فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال هفتم/ شماره بیست‌وهفتم/ پائیز ۱۳۹۷

مدل سازی نوسانات بازده بورس اوراق بهادار تهران مدل MRS-FI-TGARCH و FI-TGARCH

هاجر مرادیان
دانشجوی دکتری،گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاداسلامی، شیراز، ایران
zohreh.moradian@gmail.com

علی حقیقت
استادیار و عضو هیات علمی گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاداسلامی، شیراز، ایران (نویسنده مسئول)
alihaghighat91@yahoo.com

هاشم زارع
استادیار و عضو هیات علمی گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاداسلامی، شیراز، ایران.
hashem.zare@gmail.com

مهرزاد ابراهیمی
استادیار و عضو هیات علمی گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاداسلامی، شیراز، ایران.

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۸/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۲/۲۲

چکیده

هدف این مقاله افزایش انعطاف پذیری مدل سازی نوسانات بازار سرمایه می باشد. این امربا معرفی مدل *MRS-FI-TGARCH* برای اولین بار در دنیا انجام می گیرد. به این منظور از شاخص هفتگی قیمت بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۷ استفاده می شود .پارامترها قابلیت تغییر با رژیم را دارند. نتایج نشان داد دو رژیم رونق، با بازده انتظاری بالا و نوسان بالا و رژیم رکود، با بازده انتظاری پایین و نوسان پایین وجود دارند. افزودن قابلیت پیش بینی اثرات نامتقارن وحافظه بلند مدت نوآوری مدل جدید است. معناداری ضریب منفی اثرات نامتقارن دررژیم رونق نشان می دهد اثر اخبار بد بر نوسانات، کمتر از اخبار خوب است . معنادارنبودن آن در رژیم رکود ، بیانگرمتقارن بودن اثرات اخبار خوب و بد است. دررژیم رونق، حافظه نامحدود وجود دارد اما دررژیم رکود اثر نوسانات با نرخ هیپربولیک کاهش می یابد.

واژه‌های کلیدی: مدل سازی، بازده سهام، مارکوف، حافظه بلندمدت، تقارن.

۱- مقدمه

مدل سازی رفتارهای تغییر رژیم در بازار سهام، مدیریت ریسک و از مهم ترین موضوعات در بازارهای مالی دنیا است. مدیریت ریسک[۱] شامل دو فاز اصلی ؛ ۱) فاز تخمین ریسک ۲) فاز کنترل ریسک است. از این رو مدل سازی ریسک، جز جدا نشدنی فاز اول و مورد استفاده اساسی فاز دوم است. نتایج مطالعات انجام گرفته بیان کننده عدم توانایی مدل‌های خطی (با پیش فرض ثبات پارامترهای مدل) در توضیح عدم تقارن‌ها[۲] (شامل شکست‌های ساختاری در سری‌های زمانی) و رفتار وابسته به رژیم درخصوص بازده سهام کشورهای مختلف است. مدل‌های راه‌گزینی مارکف (MRS)[۳] به صورت گسترده‌ای، برای توضیح رفتارهای تغییر رژیم در بازار سهام مورد استفاده قرار گرفته است. (تورنر و همکاران[۴]، ۱۹۸۹، سچالر و نوردن[۵] ۱۹۹۷، هشیاما[۶]، ۱۹۹۸، ماهو و مسکاردی[۷]، ۲۰۰۰، گدولین و تمیرمن[۸]، ۲۰۰۶، اسماعیل و اسا[۹]، ۲۰۰۸، وانگ و سبالد[۱۰]، ۲۰۰۸، دیامنتس[۱۱]، ۲۰۰۸، باونس و همکاران[۱۲] ۲۰۰۶، بی و همکاران[۱۳]، ۲۰۰۷). مسائل طرح شده فوق نمایانگر میزان نیاز به موضوع و اهمیت استفاده از یک مدل انعطاف پذیر، جامع جهت توضیح حداکثری نوسانات بازار سرمایه است. رفع خلاءهای تحقیقاتی با ارایه مدلی جامع با در نظر گرفتن تمامی خصوصیات: ۱) واریانس ناهمسان ۲) خوشه‌ای بودن تلاطم‌ها ۳) اثر اهرمی (تحلیل و تفکیک آن در هر رژیم به صورت جداگانه) ۴) حافظه بلند مدت (تحلیل و تفکیک آن در هر رژیم به صورت جداگانه) ۵) ترکیب ویژگی تغییرات رژیم با تمام موارد قبلی، نوآوری تحقیق فعلی می باشد که تاکنون درهیچ مطالعه داخلی و خارجی انجام نگردیده است. در این پژوهش فرضیه های زیر مورد آزمون قرارمی گیرند: دینامیک بازده سهام بازار سرمایه تهران اولا تابعی غیر خطی از رژیم‌های اقتصادی حاکم بر اقتصاد می‌باشد ثانیا دارای حافظه بلند مدت وثالثا نامتقارن است.

درادامه و دربخش دوم، ابتدا ادبیات موضوع ارایه و سپس مطالعات تجربی مرور می گردد. بخش چهارم به معرفی الگو و متغیرها می پردازد. بخش پنجم و بخش پایانی نیز به نتایج تجربی و نتیجه گیری اختصاص دارند.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

از آنجایی که پژوهش حاضر به بحث مدل سازی می پردازد مبانی نظری تحقیق به صورت روند افزایش انعطاف و قابلیت‌های مدل سازی مدلهای قبلی بیان گردیده است. ابتدا از مدل با حافظه کوتاه مدت GARCH که توسط تیلور[۱۴] (۱۹۸۶) و بولرسلو [۱۵] (۱۹۸۶) ابداع و نسبت به مدلهای خطی، قابلیت توضیح تلاطم خوشه‌ای را دارد به مدلIGARCH دارای محدودیت پارامترتفاضل گیری یک می رسیم سپس به دلیل از دست رفتن ویژگی اولیه داده‌ها با درجه تفاضل گیری بالا به مدل GARCH با حافظه بلند مدت کسری بایلی[۱۶] (۱۹۹۷) با ویژگی کسری شدن درجه انباشتگی خواهیم رسید پس از آن باافزودن اثر اهرمی گلستون[۱۷] و دیگران (۱۹۹۳) مدل به قابلیت توضیح اثرات اهرمی مجهز می‌گردد. با افزودن توانایی تغییر رژیم که اولین بار توسط همیلتون[۱۸] (۱۹۸۹) معرفی شد، می توان اثرات رژیم‌ها و. اثرات اهرمی را بطور جداگانه درون هر رژیم مشاهده کرد.

از آنجایی که مدل پژوهش حاضر برای اولین بار در دنیا عرضه می گردد پیشینه تحقیق برای آن وجود ندارد اما اگر بخواهیم در خصوص پیشینه مدل سازی دینامیک بازار سهام بحث نماییم، متدولوژی تجربی مدل سازی

دینامیک بازار سهام در داخل و خارج از کشور، بسیار گسترده است .مطالعات تجربی بسیار محدودی به مدل سازی نوسانات بازار سهام در حالتی که ممکن است نوسانات بازار بین دو یا چند رژیم تغییر کند، پرداخته اند؛ هنری[19] (۲۰۰۹) یک مدل MRS-EGARCH دو رژیمه را به منظور مدل سازی بازده بازار سهام انگلیس مورد استفاده قرار داد؛ در رژیم اول (بازده کم با واریانس بالا) مشخص شد که واریانس شرطی بازده سهام، نسبت به تغییر بازده، متقارن پایا می‌باشد؛ در حالیکه در رژیم دوم (بازده بالا با واریانس کم) نسبت به شوک در بازده سهام به صورت نا متقارن و بدون پایایی پاسخ می‌دهد؛ به علاوه هنری (۲۰۰۹) ادعا کرد که حوادث بازار پول، بر روی احتمالات انتقال رژیم در سرتاسر رژیم‌ها اثر دارد.

آلوی و جمازی[20] (۲۰۰۹)، با استفاده از یک مدل MRS-EGARCH دو رژیمه، مدل سازی نوسانات قیمت سهام را برای کشورهای فرانسه، انگلیس و ژاپن، برای دوره ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۷ مورد بررسی قرار دادند. ولید و همکاران[21] (۲۰۱۱)، با استفاده یک مدل MRS-EGARCH مدل سازی نوسانات قیمت سهام را در طول دوره ۱۹۹۴-۲۰۰۹ برای کشورهای نوظهور مورد بررسی قرار دادند.

علاوه بر این، مطالعه‌ای که بتواند به صورت نسبتاً کاملی سایر ویژگی‌هایی مشاهده شده سری‌های زمانی بازده سهام را مطابق آنچه در بخش اول گفته شد، مدل‌سازی نماید، انجام نپذیرفته است.

مدل MRS-FITGARCH مورد استفاده در این تحقیق امکان مدل سازی: ۱- تغییر زمانی و عدم تقارن در واریانس شرطی در درون هر رژیم ۲- وابستگی رژیم در اثر، پایداری و جواب نامتقارن به شوک‌های وابسته به نوسانات بازار سهام (آلوی و جمازی، ۲۰۰۹) ۳- امکان در نظر گرفتن حافظه بلند در نوسانات بازار مالی در درون هر رژیم را فراهم می‌کند و از این جوانب، مدل کاملاً جدیدی در مطالعات داخلی و خارجی کشور به حساب می‌آید، به طوریکه تا کنون از چنین مدلی در خارج و داخل کشور استفاده نشده است.

بطور کلی در تمامی تحلیلهایی که از مدل GARCH و MGARCH استفاده شده است از آنها تنها جهت مدل سازی نوسانات یا واریانس ناهمسان به صورت ابتدایی بهره گیری شده است.

در مطالعاتی که در معادلات اصلی یا معادله میانگین هم از مدلهای VAR، ARDL، هم‌انباشتگی و آزمون علیت گرینجر چند متغیره استفاده شود، فاقد قابلیتهای تغییر رژیم نه تنها درمعادله واریانس شرطی بوده اند بلکه در معادله میانگین هم انعطاف پذیری تغییر رژیم و نتایج آن دیده نمی شود. همچنین عدم توانمندی مدل های فوق در بررسی حافظه بلند مدت هم وجود دارد. به عبارت بهتردراین مطالعات،در خصوص معادله واریانس شرطی از قابلیتهای افزودنی مدل نظیر تغییر رژیم، حافظه بلند مدت و اثرات اهرمی درقالب دوره های رکود و رونق، به صورت همزمان، استفاده نشده است. سایر مطالعات متفرقه از جمله انواع روشهای همجمعی ، مدل های تصحیح خطای برداری و مدل های پنل ، برای بررسی دینامیک قیمت سهام در کشورهای مختلف، از جمله کشور ما مورد استفاده قرار گرفته است اما تمام روشهای یادشده حداقل دارای یکی از معایب زیر است: ۱)عدم قابلیت کاربردی نتیجه پژوهش در تعیین احتمال وقوع رژیم های آتی حاکم بر بازار سرمایه در معادله نوسانات بازده سرمایه ۲)عدم قابلیت کاربردی نتیجه پژوهش در پیش بینی تعداد روزهای پرنوسان و کم نوسان بازارسرمایه ۳)عدم قابلیت مدل سازی هم زمان تغییر رژیم در معادله میانگین و واریانس۴)عدم انعطاف مدل در آزمون

معناداری اثرات اهرمی درون هررژیم۵)عدم انعطاف مدل در قابلیت آزمون معناداری حافظه بلندمدت درون هررژیم.

مطالعات تی سن وان[۲۲] (۲۰۱۷)، فخفم[۲۳] و دیگران (۲۰۱۶)، ابووفایا[۲۴] (۲۰۱۵)، چیلی[۲۵] (۲۰۱۴)، موره وونگ[۲۶](۲۰۱۳)، لیانگ[۲۷] ودیگران(۲۰۱۳)،چیلی و دیگران (۲۰۱۲)، بل[۲۸] ودیگران (۲۰۱۲) چورتاریس[۲۹] (۲۰۱۲) لین[۳۰] (۲۰۱۲)، دایماندس و دراکس[۳۱] (۲۰۱۱)، عمران[۳۲] و دیگران (۲۰۱۰)، دونه[۳۳] و دیگران (۲۰۱۰)، کوتی[۳۴](۲۰۱۰) نیز همگی از این دسته به شمار می روند. در حالی که پژوهش حاضر تمام قابلیتهای فوق را بصورت یکجا در مدل مطالعه پیش رو دیده است و در تمامی موارد فوق انعطاف دارد. روش استفاده شده در این تحقیق بر اساس یک مدل MRS-FITGARCH دو رژیمه که بسطی از مدل MRS-GARCH مطالعه هنری[۳۵] (۲۰۰۹)، آلوی و جمازی (۲۰۰۸) و ولید و همکاران (۲۰۱۱) می‌باشد؛ مدل MRS-FITGARCH امکان تغییر واریانس را در رژیم‌های مختلف بازده سهام فراهم می‌کند، به طوریکه خروجی زنجیره مارکف [۳۶] غیر قابل مشاهده فرض شده است. به علاوه برخلاف مدل‌های MRS-GARCH، مدل پیشنهادشده در این تحقیق، برای توضیح وابستگی رژیم در اثر، پایداری و جواب نامتقارن به یک شوک کاملاً انعطاف‌پذیر است، به‌طوری‌که واریانس شرطی به شوک‌های گذشته و حال اقتصاد وابسته است، از طرفی امکان در نظر گرفتن حافظه بلندمدت در نوسانات بازار مالی را در درون هر رژیم فراهم می‌کند. جزء FITGARCH مدل می‌تواند به‌صورت مدل حد واسط بین مدل‌های TGARCH و ITGARCH ایفای نقش کند.

۳- مدل تحقیق و روش برآورد

به‌طورکلی مدل *GARCH (p,q)* [۳۷] را می‌توان به شکل یک مدل *ARMA (p, q)* ارائه نمود:

رابطه (۱)

$$\sigma_t^2 = \alpha_o + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_i \sigma_{t-i}^2$$

$$\sigma_t^2 + \varepsilon_t^2 = \alpha_o + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \varepsilon_t^2$$

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_o + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$$

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_o + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + (\sum_{i=1}^{q} b_i \varepsilon_{t-i}^2 - \sum_{i=1}^{q} b_i \varepsilon_{t-i}^2) + \varepsilon_t^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_i \sigma_{t-i}^2 - \sigma_t^2$$

$$-\sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 - \sum_{i=1}^{q} b_i \varepsilon_{t-i}^2 + \varepsilon_t^2 = \alpha_o - \sum_{i=1}^{q} b_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$$

اگر $m = \max(p, q)$ و $\varphi_i = a_i + b_i$

$$(1-(a_1+b_1)L-(a_2+b_2)L^2-\ldots-(a_m+b_m)L^m)\varepsilon_t^2 = a+(1-b_1L-b_2L^2-\ldots-b_qL^q)(\varepsilon_t^2-\sigma_t^2)$$

$$(1-\varphi_1L-\varphi_2L^2-\ldots-\varphi_mL^m)\varepsilon_t^2 = a+(1-b_1L-b_2L^2-\ldots-b_qL^q)(\varepsilon_t^2-\sigma_t^2)$$

رابطه (۲)

$$\phi(L)\varepsilon_t^2 = a + b(L)u$$

$$u_t = \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$$

که در آن؛

$$\phi(L) = 1-\phi_1L-\phi_2L^2-\ldots-\phi_mL^m \qquad b(L) = 1-b_1L-b_2L^2-\ldots-b_qL^q$$

مدل‌های حافظه بلندمدت در شکل کلی جمعی کسری، برای اولین بار توسط گرنجر و جویکس[۳۸] (۱۹۸۰) به ادبیات اقتصادسنجی معرفی شدند. یک سری زمانی حافظه بلندمدت رامی توان به‌وسیله تابع خودهمبستگی (ACF) آن‌که با نرخ هیپربولیک (هذلولی) کاهش می‌یابد، مشخص کرد. نرخ کاهش هیپربولیک بسیار آهسته‌تر از نرخ کاهش تابع خودهمبستگی سری زمانی‌ای که حافظه کوتاه‌مدت دارد، است. مدل‌های حافظه بلندمدت نشان دهنده ساختار ناخطی بازارهای سرمایه‌اند و درنتیجه نشان می‌دهند که الگوهای خطی در توصیف ماهیت واقعی این بازارها ناکارآمد هستند. ساختار ناخطی بازار سرمایه موجب می‌شود تا پیش‌بینی آن مشکل شود. (ایکسو و جین[۳۹]، ۲۰۰۷).

در همین راستا، بعضی ازسری‌های زمانی که مقدار ACF آن‌ها با افزایش در تعداد وقفه‌ها به فرم تابع چندجمله‌ای[۴۰] به‌آرامی به سمت صفر همگرا می‌شود را سری زمانی با حافظه بلندمدت می‌نامند (دینگ و همکاران[۴۱]، ۱۹۹۳).از طرف دیگر، مدل‌های ARMA یا ARIMA یک درجه معلوم از حافظه را به یک سری تحمیل می‌کنند. مدل ARFIMA اجازه می‌دهد یک مرتبه کسری از انباشتگی را داشته باشیم و مزیت دیگر آن این است که این مرتبه تفاضل کسری را با استفاده از داده‌هایمان تخمین می‌زنیم (هاسکینگ[۴۲]،۱۹۸۱). ماندگاری بالا در مدل‌های GARCH پیشنهاد می‌کند که چندجمله‌ای $\phi(L) = 0$ ممکن است یک ریشه واحد داشته باشد، در این حالت مدل GARCH به مدل GARCH هم انباشته[۴۳] (IGARCH) [۴۴] ارتقا پیدا می‌کند. بنابراین برای امکان داشتن ماندگاری بالا و حافظه بلندمدت در واریانس شرطی و اجتناب از محدودیت‌های مدل IGARCH می‌توان فرآیند رابطه دو را به‌صورت فرآیند ARFIMA (m, d, q) به‌صورت زیر بسط داد. (بولرسلو و ومیکلسون، ۱۹۹۶)

$$\phi(L)(1-L)^d\varepsilon_t^2 = \omega+\beta(L)u_t \qquad (۳)$$

$$\phi(L)(1-L)^d\varepsilon_t^2 = \omega+\beta(L)u_t = \omega+\beta(L)(\ \varepsilon_t^2-\sigma_t^2\ ) = \omega+\beta(L)\varepsilon_t^2-\beta(L)\sigma_t^2$$

$$\beta(L)\sigma_t^2 = \omega+\beta(L)\varepsilon_t^2-\phi(L)(1-L)^d\varepsilon_t^2$$

$$\beta(L)\sigma_t^2 = \omega+[\beta(L)-\phi(L)(1-L)^d]\varepsilon_t^2 \qquad (۴)$$

مدل به‌دست‌آمده(ARFIMA (p,d,q است . در این رابطه تمام ریشه‌های $\beta(L) = \phi(L) = 0$ در خارج از محدوده واحد قرار دارند. هنگامی‌که $d = 0$ باشد، مدل فوق به مدل GARCH تغییر پیدا می‌کند همچنین اگر $d = 1$ باشد، مدل فوق به مدل IGARCH تغییر پیدا می‌کند. برای یک سری زمانی پایا[45]، ACF با افزایش تعداد وقفه به‌صورت نمایی به صفر کاهش می‌یابد اما اگر سری ناپایا باشد، ACF برای تمام وقفه‌ها به سمت یک همگرا می‌شود. (چان و وی،[46] ۱۹۸۸)

یکی از مهم‌ترین مراحل اجرای مدل‌ها، مرحله تفاضل گیری کسری است. به دلیل مشکل بودن آن معمولاً اقتصاددانان در تحلیل‌های تجربی خود از تفاضل گیری مرتبهٔ اول استفاده می‌نمایند. بدون شک چنین جایگزینی منجر به تفاضل گیری بیش از اندازه ودر پی آن از دست رفتن بخشی از اطلاعات موجود در سری زمانی خواهد شد. در چنین سری‌هایی، اثرات شوک‌ها بر روی سری، زمان زیادی را برای زوال می‌طلبد؛ بنابراین به نظر می‌رسد فرق بین فرآیندهای پایا و ریشه واحد بیش از حد محدود است، در واقع انتشار شوک‌ها در یک فرآیند پایا با یک نرخ نمایی رو به زوال می‌رود (بنابراین تنها حافظه کوتاه مدت[47] را توضیح می‌دهد)، در حالی که در یک فرآیند ریشه واحد، ماندگاری شوک‌ها نامحدود است. اگر $0 < d < 1$ باشد، مجذور خطاهای به صورت کسری تفاضل‌گیری شده، از یک فرآیند ARMA پایا پیروی می‌کنند. (بایلی و همکاران[48] ۱۹۹۶).

در این راستا فرآیند ARFIMA (۱,d,۱) رابطه (۳) برای ε_t^2 می‌تواند بر حسب واریانس شرطی σ_t^2 بازنویسی شود:

$$[1 - \beta L]\sigma_t^2 = \omega + [(1 - \beta L) - (1 - \beta L - \varphi L)(1 - L)^d]\varepsilon_t^2 \qquad (۵)$$

بایلی و همکاران (۱۹۹۶) مدل بالا را به عنوان مدل مدل GARCH هم انباشه کسری (FIGARCH) معرفی کردند. هنگامیکه $0 < d < 1$ باشد، ضرایب $\phi(L)$ و $\beta(L)$ دینامیک کوتاه مدت نوسانات را توضیح می‌دهند، در حالیکه پارامتر تفاضل‌گیری کسری (d)[49] خصوصیات بلند مدت نوسانات را مدل سازی می کند. مدل اولیه *GARCH* در بسیاری از موارد روش مناسبی برای تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی مالی و همچنین برآورد تلاطم‌های شرطی می‌باشد. ولیکن برخی از جنبه‌های مدل وجود دارد که می‌توان آن‌ها را به منظور نشان‌دادن بهتر ویژگی‌ها و دینامیک یک سری‌زمانی بهبود داد. به طور مثال، در مدل *GARCH* ارائه شده، از آن‌جا که توان دوم پس‌ماندها در عبارت وارد شده است، علامت (مثبت یا منفی‌بودن) پس‌ماندها و یا شوک‌ها تاثیری بر تلاطم‌های شرطی ندارد . بلک[50] (۱۹۷۶) این اثر را می توان به این واقعیت نسبت داد که اخبار بد قیمت سهام را پائین می‌آورند و بنابراین اهرم (نسبت بدهی به سرمایه) سهام را افزایش می‌دهند و منجر می‌گردند سهام بیشتر نوسان کند، . بر این اساس، اثر نامتقارن اخبار را اغلب اثر اهرمی[51]می‌نامند.(زاکویین[52] ۱۹۹۲) نوعی دیگری از مدل GARCH که قادر به مدل سازی اثرات هرمی است، مدل GARCH آستانه (TGARCH) [53] می‌باشد که به صورت زیر مدل سازی می‌شود.گلستون و همکاران[54] (۱۹۸۸)

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q}(\alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma S_{t-i}\varepsilon_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^{p}\beta_j \sigma_{t-j}^2 \qquad (۶)$$

در این رابطه S_{t-i} یک متغیر دامی است که مقدار یک را هنگامی که ε_{t-i} منفی است و مقدار صفر را هنگامی که مثبت است به خود می‌گیرد. γ پارامتر عدم تقارن[۵۵] نامیده می‌شود و امکان اینکه اختلالات به صورت متفاوتی در واریانس شرطی مشارکت کنند را فراهم می‌کند. در این مدل فرض شده است اثر ε_t^2 روی واریانس شرطی σ_t^2، بسته به اینکه ε_t^2 مثبت یا منفی باشد، متفاوت است.

مدل TGARCH اصلی مطرح شده به وسیله زاکویین (۱۹۹۲) σ_t را به جای σ_t^2 مدل سازی کرده است. این مدل به این دلیل که توسط گلستون و همکاران (۱۹۸۸) معرفی شده است، به عنوان مدل GJR نیز شناخته می شود. به منظور مدل سازی هم زمان عدم تقارن و حافظه بلند مدت مدل FITGARCH در این تحقیق ارایه می‌گردد. قابلیت همزمان حافظه بلندمدت و اثرات اهرمی در مدل گارچ هاونگ[۵۶] (۲۰۰۱) وجود داشت. مدل فوق با نام FITGARCH ترکیبی از مدل FIGARCH و TGARCH می باشد: در این رابطه φ یک بردار (M×1) از پارامترها می‌باشد. در این تحقیق مدل FITGARCH (۱,d,۱) به صورت زیر معرفی شده است:

$$y_t = f(x_t) + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t / I_{t-1} \to D(0, h_t) \qquad (۷)$$

$$[1 - \beta L]\sigma_t^2 = \omega + [(1 - \beta L) - (1 - \beta L - \alpha L)(1 - L)^d](1 + \gamma S_t)\varepsilon_t^2 \qquad (۸)$$

در رابطه (۷)، $f(x_t)$ میانگین شرطی است، x_t برداری از M متغیر توضیحی است که ممکن است شامل وقفه هایی باشد. I_{t-1} مجموعه اطلاعاتی شامل همه اطلاعات موجود در زمان t-1 است و ε_t عبارت خطا است. واریانس شرطی در رابطه (۸) به صورت یک فرآیند FITGARCH(۱،۱) در نظر گرفته شده است. همیلتون و ساسمل[۵۷] (۱۹۹۴)، با به کار بستن مدل ARCH راه‌گزینی مارکف[۵۸] SWARCH برای داده‌های هفتگی بازده سهام انگلیس، مشاهدات قوی را از تغییرات رژیم در فرآیند ARCH تأیید کردند، به علاوه آن‌ها ادعا کردند که به حساب آوردن تغییرات رژیم، منجر به کاهش قابل ملاحظه در درجه پایداری نوسانات جزء خطا می‌شود؛

بر این اساس همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴) در چارچوب مدل تغییرات رژیم، تابع واریانس شرطی را با فرض واریانس شرطی وابسته به وضعیت‌های اقتصاد اصلاح کردند.

مدل *MRS-FITGARCH* (۱,*d*,۱) اولیه می‌تواند به صورت رابطه (۹) و (۱۰) اصلاح شود:

$$y_t = \mu_{it} + \varepsilon_t \varepsilon_t / I_{t-1} \to D(0, h_{i,t}) \qquad (۹)$$

$$[1 - \beta_i L]\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + [1 - \beta_i L] - [1 - \beta_i L - \alpha_i L)(1 - L)^{d_i}](1 + \gamma_i S_t)\varepsilon_t^2 \qquad (۱۰)$$

با فرض دو رژیم ($i = ۲$)، رژیم‌ها به وسیله متغیر پنهان s_t نشان داده می‌شود، به طوریکه s_t وابسته به وضعیت اقتصاد بوده و دوره‌های رکود مقدار صفر و در دورهای رونق مقدار یک را می‌گیرد. انتقال بین رژیم‌ها به وسیله یک فرآیند مارکف مرتبه اول معرفی شده به وسیله همیلتون (۱۹۸۹) کنترل می‌شود و به صورت رابطه (۱۱) است:

$$\begin{matrix} P(s_t = 0/s_{t-1} = 0) = p_{00} \\ P(s_t = 0/s_{t-1} = 1) = 1 - p_{11} \\ P(s_t = 1/s_{t-1} = 0) = 1 - p_{00} \\ P(s_t = 1/s_{t-1} = 1) = p_{11} \end{matrix} \qquad (11)$$

در رابطه (۱۱)، رژیم رایج s_t به رژیم دوره گذشته S_{t-1} وابسته است، به علاوه p احتمال آنکه اقتصاد در زمان t، از وضعیت یک به وضعیت صفر تغییر کند را نشان می‌دهد. این احتمالات انتقال را می‌توان در یک ماتریس (۲×۲) به صورت $\begin{bmatrix} p_{00} & 1-p_{11} \\ 1-p_{00} & p_{11} \end{bmatrix}$ خلاصه کرد که در آن مجموع احتمالات هرستون برابر یک است. بر طبق نظر همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴)، کای[۵۹] (۱۹۹۴) و هنری (۲۰۰۹)، با فرض اینکه احتمالات انتقال اولیه ثابت باشد، فرم تابعی آن‌ها به صورت رابطه (۱۲) است:

$$p_{00} = \frac{e(\theta_0)}{1+e(\theta_0)} \quad and \quad p_{11} = \frac{e(\partial_0)}{1+e(\partial_0)} \qquad (12)$$

بر طبق نظر همیلتون (۱۹۸۹) و گری[۶۰] (۱۹۹۵)، مدل *MRS-FITGARCH* می‌تواند با استفاده از تکنیک‌های حداکثر راست‌نمائی[۶۱] تخمین زده شود.

بر این اساس مدل(۱،۱) *MRS-FITGARCH* به صورت رابطه (۱۳) و (۱۴) بازنویسی می‌شود:

$$y_t = \mu_{it} + \eta_i x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t / I_{t-1} \to D(0, h_{i,t}) \qquad (13)$$

$$[1-(\beta_i)L]\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + [1-(\beta_i)L] - (1-(\beta_i)L - (\alpha_i)L)(1-L)^{d_i}](1+\gamma_i S_t)\varepsilon_t^2 \qquad (14)$$

$$s_t = 1 \quad if \ \varepsilon_t < 0 \qquad , \qquad s_t = 0 \qquad if\, \varepsilon_t > 0$$

۴- داده‌ها وتحلیل نتایج

در این پژوهش از شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران[۶۲] $(TEPIX_t)$ در مدل MRS-FITGARCH استفاده می شود . لگاریتم نسبت شاخص در هر دوره نسبت به دوره قبل که درصد ضرب شده ، بازده سهام می باشد . (تی سن[۶۳] ۲۰۱۷)

$$r_t = 100 \times ln(\frac{TEPIX_t}{TEPIX_{t-1}})$$

به دلیل افزایش دقت، تعداد داده ها و نمونه های تحقیق، داده ها به صورت هفتگی درنظر گرفته می شود. داده‌های هفتگی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران(*TEPIX*)[۶۴] طی سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۷ از بورس اوراق بهادار تهران تهیه شده است. در جدول (۶) برخی آمارهای توصیفی برای بازده بورس اوراق بهادار تهران ارائه شده است. همان طور که مشاهده می شود انحراف معیارها به صورت معناداری از میانگین بزرگتر هستند که این مسئله بیانگر سطح بالای نوسانات در مدل است. بر طبق آماره جاگ- برا، فرض توزیع نرمال در سطح

معنی داری یک درصد رد می شود . در جدول شش، آزمون ریشه دیکی فولر و فیلیپس پرون نشان می دهند که متغیر فوق در سطح معنی داری یک درصد پایا می‌باشند. با استفاده از مقادیر بحرانی آکائیک[۶۵] (۱۹۷۴)، هنان کوئین[۶۶] (۱۹۷۹) رتبه خود رگرسیون در تابع میانگین، یک تعیین شده و برای تابع واریانس مدل(۱،۱) *FITGARCH*جهت توصیف تابع واریانس تخمین زده شده است.

جدول ۶- آماره توصیفی بازده سهام

آماره برآوردی	مقدار برآورد
مینیمم	-۲/۶۶
ماکزیمم	۲/۹۹
میانگین	۰/۲۱
انحراف میار	۰/۸۸
آماره جاگ-برا	۲۲/۹۷
آزمون دیکی فولر تعمیم یافته	-۷/۶۱
آزمون فیلیپس پرون	-۱۴/۵۴

***: معنی دار در سطح یک درصد

نتایج تخمین مدل(۱،۱) *MRS-FITGARCH* در جدول (۷) با احتمالات انتقال ثابت شده[۶۷]، جهت مدل-سازی بازده بورس اوراق بهادار تهران قابل مشاهده است. همه پارامترهای توابع میانگین و واریانس وابسته به رژیم بوده ،اجازه داده شده است که در رژیم‌های مختلف تغییر کنند. جهت تشخیص تعداد رژیم‌ها از تست نرخ راست نمایی معرفی شده به وسیله‌ی گارسیا و پرون[۶۸] (۱۹۹۶) استفاده کرده‌ایم. . آماره تست *LR* به وسیله رابطه‌ی $LR=2|ln\ L_{MS\text{-}FITGARCH}-ln\ L_{FITGARCH}|$ تعیین شده و ارزش بحرانی مبتنی بر ارزش *P* داویس[۶۹] که به وسیله گارسیا و پرون پیشنهاد شده است می‌باشد. با توجه به جدول (۶) مقدار آماره آزمون تست *LR* برابر با ۵۰ تعیین شده است، بر این اساس فرض صفر عدم تغییر رژیم در مدل *FITGARCH (1,1)* (یک رژیمه) در مقابل فرض یک تغییر رژیم در مدل *MS-FITGARCH* در سطح معنی‌داری یک درصد رد می‌شود و مدل *MS-FITGARCH* به عنوان مدل بهینه در جهت مدل‌سازی بازده بورس اوراق بهادار تهران انتخاب می‌شود. بر اساس نتایج تست تشخیصی باکس-پیرس (*B-P*) [۷۰] با رتبه ۱۲ برای مجذور جملات خطای استاندارد شده[۷۱] فرض برای نبود همبستگی سریالی[۷۲] در مجذور خطاها (با رتبه ۱۲) پذیرفته می‌شود که این نشان دهنده‌ی ناهمسانی واریانس[۷۳] باقیمانده در جزء خطا می‌باشد.

جدول ۷- نتایج تخمین مدل(۱،۱) *MRS- FITGARCH* بازده بازار سهام

$y_t = \mu_{it} + \eta_i y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t . I_{t-1} \rightarrow D(0, h_{i,t})$

$(1-\beta_i L)\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + [(1-\beta_i L) - (1-\beta_i L - \alpha_i L)(1-L)^{d_i}](1+\gamma_i S_t)\varepsilon_t^2$

	FITGARCH	*MRS- FITGARCH*
لگاریتم راست نمایی	-۴۷۷/۶۳	-۴۵۲/۶۳
LR	۵۰***	
$\mu_.$	۰/۱۲۶*	۰/۳۳***
	(۱/۸۳)	(۳/۰۳)
η_0	۰/۳۴***	۰/۳۱۶***
	(۵/۸۴)	(۴/۵۴)
ω_0	۰/۴۱***	۰/۸۴***
	(۳/۵)	(۵/۸۳)
d_0	۱/۱۳***	۰/۵۸***
	(۵/۸)	(۲/۵۱)
γ_0	-۰/۵۷*	-۱/۷۴**
	(-۱/۸۶)	(-۲/۳۸)
β_0	۰/۱۰۵	۰/۱۹
	(۰/۶۶۳)	(۱/۴)
α_0	۰/۹۴۹***	۰/۸***
	(۲۵/۱۰۷)	(۷/۳۷)
θ_0		۵/۹۵***
		(۶۰۷)
θ_1		
μ_1		-/۳۴
		(-۰/۴۴)
η_1		۰/۳۴***
		(۵/۳۳)
ω_1		۰/۰۱***
		(۴/۴)
d_1		۱/۰۱۷***
		(۵/۹۴)
γ_1		-۰/۰۹۶

$y_t = \mu_{it} + \eta_i y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t . I_{t-1} \rightarrow D(0, h_{i,t})$

$(1-\beta_i L)\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + [(1-\beta_i L) - (1-\beta_i L - \alpha_i L)(1-L)^{d_i}](1+\gamma_i S_t)\varepsilon_t^2$

	FITGARCH	MRS- FITGARCH
		(-۰/۱۵)
β_1		۰/۶۸***
		(۸/۵۳)
α_1		۰/۹۷***
		(۶۴/۴۱)
∂_0		-۵/۸۱***
		(-۱۰۲۰/۷۷)
∂_1		
$Q(12)$	۱۸/۶۰۷	۱۹/۸۹
	۰ /۰۶۹	(۰/۰۴۷)
$Q^2(12)$	۸/۶۰۴	۸/۲۴
	۰ /۷۳۶	(۰/۷۶۶)
p_{00}		۰/۹۹۷
p_{11}		۰/۹۹۷

آماره تست LR دارای توزیع خی دو است.

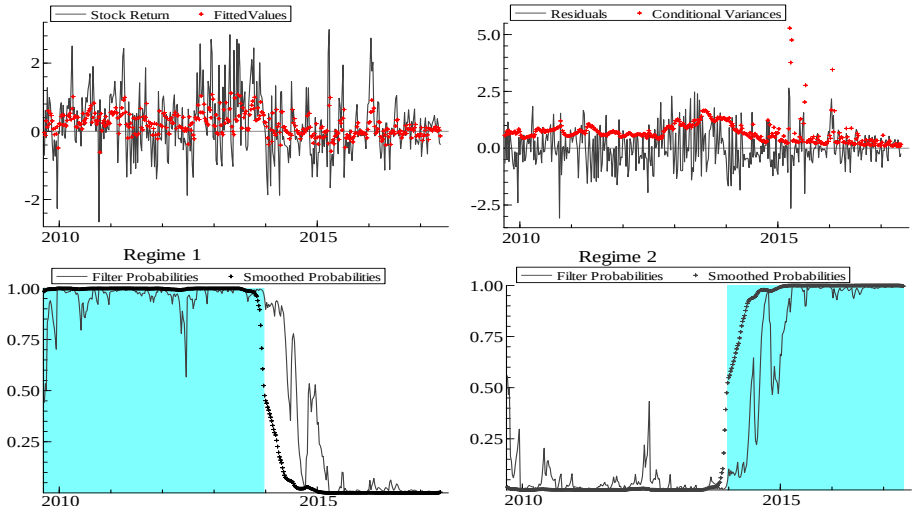
***: در سطح ۱٪ معنی‌دار **: در سطح ۵٪ معنی‌دار *: در سطح ۱۰٪ معنی‌دار

مآخذ: محاسبات محقق

بر اساس نتایج تخمین، جمله ثابت میانگین و واریانس شرطی رژیم یک، بالاتر از رژیم دو است، میانگین ثابت بازدهی در طول وضعیت رونق (μ_0) برابر با ۰/۳۳و مقدار آن در رژیم رکود (μ_1) به ۰/۳۴- کاهش یافته است.مقدار واریانس ثابت بازدهی در طول رژیم رونق (ω_0) برابر با ۰/۸۴ و در رژیم رکود (ω_1) به۰/۱ کاهش یافته است. به طوریکه رژیم اول وضعیت رونق [۷۴] را با بازده انتظاری بالا و نوسان بالا و رژیم دوم وضعیت رکود[۷۵] را با بازده انتظاری پایین و نوسان پایین نشان می‌دهد. ضرایب γ_0 و γ_1، ضرایب اثرات نامتقارن بازده بازار سهام می باشند. بر اساس جدول (۷) تنها ضریب γ_0 معنی‌دار است و مقدار منفی آن دلالت بر این دارد که در رژیم رونق، بازده بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران، به صورت نامتقارن عکس‌العمل نشان می‌دهد. اثر اخبار بد (شوک‌های منفی) نسبت به اخبار خوب (شوک‌های مثبت) بر روی تغییرپذیری‌ها (واریانس) کمتر است. همچنین بی معنا بودن γ_1 بیانگر اثرات متقارن اخبار خوب و بد بر روی تغییرپذیری بورس اوراق بهادار تهران، در رژیم رکود است. مقدار ضرایب حافظه بلند مدت در هر دو رژیم معنی‌دار می‌باشد و مقدار آن در رژیم یک

برابر با $d_0 = ۰,۵۸$ و در رژیم دو برابر با $d_1 = ۱,۰۱۷$ است. معناداری ضرایب فوق در هر دو مدل، علاوه بر هر دو رژیم مدل اخیر، لزوم در نظر گرفتن حافظه بلند مدت را در فرآیند مدل‌سازی بازده بورس اوراق بهادار تهران نشان می‌دهد. ضریب d در رژیم دوم تقریبا برابر با یک است و ریشه واحد را در فرآیند TGARCH نشان می‌دهد. در این حالت مدل فوق به مدل ITGARCH تغییر پیدا می‌کند و دارای حافظه نامحدود است. بنابراین به نظر می‌رسد فرق بین فرآیندهای پایا و ریشه واحد بیش از حد محدود است. در واقع انتشار شوک‌ها در یک فرآیند پایا با یک نرخ نمایی رو به زوال می‌رود. (بنابراین تنها حافظه کوتاه مدت[۷۶] را توضیح می‌دهد) در حالی که در یک فرآیند ریشه واحد، ماندگاری شوک‌ها نامحدود است. به علاوه در رژیم یک

با $۰ < d < ۱$، مجذور خطاهای به صورت کسری تفاضل‌گیری شده، در چنین سری‌هایی اثرات شوک‌ها بر روی سری، زمانی زیادی را برای زوال می‌طلبد و اثر نوسانات گذشته روی واریانس شرطی فعلی، با یک نرخ هیپربولیک در طول وقفه کاهش می‌یابد.



شکل ۱: احتمالات صاف شده و فیلتر شده مدل(۱،۱) *MRS- FITGARCH* بازده سهام

مأخذ: محاسبات محقق

بر اساس شکل (۱)، مدل *MRS-FITGARCH* در توضیح مسیر تغییرات سری بازده سهام در هر دو حالت رژیم یک و دو خوب عمل می‌کند. به علاوه شکل (۱) نشان می‌دهد که واریانس در بین دو رژیم، مطابق با وضعیت واریانس پایین و میانگین بالا (فاز رونق) و وضعیت واریانس بالا و بازده پایین (فاز رکود) تغییر می‌کند. در شکل (۱) احتمالات فیلتر شده[۷۷] که مبتنی بر اطلاعات موجود در زمان t بوده $Pr[S_t=1/\Phi_{t-1}]$ و احتمالات صاف شده[۷۸] که مبتنی بر کل نمونه بوده $Pr[S_t=1/\Phi_t]$ ارائه شده است، احتمالات صاف شده به منظور

تصمیم‌گیری در رابطه با در زمان‌هایی که تغییرات رژیم رخ می‌دهد مورد استفاده قرار می‌گیرد به طوری که بر اساس آلوی و جمازی (۲۰۰۹)، هنگامی‌که احتمالات صاف‌شده در یک دوره زمانی در یک رژیم بالاتر از ۵۰٪ قرار می‌گیرد، بازده بورس اوراق بهادار وارد آن رژیم می‌شود. هرگاه در رژیم یک یا دو احتمالات صاف‌شده بالاتر از ۵۰٪ قرار گرفته بگیرد، فضای احتمالات انتقال رژیم یک یا دو به رنگ آبی تغییر پیدا کرده است و بیانگر ورود بازده بورس اوارق بهادار تهران به رژیم یک یا دو است. مقدار احتمالات انتقال تخمینی p_{00} و p_{11} در جدول (۲) معنادار هستند. بر اساس نتایج، احتمالات ماندن در رژیم یک (p_{00}) با مقدار ۰/۹۹۷ برابر با احتمال ماندن در رژیم دو (p_{11}) است مقدار بزرگ و برابر دو متغیر فوق تداوم شدید و نسبتا یکسان دوره‌های رکود و رونق بازده بورس اوراق بهادار تهران را نشان می‌دهد.

۶-نتیجه‌گیری و بحث

هدف این پژوهش افزایش انعطاف پذیری مدل های کاربردی در بازار سرمایه است. در این مقاله با استفاده از مدل(۱،۱) *MRS- FITGARCH* دو رژیمه و داده‌های هفتگی (دقیق تر از داده های ماهانه) برای اولین بار در دنیا، طی سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۷ مدل‌سازی دقیق نوسانات بازده بازار سهام تهران انجام شد.

۱) مدل فوق امکان استفاده هم زمان از نوآوری های: ۱- تغییر زمانی و عدم تقارن در واریانس شرطی در درون هر رژیم، ۲- وابستگی رژیم در اثر، پایداری و جواب نامتقارن به شوک‌های وابسته به نوسانات بازار سهام، ۳- در نظر گرفتن حافظه بلند در نوسانات بازار مالی در درون هر رژیم را فراهم می‌کند. مشاهدات قوی نمایانگر وابستگی بازده بازار سهام به دوره های چرخش اقتصادی در بازار سهام است و واریانس در بین دو رژیم، مطابق با وضعیت واریانس پایین و میانگین بالا (فاز رونق) و وضعیت واریانس بالا و بازده پایین (فاز رکود) تغییر می‌کند.

۲) معناداری ضریب حافظه بلند مدت و اثرات نامتقارن، در چارچوب مدل راه‌گزینی مارکوف دو رژیمه و برتری آن نسبت به مدل خطی بیانگر دقت مدل مورد استفاده در این تحقیق نسبت به سایر مدل های مورد استفاده است و در نظر نگرفتن چنین فرضیاتی در مدل منجر به مدل‌سازی اشتباه و ناقص بازده بازده سهام خواهد شد.

۳) مقدار بزرگ و برابر احتمالات ماندن در رژیم یک و دو، تداوم شدید و نسبتا یکسان دوره‌های رکود و رونق بازده بورس اوراق بهادار تهران را نشان می‌دهد.

۴) در رژیم رونق، بازده بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران، به صورت نامتقارن عکس‌العمل نشان می‌دهد اما اخبار خوب و بد بر روی تغییرپذیری بورس اوراق بهادار تهران، در رژیم رکود دارای اثرات نامتقارن نیست.

۵) مقدار ضرایب حافظه بلند مدت در هر دو رژیم معنی‌دار می‌باشد که لزوم لحاظ این قابلیت را در مدل سازی بازار سهام متذکر می سازد. براساس نتایج اگردر رژیم رکود شوکی به بازار وارد شود دارای

حافظه نامحدود است و اثرات شوک‌ها بر روی سری، زمانی زیادی را برای زوال می‌طلبد. اما در رژیم رونق اثر شوکها دارای حافظه کوتاه مدت است.

۶) چون در بازارهای مالی نوسانات (ریسک) در تصمیمات سرمایه گذاری بسیار مهم است درنتیجه نیازمند مدل هایی هستیم که بتوانند خصوصیات کامل نوسانات بازدهی ها را در برگیرند بنابراین در پایان پیشنهاد می گردد به منظور افزایش قابلیتهای مدل سازی بازار سهام و با توجه به ویژگی های شرکتهای مختلف بازار سرمایه ایران، این مطالعه در گروه های مختلف صنایع و موسسات تحلیل و ارزیابی گردد زیرا استفاده از مدل نوین فوق به شکل پیشنهاد شده، سبب مدیریت بهتر ریسک، کاهش هزینه های تامین مالی شرکتها، افزایش جذابیت سرمایه گذاری و ورود نقدینگی بیشتر به بازار سرمایه می گردد. همچنین ماندگاری بالای رژیمها نقش سیاستگذاران بازار سرمایه ایران را نسبت به سایر کشورها در هنگام مواجه با رکود بورس نشان می دهد تا با کمک محرکهای سیاست های پولی و مالی، بازار بورس هنگام رکود ، در پایداری رکود فرو نماند.

۷) درنهایت بالا بودن بازده و نوسانات، همزمان، نمایانگر فرصت بهره برداری سرمایه گذاران ریسک پذیر از سرمایه گذاری در بازار سرمایه ایران است.

فهرست منابع

* Abouwafia, Hashem, Chambers, Marcus J. (2015). Monetary policy, exchange rates and stock prices in the Middle East region. International Review of Financial Analysis Vol 37, PP: 14–28
* Ardia, David. (2009). Bayesian estimation of a Markov-switching threshold asymmetric GARCH model with Student-t innovations. Econometrics Journal Vol 12, PP: 105–126
* Aloui, C., Jammazi, R. (2009). The Effects of Crude Oil Shocks on Stock Market Shifts Behavior: A Regimes Witching Approach. Energy Economics Vol 31 (5) , PP: 789–799
* Bae, J., Kim, C. J., Nelson, C. R. (2007). Why are stock returns and volatility negatively correlated? Journal of Empirical Finance Vol 14, 41–58
* Bauwens, L., Preminger, A., Rombouts, J. V. K. (2006). Regime Switching GARCH Models. CORE Discussion Paper, Vol 11, PP: 47- 63
* Bohl, M. T, Essid, B, Siklos, P. L. (2012) "Do Short Selling Restrictions Destabilize Stock Returns? Lessons from Taiwan" The Quarterly Review of Economics and Finance, Vol 52, PP 198–206
* Bollerslev, T., Mikkelsen, H. (1996). Modelling and pricing long memory in stock market volatility. J. Econometrics Vol 73, PP: 151–184
* Chkili, W., Nguyen, D.K. (2014) Exchange rate movements and stock market returns in a regime-switching environment: Evidence for BRICS countries, Research in International Business and Finance. Vol 31. PP: 46-56
* Chkili, Walid, Aloui, Chaker, NguyenDuc, Khuong. (2012). Asymmetric effects and long memory in dynamic volatility relationships between stock returns and exchange rates. Journal of International Financial Markets Institutions & Money. Vol 22, PP: 738-757
* Chortareas, Georgios and et al. (2012).Switching to floating exchange rates, Devaluations, and stock returns in MENA countries, International Review of
* Financial Analysis Vol 21, PP: 119-127

* Diamantis, P. F. (2008). Financial liberalization and changes in the dynamic behaviour of emerging market volatility: evidence from four Latin American equity markets. Research in International Business and Finance Vol 22, PP: 362–377
* Ding, Z., C. W. J. Granger, and R. F. Engle. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model, Journal of Empirical Finance Vol 1, 83–106
* Dunne, Peter, Hau, Harald, Moore Michael. (2010). International order flows: Explaining equity and exchange rate returns. Journal of International Money and Finance. Vol 29. PP: 358-386
* Fakhfekh, M , Hachicha ,N , Jawadi,F , Selmi ,N , Idi, Cheffou (2016). Measuring volatility persistence for conventional and Islamic banks: An FI-EGARCH approach. Emerging Markets Review. Vol 27, PP : 84–99
* Granger, C. W. J. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. Journal of Econometrics, Vol 16, PP: 121-130
* Guidolin, M., Timmermann, A. (2006). An econometric model of nonlinear dynamics in the joint distribution of stock and bond returns. Journal of Applied Econometrics Vol 21, PP: 1–22
* Hamilton, J. D. (2008). Oil and the macroeconomy, In: Durlauf, S., Blume, L. (Eds.) , The New Palgrave Dictionary of Economics, 2nd Ed. Palgrave MacMilan Ltd .
* Hwang. Y (2001) "Asymmetric long memory GARCH in exchange return." Economics Letters,Vol 73, PP: 1–5
* Henry, O. (2009). Regime switching in the relationship between equity returns and short-term interest rates. Journal of Banking and Finance Vol 33, PP: 405–414
* Imran, et al. (2010). Causal Relationship between Macroeconomic Indicators and Stock Exchange Prices in Pakistan. African Journal of Business Management.Vol. 4(3).
* Ismail, M. T., Isa, Z. (2008). Identifying regime shifts in Malaysian stock market returns. International Research Journal of Finance and Economics Vol 15, PP: 44–57 .
* Kutty, G. (2010). The relationship between exchange rates and stock prices: the case of Mexico. North American Journal of Finance and Banking Research Vol 4, PP: 1–12.
* Liang, C.C, Lin, J.B, Hsu, H.C (2013). "Reexamining the relationships between stock prices and exchange rates in ASEAN-5 using panel Granger causality approach. "Economic Modelling, Vol 32, PP : 560–563
* Lin, C.H, (2012). "The comovement between exchange rates and stock prices in the Asian emerging market." International Review of Economics and Finance, Volu 22, PP: 161–172
* Maheu, J. M., McCurdy, T. H. (2000). Identifying bull and bear markets in stock returns. Journal of Business and Economic Statistics Vol 18, PP: 100–112 .
* Moore .Tomoe, Wang.Ping. (2014). Dynamic linkage between real exchange rates and stock prices: Evidence from developed and emerging Asian markets. International Review of Economics and Finance Vol 29, PP: 1-11
* Schaller, H. (Norden, S., 1997). Regime switching in stock market returns. Applied Financial Economics Vol 7, PP: 177–192 .
* Skovmand, David. (2015). Modeling tail distributions with regime switching GARCH models. Master Thesis. Copenhagen Business School
* Tsen, W. H, (2017). "Real exchange rate returns and real stock price returns. " International Review of Economics & Finance. Vol. 49, PP: 340–352
* 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 Vol 25, PP: 3–22 .
* Walid, C., Chaker, A., Masood, O., Fry, J. (2011). Stock market volatility and exchange rates in emerging countries: A Markov-state switching approach, Emerging Markets Review Vol 12, 272-292 .

* Wang, P., Theobald, M. (2008). Regime-switching volatility of six East Asian emerging stock markets. Research in International Business and Finance Vol 22, PP: 267–283 .
* Xiu Jin & Yao Jin, (2007), "Empirical Study of ARFIMA Model Based on Fractional Differencing", Physica vol 377, PP: 138–154 .
* Yang, S. Y., Doong, S. C. (2004). Price and volatility spillovers between stock prices and exchange rates: empirical evidence from the G-7 countries. International Journal of Business and Economics Vol 3, PP: 139–153 .
* Zakoin, J-M (1992). Threshold heteroskedasity models. jornal of economic dynamics and control. vol 18. PP: 931-955

یادداشت‌ها

[1] Risk
[2] Asymmetry
[3] Markov-switching models
[4] Turner et al
[5] Schaller and Norden
[6] Hishiyima
[7] Maheu and McCurdy
[8] Guidolin and Timmermann
[9] Ismail and Isa
[10] Wang and Theobald
[11] Diamantis
[12] Bauwens et al
[13] Bae et al
[14] Taylor
[15] Bollerslev
[16] Baillie
[17] Glosten
[18] Hamilton
[19] Henry
[20] Aloui and Jammazi
[21] Walid and et al
[22] Tsen, W
[23] Fakhfekh
[24] Abouwafia
[25] Chkili
[26] Moore and Wang
[27] Liang
[28] Bohl
[29] Chortareas
[30] Lin
[31] Diamandis and Drakos
[32] Imran et al
[33] Dunne et al
[34] Kutty
[35] Henry
[36] Markov chain
[37] - اثبات توسط محقق صورت گرفته است.
[38] Granger & Joyeux

[39] Jin Xiu & Yao Jin
[40] polynomial
[41] Ding, Granger, and Engle
[42] Hosking
[43] - گارچ انباشته (IGARCH) در معادله واریانس، معادل خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته، آرما انباشته یا آریما (ARIMA) ، در معادله میانگین است.
[44] Integrated GARCH
[45] Stationary
[46] Chan and Wei
[47] Short - memory
[48] Baillie, Bollerslev, and Mikkelsen
[49] The fractional difference parameter
[50] Black
[51] Leverage effect
[52] Zakoian
[53] Threshold GARCH
[54] Glosten, Jagannathan and Runkle
[55] Asymmetry
[56] Hwang
[57] Hamilton and Susmel
[58] Swiching Markov
[59] Cai
[60] Gray
[61] Maximum Likelihood
[62] Tehran Price Index Exchange
[63] Tsen
[64] Tehran Exchange Price Index
[65] Akaike
[66] Hannan and Quinn
[67] Fixed transition probabilities
[68] Garcia and Perron
[69] Davies
[70] Box–Pierce
[71] Standardized residuals
[72] Serials correlation
[73] Heteroscedasticity
[74] Expansion
[75] Recession
[76] Short-memory
[77] Filter probability
[78] Smoothed probability