW-GARCG با توزیع خطای tاستیودنت انجام می‌دهد. پیشرفت دیگر مدل‌های SW-GARCH درمقایسه‌با سایر مدل‌ها این است که نوسان‌پذیری (پایداری) بالا در نوسانات موجود در مدل‌های گارچ را رفع می‌کند و این پایداری را کاهش می‌دهد. درجهٔ پایداری ازطریق مجموع ضریب شاخص‌های ARCH و GARCH در مدل‌های -SW

GARCH درجهٔ پایداری نوسانات را ارائه می‌کند و این مقدار پایداری برای مدل‌های گارچ انتقالی مارکف به‌طور واضح کمتر است.

منابع و مآخذ

ابراهیمی، علیرضا(۱۳۸۵)، مدل‌های ARCH ,GARCH و کاربرد آن‌ها در تحلیل‌های اقتصادی، *پایان‌نامهٔ کارشناسی‌ارشد*، دانشگاه اصفهان، دانشکدهٔ علوم.

ابونوری، اسمعیل و رضا ایزدی(۱۳۸۵)، «ارزیابی اثر روزهای هفته در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوهای GARCH ,ARCH»، *تحقیقات اقتصادی*، ش۷۲، دانشگاه تهران، ص۱۶۳تا۱۹۰.

ابونوری، اسماعیل و علیرضا عرفانی(۱۳۸۷)، «الگوی چرخشی مارکف و پیش‌بینی احتمال وقوع بحران نقدینگی در کشورهای عضو اوپک»، *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، سال ۸، شماره۳(پیاپی ۳۰)، صص۱۷۴-۱۵۳.

ورزین‌وش، اسدالله و حامد شکوری و محمدرضا قاضی‌عسگر(۱۳۸۸)، بررسی بازدهی سهام و تورم در ایران، رویکرد مارکف سوئیچینگ، *پایان‌نامهٔ کارشناسی‌ارشد*، دانشگاه تهران.

کشاورزحداد، غلامرضا و آرش بابایی(۱۳۸۷)، بررسی تلاطم بازده سهام در بورس تهران بااستفاده از داده‌های پانل و مدل گارچ، *پایان‌نامهٔ کارشناسی‌ارشد*، دانشگاه شریف، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد.

گجراتی، دامودار(۱۳۸۵)، **مبانی اقتصادسنجی**، ترجمهٔ حمید ابریشمی، ج۲، تهران: دانشگاه تهران.

Akaike, H.(1974), "A New look at the Statistical Model Identification. Automatic Control, IEEE Transactions", 19(6): 716-723.

Alexander C. Market Models(2001), "A Guide to Financial Data Analysis", John Wiley and Son, UK.

Alexander, C.(1999), "Risk Management and Analysis", Volume 1: Measuring and Modelling Financial Risk, John Wiley and Sons, New York, NY.

Bollerslev, T.(1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", Journal of *Econometrics*, 31(3): 307-327.

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

Daouk H. and J. Q. Guo(2004), "Switching Asymmetric GARCH and Options on a Volatility Index", Journal of *Futures Markets*, 24(3): 251-282.

Dueker, M. J.(1996), "Markov Switching in GARCH Processes and Mean-Reverting Stock Market Volatility", Journal of *Business and Economic Statistics*, 15(1): 26-34.

Engle R. F. and A. J. Patton (2001), "What Good is a Volatility Model? Quantitative Finance", Taylor and Francis Journals, vol. 1(2): 237-245.

Engle R. F. and T. Bollerslev(1986), “Modeling the Persistence of Conditional Variances”, *Econometric Reviews*, 5: 1-50.

Engle R. F. and V. K. Ng(1993), “Measuring and Testing the Impact of News on Volatility”, Journal of *Finance*, 48: 1749-78.

Engle, Robert. F(1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimation of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, pp. 987-1007.

Granger C. W. J. and S. H(2003), “Poon. Forecasting Financial Market Volatility”, A review. Journal of *Economic Literature*, 41(2): 478-539.

Gray, S.(1994), “Modelling the Conditional Distribution of Interest Rates as a Regime-Switching Process”, Journal of *Financial Economics*, 42(1): 27-62.

Hamilton J. D(1989), “A New Approach to the Economic Analysis of Non-Stationary Time Series and the Business Cycle”, *Econometrica*, 57: 357-84.

Hamilton J. D(1990), “Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime”, Journal of *Econometrics*, 45: 39-70.

Hannan E. J. and B. G. Quinn(1979), “The Determination of the Order of an Autoregression”, Journal of *The Royal Statistical Society*, 41(2): 190-195.

Kardag, Mehmet Al(2008), “Analysis of Turkish Stock Matket with Markov Regime Switching Volatility Models”.MA thesis, Institute of Applied Mathematics (IAM).

Ljung G. M. and G. E. P. Box(1978), “On a Measure of Lack Affect in Time Series Models”, *Biometrica*, 65: 297-303

Marcucci, J(2005), “Forecasting Stock Market Volatility With Regime-Switching GARCH Models”, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 9(4).

Pagan, Adrian R., and G. William Schwert(1990), “Alternative Models for Conditional Stock Volatility”, Journal of *Econometrics*, 45, 267-90.

Patton A. J(2005), “Volatility Forecast Comparison Using Imperfect Volatility Proxies”, quantitative Finance Research Centre, *University of Technology*, Sydney. (175).

Patton A. J. and K. Sheppard(2007), “Evaluating Volatility and Correlation Forecasts”, *Oxford Financial Research Centre Working Papers Series*.

Schwarz G (1978), “Estimating the Dimension of a Model”, *The Annals of Statistics*, 6(2): 461-464.

Susmel, R (2000), “Switching Volatility in Private International Equity Markets”, *International Journal of Finance and Economics*, 5(4): 265-283.