فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره چهل و نه / زمستان ۱۴۰۰

به‌کارگیری مدل DCC-FIAPARCH چندمتغیره در آزمون همبستگی‌های پویای شرطی میان بازارهای پولی و مالی ایران

مهرداد دادمهر [۱]
هاشم نیکومرام [۲]
میر فیض فلاح [۳]

تاریخ دریافت مقاله : ۱۴۰۰/۰۳/۱۱ تاریخ پذیرش مقاله : ۱۴۰۰/۰۵/۱۸

چکیده

در این تحقیق همبستگی‌های شرطی پویا میان بازارهای با اهمیت پولی و مالی ایران با استفاده از مدل DCC-FIAPARCH چندمتغیره میان بازده‌های روزانه بازارها طی یک دوره یازده ساله، از ابتدای سال ۱۳۸۶ تا پایان سال ۱۳۹۶، وجود خصوصیات مستتر در داده‌های مالی یعنی توانایی ثبت حافظه بلندمدت در داده‌ها، قدرت یا همان توان تبدیل واریانس غیرشرطی به واریانس شرطی ناشی از اضافه شدن مشاهده به سری زمانی و عدم تقارن واکنش بازار به اخبار خوب و بد مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان‌دهنده عدم تأثیر نوسانات بازار نفت اوپک بر بازارهای داخلی ایران، همبستگی بسیار بالا و با اهمیت پویای شرطی میان بازار سکه (طلا) و نرخ تبادل ارزی و وجود خصوصیات اهرمی، توان و وجود حافظه بلندمدت به همراه خصوصیات قوی ARCH/GARCH است. همچنین مشخص گردید داده‌های بازار خصوصیات خوشه‌بندی و عدم توزیع نرمال را دارا بوده و فرض توزیع t-student برای توزیع‌ها مناسب‌تر از توزیع نرمال می‌باشد.

کلمات کلیدی

همبستگی شرطی پویا، ماتریس‌های همبستگی شرطی پویا (DCC)، مدل FIAPARCH چند متغیره، بازارهای پولی و مالی ایران، بازار نفت اوپک.

۱- گروه مدیریت مالی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.m.dadmehr@gmail.com
۲- گروه مدیریت مالی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول).h-nikoumaram@srbiau.ac.ir
۳- گروه مدیریت بازرگانی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.mir.fallahshams@iauctb.ac.ir

مقدمه

داده‌های مالی دارای خصوصیاتی مانند پرش هستند . این پرش‌ها می‌توانند به صورت‌های مختلفی مانند تغییر ناگهانی قیمت هنگام باز شدن نماد سهم، عکس‌العمل شدید سرمایه‌گذاران به یک دارایی خاص بنابر اخبار منتشره یا دیگر عوامل مختلف باشند. نکته مهم این است که اولاً: این پرش‌ها باعث نوسانات خوشه‌ای[1] می‌گردند. ثانیاً: مدل‌های کلاسیک نمی‌توانند این نوسانات خوشه‌ای را توضیح داده و آنها را تفسیر نمایند. در اینجا مسأله از نوع ناهمسانی نوسانات یا به عبارتی ناهمسانی واریانس (و البته همراه با ناهمسانی میانگین به‌خاطر پرش‌ها) است. بنابراین چولگی و خوشه‌بندی، مشاهدات متداولی هستند که در سری‌های زمانی مالی دیده می‌شوند[2][۱۲]. این داده‌ها در مقایسه با دیگر داده‌ها (بالاخص اقتصادی) دارای توالی و فرکانس بالایی هستند و خصوصیاتی از وجود حافظه بلندمدت را از خود نشان می‌دهند[3][۲۵]. بررسی برخی خصوصیات بازارهای پولی و مالی ایران مانند بررسی وجود اثرات ناهمگونی شرطی، حافظه در داده‌های بازار، اثر اهرمی یا همان نامتقارنی واکنش بازار نسبت به حوادث و اخبار خوب و بد، رابطه همبستگی شرطی پویا میان بازارها و بررسی اثر پذیری بازارهای داخلی ایران از بازار نفت اوپک و تأثیری که می‌تواند بر نوسانات بازارهای ایران داشته باشد در تعیین استراتژی‌های مالی می‌تواند مفید باشد. لذا همبستگی پویای شرطی میان چهار بازار بااهمیت پولی و مالی ایران؛ (بازار سکه (طلا)، بازار نرخ تبادل ارزی، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و بازار سپرده‌ها)؛ به همراه بازار قیمت نفت اوپک که به نظر می‌رسید بر این چهار بازار و روابط بین آنها تاثیرگذار است از ابتدای سال ۱۳۸۶ برابر با بیست‌ویکم مارس ۲۰۰۷ (۲۱-March-۲۰۰۷) تا پایان سال ۱۳۹۶ برابر با بیستم مارس ۲۰۱۸ (۲۰-March-۲۰۱۸) و برای داده‌های یازده سال بازده‌های روزانه بازارها مورد بررسی قرار گرفته است. بنابراین گزاره‌های زیر را به‌عنوان فرضیات در نظر گرفته و در بخش چهارم این پژوهش یعنی پس از ادبیات تحقیق و پیشینه پژوهش و سپس معرفی مدل مورد استفاده در این تحقیق، آنها را آزمون می‌نماییم.

۱- در بازارهای مورد مطالعه ناهمسانی واریانس (ناهمگونی شرطی) وجود دارد.

۲- در بازارهای پولی و مالی مورد مطالعه، حافظه بلند مدت وجود دارد

۳- در بازارهای پولی و مالی مورد مطالعه، واکنش نامتقارن به اخبار خوب و بد وجود دارد.

۴- میان بازارهای پولی و مالی ایران همبستگی پویای شرطی وجود دارد.

۵- میان بازارهای پولی و مالی ایران و بازار نفت OPEC همبستگی پویای شرطی وجود دارد.

بدین صورت که با استفاده از FIAPARCH تک‌متغیره واریانس شرطی برای هر بازار بدست می‌آید و خصوصیات بازار (وجود اثر نامتقارنی پاسخ به شوک‌ها، اثرات اهرمی، وجود حافظه بلندمدت و قدرت تبدیل واریانس به واریانس شرطی) بررسی می‌گردد. سپس با توجه به واریانس‌های شرطی بدست آمده، ماتریس همبستگی‌های پویای دو متغیره به منظور بررسی روابط پویا میان بازارها تخمین و معناداری آن سنجیده و نتایج تحلیل می‌گردد.

ادبیات تحقیق

مدل‌های مبتنی بر ناهمسانی واریانس

مدل پیشنهادی برای آنکه بتواند پرش‌ها را درنظر گرفته، نوسانات خوشه‌ای را توضیح داده و درنتیجه ناهمسانی‌های در واریانس را تفسیر نماید؛ مدل ARCH است. مدل‌های ARCH از مدل‌های سری زمانی ARMA است که در آن فرض می‌شود واریانس میانگین خطای مشاهده شده تابعی از واریانس خطای مشاهدات قبلی است.

فرمول کلی ARCH(q) می‌تواند به‌صورت زیر بیان شود:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + ... + \alpha_q\varepsilon_{t-q}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-q}^2 \qquad (۱)$$

با توجه به مطالب فوق بولرسلو[۴] مدل GARCH را پیشنهاد می‌نماید. طبق تعریف مدل GARCH بدست آمده از پایه مدل ARCH است که در آن فرض می‌شود واریانس میانگین خطاهای مشاهده شده تابعی از واریانس خطاهای مشاهده شده قبلی و میانگین واریانس‌های خطاهای مشاهده شده است. بنابراین فرمول عمومی GARCH را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + ... + \alpha_q\varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1\sigma_{t-p}^2 + ... + \beta_p\sigma_{t-p}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-q}^2 + \sum_{j=1}^{p}\beta_i\sigma_{j-p}^2 \qquad (۲)$$

به طوریکه مشاهده می‌شود یک سری زمانی y_t تحت فرآیند $y_t = E_{t-1}(y_t) + \varepsilon_t$ شکل می‌گیرد که در آن $E_{t-1}(y_t)$ انتظارات شرطی y_t در زمان $t-1$ و ε_t جمله خطای وابسته به آن است. GARCH(p,q) بولرسلو (۱۹۸۶) را می‌توان با روابط زیر به صورت تعریف پارامتر عملکرد وقفه بیان کرد[۱۱]:

$$\varepsilon_t^2 = \sqrt{\sigma_t^2}\eta_t \qquad , \qquad \eta_t \sim i.i.d(0,1) \qquad (۳)$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 = a_0 + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2 \qquad (۴)$$

در معادله GARCH فرض بر این است که واریانس شرطی تنها تابعی از اندازه و نه علامت وقفه‌های خطا می‌باشد. به‌عبارت دیگر شوک‌های مثبت و منفی با اندازه یکسان، اثری یکسان بر واریانس شرطی خواهند داشت. در حالی که بر اساس مطالب بیان شده در پژوهش هو و انگ (۲۰۱۲) مطالعات نشان‌دهنده آن بود که شوک‌های منفی با اندازه یکسان بیش از شوک‌های مثبت بر نوسانات تأثیرگذار هستند [۲۲ و ۲۹]. به منظور اصلاح این نقص در مدل GARCH و ایجاد تمایز بین شوک‌های مثبت و منفی بر واریانس شرطی، گلوستون و دیگران (۱۹۹۳)[۵] مدل گارچ نامتقارن یا GJR-GARCH-(p,q) را به صورت زیر نشان دادند:

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^{q} \left(a_i \varepsilon_{t-i}^2\right) + \sum_{i=1}^{q} \left(\gamma_i d\left(\varepsilon_{t-i} < 0\right)\varepsilon_{t-i}^2\right) + \sum_{j=1}^{p} \left(b_j \sigma_{t-j}^2\right) \qquad (۵)$$ یا

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^{q} \left(\alpha_i + \gamma_i S_{t-i}^-\right)\varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad , \quad S_{it}^- = \begin{cases} 0 & \varepsilon_{it} > 0 \\ 1 & \varepsilon_{it} < 0 \end{cases} \qquad (۶)$$

که در آن S_t تابعی برای ایجاد تمایز بین شوک‌های مثبت و منفی است. در مدل GJR فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثر اهرمی تحت فرض صفر $\gamma_1 = \gamma_2 = \ldots = \gamma_i = 0$ آزمون می‌گردد.

به دنبال آن مدل APARCH (مدل ARCH توانی نامتقارن) توسط دینگ و دیگران (۱۹۹۳)[۶] ارائه گردید.این مدل بهینه شده مدل GJR است با این تفصیل که ضمن درنظر گرفتن اثر اهرمی (نامتقارنی نسبت به شوک‌های‌منفی‌ومثبت) وابستگی‌مدل به توان‌دوم برداشته‌شده و این‌مقدار در زمان تخمین برآوردمی‌گردد لذا این مدل فاقد فروض و الزامات مربوط به شرط مثبت بودن واریانس است.

$$\sigma_t^\delta = a_0 + \sum_{i=1}^{q} a_i \left(\left|\varepsilon_{t-1}\right| - \gamma_i \varepsilon_{t-i}\right)^\delta + \sum_{j=1}^{p} b_j \sigma_{t-j}^\delta \qquad (۷)$$

در این مدل هنگامی که $\delta = 2$ باشد؛ رفتار مدل مانند GJR-GARCH است و درصورتی که $\delta = 2$ و $\gamma = 0$ باشد، مدل تبدیل به GARCH ساده می‌گردد[۱۴].

به‌منظور ثبت اثر اهرمی، در مدل‌سازی نوسان مدل‌های دیگری مانند EGARCH، AGARCH، NAGARCH، VGARCH و GQTARCH معرفی شدند. اما همچنان مدل‌ها دارای محدودیت بزرگی بودند که همان عدم توانایی در ثبت حافظه بازار در نوسانات سری زمانی بود.

حافظه بلند مدت از طریق ویژگی‌های تابع خود همبستگی قابل تعریف است. تابع خودهمبستگی به‌صورت $\rho_k = \mathrm{cov}(x_i, x_{i-k}) / \mathrm{var}(x_i)$ برای هر عدد صحیح k تعریف می‌گردد. برای مانایی کوواریانس سری‌های زمانی انتظار می‌رود که هنگامی که k به سمت بی‌نهایت رود، $\lim \rho_k = 0$ باشد. در بسیاری از سری‌های زمانی، تابع خودهمبستگی بسیار سریع و به‌صورت نمایی (با نرخ فوق هندسی) کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر حد تابع فوق $\rho_k \approx |m|^k$ که در آن $|m| < 1$ است. این ویژگی برای فرآیندهای مانا، مانند ARMA(p,q) وجود دارد ولی برای فرآیندهایی که دارای حافظه بلندمدت هستند، تابع خودهمبستگی نه به‌صورت نمایی و سریع بلکه با سرعت بسیار کم و با نرخ هایپربولیک کاهش می‌یابد. در این صورت $p_k \approx c.k^{2d-1}$ بوده که در آن k بدون محدودیت و برابر تعداد عناصر، c یک عدد ثابت و d پارامتر حافظه بلند مدت است. بنابراین در یک فرآیند، زمانی که اثر شوک‌ها با نرخ نمایی کاهش یابد، گفته می‌شود سری دارای حافظه کوتاه‌مدت است و زمانی که اثر شوک در یک دوره نسبتاً بلندی باقی مانده باشد، حافظه بلندمدت در داده‌ها اثبات می‌شود. درصورتی که $0 < d < 1$ قرار گیرد اثر شوک‌ها در طول زمان با نرخ بسیار کم (هیپربولیک) کاهش می‌یابد، (یعنی حافظه بلندمدت وجود دارد) [۳۲]. مدل FIGARCH با توانایی ثبت حافظه به‌صورت زیر توسط بایلی و دیگران (۱۹۹۶)[۷] تصریح شده است:

$$\sigma_t^2 = a_0 + \left(1 - B(L) - \Phi(L)(1-L)^d\right)\varepsilon_t^2 + B(L)\sigma_t^2 \qquad (۸)$$

لیکن چانگ[۸] معتقد است که مدل دارای خطای تصریح است. به‌عبارت دیگر؛ هنگامی که یک مدل از توسعه و بسط مدل دیگری (پایه) حاصل شود باید بتواند در شرایط خاص دوباره به مدل اول خلاصه و ساده گردد. به اعتقاد چانگ این مدل در فروض عدم وجود حافظه بلند مدت به GARCH تبدیل نمی‌گردد و مثبت بودن d شرط لازم برای مثبت بودن واریانس است. بر این اساس چانگ (۱۹۹۹) مدل FIGARCH را به صورت

$$\sigma_t^2 = \sigma^2(1-B) + \left(1 - B(L) - \Phi(L)(1-L)^d\right)\left(\varepsilon_t^2 - \sigma^2\right) + B(L)\sigma_t^2 \qquad (۹)$$

تصریح می نماید که در آن $\beta, \Phi(L) < 1$ ، $a_0 > 0$ و $0 \le d \le 1$ است. $(1-L)^d$ عملگر تفاضلی کسری است و به‌صورت زیر برآورد می‌گردد:

$$(1-L)^d = \sum \frac{\Gamma(d+1)L^k}{\Gamma(k+1)\Gamma(d-k+1)} = 1 - dL - \frac{1}{2}d(1-d)L^2 - \frac{1}{6}d(1-d)(2-d)L^3 - \ldots \qquad (۱۰)$$

این مدل اگر $d=1$ باشد به IGARCH و اگر $d=0$ باشد به مدل GARCH تبدیل می‌شود.

تسه و تسویی (۱۹۹۸)[۹] با ترکیب مدل FIGARCH بایلی و همکاران (۱۹۹۳) و مدل APARCH دینگ و دیگران (۱۹۹۳)، مدل منعطفی را برای واریانس شرطی معرفی می‌نمایند. در این مدل اثر نامتقارن شوک‌ها بر واریانس قابل تفکیک است و با تخمین جزء قدرت، ساختار و الگوی واریانس شرطی قابل شناسایی است. همچنین در این مدل وجود حافظه بلند مدت قابل تشخیص و آزمون است. مزیت این مدل آن است که وابسته به توان دوم نوسانات شرطی نبوده و توان (قدرت الگو) از طریق مدل بدست می‌آید [۳۳]. مدل FIAPARCH تسویی به‌صورت زیر ارائه شده است:

$$\sigma_t^{\delta} = a_0 + \left(1-\left(1-B(L)\right)^{-1}\Phi(L)(1-L)^{d}\right)\left(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t\right)^{\delta} \qquad (۱۰)$$

در این مدل γ نشان‌دهنده اثر اهرمی و δ جزء قدرت الگو است. زمانی که $d=0$، مدل FIAPARCH به APARCH و زمانی که $\delta=2$ و $\gamma=0$ باشد مدل فوق به مدل FIGARCH تبدیل می‌گردد. چانگ در سال (۱۹۹۹) مدل فوق را بر اساس تابعی از واریانس غیر شرطی به شکل زیر بسط می‌دهد[۴].

$$\sigma_t^{\delta} = \sigma^2(1-B) + \left(1-B(L)-\Phi(L)(1-L)^{d}\right)\times\left(\left(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t\right)^{\delta} - \sigma^2\right) + B(L)\sigma_t^{\delta} \qquad (۱۱)$$

ماتریس‌های همبستگی‌های پویای شرطی

ماتریس DCC تسویی (۲۰۰۲)

ماتریس همبستگی‌های شرطی پویای بسط داده شده توسط تسویی (۲۰۰۲) شامل دو مرحله است. در مرحله اول ماتریس همبستگی‌های شرطی ثابت (CCC) با استفاده از مدل FIAPARCH تک‌متغیره برآورد می‌گردد و در مرحله دوم DCC های چندمتغیره با استفاده از ماتریس کوواریانس شرطی با استفاده از واریانس‌های شرطی ثابت تک‌متغیره‌ای که از FIAPARCH بدست آمده بود برازش می‌گردد. در این مرحله همبستگی شرطی با استفاده از باقیمانده‌های بازده سهام و انحراف معیار بدست آمده‌شان از مرحله اول، تخمین زده می‌شوند.

مطابق تسویی (۲۰۰۲) یک بازده به‌صورت زیر تعریف می گردد:

$$Z(L)r_t = \mu_0 + \varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

که در آن $\mu_0 = \left[\mu_{0,i}\right]_{i=1,\dots,N}$ یک بردار ستونی N بعدی از ثابت‌هاست و $\mu_{0,i} \in (0,\infty)$.

$Z(L)$ یک بردار $N \times N$ قطری است به‌طوریکه:

$$Z(L) = diag\{\psi(L)\} \quad \text{و} \quad \psi(L) = (1 - \psi_i L)_{i=1,...,N} \text{ ، } |\psi_i| < 1 \qquad (۱۳)$$

r_t یک بردار ستونی از بازده‌ها و $r_t = [r_{i,t}]_{i=1,...,N}$.

ε_t یک بردار ستونی از باقیمانده‌ها و $\varepsilon_t = [\varepsilon_{i,t}]_{i=1,...,N}$ بوده و به‌صورت $\varepsilon_t = Z_t \otimes \sigma_t^{1/2}$ بدست می‌آید که در اینجا $\otimes$ یک ضرب هادامار ماتریس‌هاست.

$\sigma_t = [\sigma_{it}]_{i=1,...,N}$ قابل اندازه‌گیری از مجموع $t-1$ تای قبل است و $Z_t = [Z_{it}]_{i=1,...,N}$ به‌صورت مستقل معین[۱۰] با میانگین صفر (0) و ماتریس کوواریانس مثبت $\rho = [\rho_{ij}]_{i,j=1,...,N}$ با عناصر قطر اصلی یک (۱) یعنی ($\rho_{ii} = 1$) تعریف می‌شود:

$$E(\varepsilon_t | F_{t-1}) = 0 \qquad (۱۴)$$

$$H_t = E(\varepsilon_t \varepsilon_t' | F_{t-1}) = diag(\sigma_t^{1/2}) \rho diag(\sigma_t^{1/2}) \qquad (۱۵)$$

و σ_t بردار واریانس‌های شرطی و

$$\rho_{i,j,t} = \sigma_{i,j,t} / \sqrt{\sigma_{i,t}\sigma_{j,t}} \qquad \text{برای هر } \forall i,j = 1,...,N \qquad (۱۶)$$

همبستگی‌های شرطی پویا می‌باشد.

در این مرحله ماتریس H_t (ماتریس همبستگی‌های شرطی) با استفاده از باقیمانده‌های بازده تبدیل شده تخمین زده می‌شود که از انحراف معیار آنها در مرحله قبل بدست آمده است.

همانگونه که ذکر شد $H_t = E(\varepsilon_t \varepsilon_t' | F_{t-1}) = diag(\sigma_t^{1/2}) \rho diag(\sigma_t^{1/2})$ لذا واریانس شرطی چند متغیره به شرح زیر توصیف می‌شود:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad \text{و} \quad R_t = \{\rho_{ij}\} \qquad (۱۷)$$

بنابراین $D_t = diag(\sigma_{11t}^{1/2},...,\sigma_{NNt}^{1/2})$ و $R_t = (1 - \theta_1 - \theta_2)R + \theta_1 \psi_{t-1} + \theta_2 R_{t-1}$ ماتریس همبستگی‌های شرطی است که θ_1 و θ_2 پارامترهای غیرمنفی‌ای هستند که شرط $\theta_1 + \theta_2 < 1$ را برقرار می‌سازند و $R = \{\rho_{ij}\}$ ماتریس پارامترهای معین مثبت $N \times N$ متقارن زمانی است که عناصر قطر اصلی آن یک (۱) است. ($\rho_{ii} = 1$ یعنی همبستگی هر پارامتر با خودش در هر لحظه یک (۱) است.) و ψ_{t-1} نیز یک ماتریس همبستگی $N \times N$ برای ε_τ است که τ از زمان

$t-M$ تا $t-1$ (یک وقفه قبل‌تر) می‌باشد. (یعنی $\tau = t-M, t-M+1, ..., t-1$).

بنابراین توضیحات، ماتریس ψ_{t-1} برای iامین و jامین عنصر به‌صورت زیر بدست می‌آید:

$$\psi_{h,j,t-1} = \frac{\sum_{m=1}^{M} Z_{i,t-m} Z_{j,t-m}}{\sqrt{\left(\sum_{m=1}^{M} Z_{i,t-m}^2\right)\left(\sum_{m=1}^{M} Z_{j,t-m}^2\right)}} \quad \text{و} \quad 1 \le i \le j \le N \qquad (۱۸)$$

که $Z_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sigma_{ii,t}$ باقیمانده بازده تبدیل شده به‌وسیله انحراف معیار تخمین‌زده شده آنهاست که از FIAPARCH(1,d,1) تک‌متغیره بدست آمده است.

ماتریس ψ_{t-1} می‌تواند به‌صورت زیر بیان شود:

$$\psi_{t-1} = B_{t-1}^{-1} L_{t-1} L_{t-1}' B_{t-1}^{-1} \qquad (۲۲)$$

که در آن B_{t-1} یک ماتریس قطری $N \times N$ است با iامین عنصر قطری‌ای که به وسیله $\sum_{m=1}^{M} Z_{i,t-m}^2$ بدست می‌آید و L_{t-1} یک ماتریس $N \times N$ است که $L_{t-1} = \left(Z_{t-1}, ..., Z_{t-M}\right)$ با $Z_t = \left(Z_{it}, ..., Z_{Nt}\right)'$.

شرط لازم برای اطمینان از مثبت بودن ψ_{t-1} و در نتیجه R_t ؛ $M \le N$ است. بنابراین R_t، خود یک ماتریس همبستگی است اگر R_{t-1} هم یک ماتریس همبستگی باشد. ضرایب همبستگی در یک مورد دو متغیره به‌صورت زیر بدست می‌آید [۱۵ و ۲۴]:

$$\rho_{12,t} = (1-\theta_1-\theta_2)\rho_{12} + \theta_2 \rho_{12,t-1} + \theta_1 \frac{\sum_{m=1}^{M} Z_{1,t-m} Z_{2,t-m}}{\sqrt{\left(\sum_{m=1}^{M} Z_{1,t-m}^2\right)\left(\sum_{m=1}^{M} Z_{2,t-m}^2\right)}} \qquad (۱۹)$$

مروری بر تحقیقات انجام شده:

مطالعات بسیاری وجود دارند که با استفاده از همبستگی‌های شرطی پویا، پویایی میان بازارهای مالی را بررسی می‌نمایند. این مطالعات را با توجه به اهدافشان (مانند بررسی تفاوت میان مدل‌ها در پیش‌بینی، مدلسازی نوسانات در بازارهای یک یا چند کشور و کشف بهترین مدل برای تبیین روابط میان بازارها، بررسی اثر بحران‌ها یا شوک‌ها بر بازارهای مختلف یا حتی بررسی تفاوت در فرکانس داده‌ها) می‌توان تقسیم بندی کرد[۹ و ۱۰]. به عنوان مثال دیمیتری (۲۰۱۳) از مدل FIAPARC چندمتغیره برای بررسی همبستگی شرطی میان بازده‌های بازارهای سهام آمریکا و کشورهای BRICS

در دوره‌ای از ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۲ ، با فرض t-student و استفاده از DCC معرفی شده توسط تسه و تسویی (۲۰۰۲) استفاده می‌نماید[۱۶]. سنسوی و سوباسی (۲۰۱۴) ارتباط پویای میان نرخ تبادلات ارزی (در مقابل دلار آمریکا)، نرخ بهره و بازار سهام کشور ترکیه را از ژانویه ۲۰۰۳ تا سپتامبر ۲۰۱۳ و با استفاده از مدل FIAPARCH تحلیل و توجه خود را بر حافظه بلندمدت بازارها متمرکز می‌نمایند[۳۰]. کراناسوس و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از مدل FIAPARCH و استفاده از ماتریس همبستگی‌های شرطی پویا (DCC) و به‌کارگیری داده‌های شاخص ملی سهام هشت کشور توسعه یافته برای دوره‌ای از اول ژانویه ۱۹۸۸ تا سی‌ام ژوئن ۲۰۱۰ به بررسی همبستگی‌های پویای این بازارها با درنظرگرفتن شکست‌های ساختاری هر سری زمانی مرتبط با بحران مالی آسیا و بحران مالی جهانی پرداخته‌اند[۲۴]. آکار (۲۰۱۱) ارتباط میان همبستگی‌های پویای نوسان میان بازارهای بورس، طلا و بازده نرخ تبادلات ارزی در ترکیه را با استفاده از DCC-GARCH (مدل چندمتغیره) بررسی می‌نماید که نتایج نشان‌دهنده وجود همبستگی‌های پویای شرطی در زمان مورد مطالعه بود [۵]. فلاحی و دیگران (۱۳۹۳) ساختار همبستگی در داده‌های روزانه بازدهی نرخ ارز و شاخص بازار سهام و بازده سکه را با استفاده از مدل DCC-GARCH آزمون می‌نمایند. نتایج حاکی از وجود همبستگی شرطی بالا بین بازده نرخ تبادل ارزی و سکه طلا و همبستگی شرطی بین شاخص بازارسهام با نرخ تبادل ارزی و سکه طلا می باشد. آنان با استفاده از مدل سبد دارایی ماکویتز و حداقل‌سازی ریسک پورتفولیو پیشنهاد دادند که بخش بزرگی از پورتفولیو، به شاخص سهام اختصاص یابد[۳]. فتاحی و دیگران (۱۳۹۶) مطالعه‌ای به منظور بررسی رابطه همبستگی شرطی میان بازارهای مالی ایران با استفاده از مدل‌های GARCH که نامتقارنی و حافظه بلندمدت را در برآورد خود لحاظ می‌نمایند را با استفاده از داده‌های روزانه نرخ ارز، سکه و سهام ۵۰ شرکت فعال در فاصله زمانی بیست و سوم آذر سال ۱۳۸۷ تا سی‌ام خرداد سال ۱۳۹۵به انجام رساندند. بر این اساس آنها از مدل‌هایGJR-GARCH، APARCH ، HYGARCH، FIGARCH، FIEGARCH و FIAPARCH استفاده نمودند. نتیجه بدست آمده رابطه مثبت میان نوسانات شاخص سهام صنعت با ۵۰ شرکت برتر و نرخ تبادل ارزی و سکه و برخلاف یافته‌های فلاحی و دیگران (۱۳۹۳) همبستگی شرطی کم میان نوسانات بازده بورس با نرخ ارز و سکه در دوره مورد مطالعه می‌باشد[۲]. همچنین در بیشتر اقتصادهایی که متکی بر انرژی هستند مانند آمریکا یا وابسته به نفت هستند مانند ایران، مدلسازی و پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت خام می‌تواند ورودی مهمی در تحلیل‌های اقتصادی، مدل‌های انتخاب پورتفولیو یا فرمول‌بندی قیمت‌گذاری کالاها یا اختیارات باشد [۳۵]. بنابراین احتمال می‌رود نوسانات قیمت نفت خام و پیش‌بینی نوسانات آتی آن

می‌تواند در بهبود قدرت پیش‌بینی نوسانات بازارهای داخلی ایران تأثیرگذار باشد. به‌عنوان مثال مارتین-بارژ و همکاران (۲۰۱۵) تأثیر شوک‌های ضربه نفتی و سقوط بازار سهام را میان بازارهای سهام و نفت بررسی می‌نمایند و شواهدی از سرایت بالاخص در طول سال‌های سقوط بازار سهام (۲۰۰۸ تا ۲۰۱۱) پیدا می‌کنند که یافته‌های ربورد و دیگران (۲۰۱۴) را تأیید می‌کند[۲۶ و ۸]. لازم به ذکر است که از دیگر تحقیقاتی که به بررسی مدل‌های مختلف با استفاده از یک سری داده با فرکانس بالا و بررسی خروجی و نتیجه آنها در عملکرد و اصلاح مدل‌ها به‌منظور تطابق بیشتر با داده‌های با فرکانس بالا می‌پردازند می‌توان به تحقیقات کورسی (۲۰۰۹)[۱۳]، انگل و گالو (۲۰۰۶)[۱۷] ، سووی (۲۰۱۴)[۳۱] و سلیک و ارجین (۲۰۱۴) [۹] اشاره کرد. به‌طور کلی در مطالعه تمامی این تحقیقات این نکته مشهود است که با استفاده از داده‌های روزانه و فرکانس بالا، نتیجه‌ای مبنی بر اینکه استفاده از داده‌های میان روزانه نتایجی بسیار با اهمیت‌تر یا دقت معناداری نسبت به داده‌های روزانه دارد بدست نمی‌آید. این نکته را رحمانی و خوروشیلف (۲۰۱۶) [۲۹]، پونگ و همکاران (۲۰۰۴)[۲۸]، چورتاس و همکاران (۲۰۱۱) [۱۰] در مطالعات خود بیان می‌نمایند که هرچند مدل‌های سری زمانی قادر به مطابقت با داده‌های میان روزانه بوده‌اند اما نتیجه‌ای که در تخمین پیش‌بینی نوسانات نسبت به داده‌های روزانه معنی‌دار باشد ارائه نمی‌دهند. تا جایی که بالیبی و همکاران (۲۰۱۴) با اشاره به نکاتی مانند هزینه و فایده در محاسبات بیان می‌کنند که حتی بهتر است در مدل‌های سری زمانی از داده‌های روزانه در پیش‌بینی نوسانات به‌جای داده‌های با فرکانس بالا استفاده شود[۷]. این مطلب را زئاوران یانگ در تز دکترای خود (۲۰۱۷) بررسی نموده و تأیید می‌نماید[۳۵] لیکن در مطالعه زئاوران یانگ بهترین مدل در پیش‌بینی نوسان قیمت نفت خام مدل EGARCH بوده که مغایر با یافته‌های کانگ و دیگران (۲۰۰۹) می‌باشد که بیان می‌دارند که در میان مدل‌های خانواده GARCH مدل FIAPARCH بهترین مدل در توانایی پیش‌بینی نوسانات خارج از نمونه قیمت نفت خام است[۲۳]. این یافته تأییدی بر توصیه سوانسون و همکاران (۲۰۰۶) است که بیان می‌دارند که بهتر است یک مدل ارجح بر اساس عملکرد و قدرت پیش‌بینی خود انتخاب شود نه اینکه مدلی انتخاب شود که بهترین سازگاری را با داده‌ها داشته باشد[۳۳].

جامعه آماری، متغیرها، مدل آماری و دوره زمانی مورد مطالعه

معرفی متغیرها

جامعه آماری مورد مطالعه بازارهای پولی و مالی با اهمیت ایران هستند که به صورت زیر تشریح می‌گردند:

بورس اوراق بهادار تهران: بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان مهمترین بازار در جذب سرمایه‌گذاری‌های خرد، تجمیع و تخصیص آن به فعالیت‌های بزرگ اقتصادی عمل می‌نماید. عرضه و تقاضا در این بازار بر مبنای تعدیل انتظارات ریسکی است که در تصمیم سرمایه‌گذاران و بر مبنای اخبار خوب و بد در مورد شرکت‌ها یا آینده بازار منعکس است. در این پژوهش شاخص کل روزانه مورد استفاده قرار می‌گیرد و برای بررسی تغییرات آن، نرخ بازده شاخص کل به‌صورت نرخ بازده پیوسته روزانه $r_{Index,t} = \ln(P_t - P_{t-1}) \times 100$ تعریف می‌گردد.

بازار طلا: طلا به‌عنوان یک کالای سرمایه‌ای دارای ارزش ذاتی با قدرت نقدشوندگی بالا و قابلیت پس‌انداز و نگهداری نزد سرمایه‌گذار، از مطلوبیت بالایی برخوردار است و می‌تواند به‌عنوان یک دارایی ایمن درنظر گرفته شود. طلا به عنوان یک دارایی هم تحت تأثیر نوسانات نرخ جهانی ناشی از تغییر در عرضه و تقاضا است و هم تحت تأثیر نرخ برابری ارز قرار می‌گیرد. لذا نوسانات بازار آن می‌تواند شدیدتر و متأثر از چندین بازار و به‌صورت تغییرات غیرخطی باشد. نرخ طلا در این تحقیق عبارت است از نرخ مبادله سکه کامل طلا، اعلامی در صرافی‌ها در پایان روز معاملاتی. برای بازار طلا همانند دیگر بازارها نرخ بازده پیوسته تعریف می‌نماییم:

$$r_{GoldenCoin} = \ln(P_t - P_{t-1}) \times 100 \quad (۲۰)$$

.

بازار تبادل ارزی: در این مطالعه نرخ تبادل ارزی به‌صورت نرخ برابری دلار/ریال در نظر گرفته می‌شود. قیمت دلار در بازار غیر رسمی مبادله نرخ ارز، دیتاهای این سری زمانی را تشکیل داده و به تعداد ریال ایران در بازار غیر رسمی ارز می‌باشد. این نرخ نیز مانند نرخ سکه طلا بهار آزادی، نرخ پایانی روز کاری بوده و نرخ میانگین نمی‌باشد. برای نرخ تبادل ارزی نیز بازده تعیین می‌گردد. این بازده به‌صورت تغییر نرخ (یا تفاوت در ریال بدست آمده) حاصل از تبدیل یک دلار در دو تاریخ (دو روز) متوالی است و به‌صورت $r_{Exchange} = Ln(P(USD/IRR)_t - P(USD/IRR)_{t-1}) \times 100$ تعیین می‌گردد.

بازار سپرده بانکی: در ایران سپرده‌های بانکی تابع سود اعلامی بانک مرکزی برای انواع سپرده‌هاست. این سپرده‌ها می‌تواند از کوتاه‌مدت و دیداری تا بلندمدت پنج‌ساله تغییر کند. نرخ سود سپرده‌های بانکی به‌عنوان یک بازده بدون ریسک شناخته می‌شود که درصورتی که سپرده‌گذار در بانک‌ها یا مؤسسات پولی و بانکی تحت نظارت بانک مرکزی سپرده‌گذاری نماید اصل و سود سپرده وی به‌صورت علی‌الحساب تضمین است. بازار سپرده‌ها به‌عنوان مهمترین ابزار کنترلی نزد بانک مرکزی است و تقریباً تمامی سیاست‌های پولی بانک مرکزی با اعمال سیاست‌ها بر این بازار اجرا می‌گردد. در این پژوهش بازار سپرده‌های بانکی به‌صورت حجم سپرده‌ها با توالی روزانه در کشور درنظر گرفته شده

و نسبت سپرده‌های بلند مدت بـه کوتاه‌مـدت و نـرخ رشـد (بـازده) بـرای آن تعریـف می‌شـود. بنـابراین داده‌های اولیه این متغیر عبارت است از حجم سپرده‌های بانکی در پایان روز کاری نزد تمـامی بانک‌هـای کشور. بـه‌عبارت دیگـر ایـن سـری زمـانی عبـارت اسـت از مجمـوع تمـامی سـپرده‌های بـانکی (شـامل سپرده‌های قرض‌الحسنه (جاری و پس انـداز)، سـپرده‌های سـرمایه‌گذاری مـدت‌دار (شـامل سـپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه مدت و بلند مدت[11]) نزد تمامی بانک‌های کشـور (دولتـی و خصوصـی)) بـه میلیـارد ریال که در پایان روز کاری که از روی شیفریه (صورت موجودی صندوق) به بانـک مرکـزی ایـران اعـلام گردیده است. برای این سری زمانی خصوصیات و توضیحاتی به شرح زیر لازم است:

الف) برخلاف دیگر سری‌های زمانی در این پژوهش این سری زمانی از تاریخ روز پنج‌شنبه ۱۳۹۱/۰۱/۱۰ مورخ ۲۰۱۲/۰۳/۲۹ لغایت روز سه‌شنبه به تاریخ ۱۳۹۶/۱۲/۲۹ برابر با ۲۰۱۸/۰۳/۲۰ برای ۶ سال در دسترس است.

ب)از آنجا که این متغیر حجم تمامی سپرده‌های بانکی را نشان می‌دهد، مقدار عددی آن بین دو روز متوالی تقریباً ثابت است. به‌عبارت دیگر از آنجا که حجم پول به‌طور روزانه تغییر فاحشی نمی‌نماید، می‌توان مقدار آن را به‌صورت ثابت درنظر گرفت. با این استدلال که درصورت هرگونه داد و ستد یا مبادلات در بازارها وجه از یک حساب بانکی به حساب دیگر بانکی منتقل می‌گردد و مجموع آن در شبکه بانکی ثابت می‌ماند. این امر در حالتی که نرخ تورم بالا و در لحظه واحد بر تمامی بازارها تأثیرگذار است بطوریکه تمایل افراد برای نگهداری وجه نقد کمتر است تقریباً درست است. حال اگر به علت هرنوع شوک در بازارهای موازی یا بازار نرخ بهره بانکی، تفاوتی در کسب منفعت ایجاد شود یا به‌عبارتی فرصت آربیتراژی پدیدار شود؛ سرمایه‌گذار در نرخ‌های بهره بانکی تصمیم به تغییر بازار خود می‌گیرد و با این کار سپرده‌های بلند مدت کاهش و سپرده‌های دیداری و جاری افزایش می‌یابد. در این حالت سپرده‌گذار تصمیم می‌گیرد پول خود را به‌صورت نقد (قرض‌الحسنه، جاری یا سپرده کوتاه‌مدت دیداری) نگهداری کند تا هر لحظه که اراده نماید بتواند با ورود به بازار موازی از فرصت‌های آربیتراژی سود ببرد. این حالت باعث می‌شود تا اولاً نسبت سپرده‌های بلندمدت به کوتاه‌مدت تغییر کند که دلیل آن همان بروز شوک در بازار یا بازار موازی یا بروز فرصت در دیگر بازارها به‌علت تلاطم موجود در آنهاست، ثانیاً با تغییر در حجم وجوه در اختیار قابل برنامه‌ریزی برای بانک‌ها فعالیت این مؤسسات دچار اختلال گردد که در نتیجه باعث بروز شوک در بازارهای پول (مانند برهم خوردن نسبت‌های بهینه نگهداری وجوه نقد در شعب به منظور ایفای تعهدات روزانه و در نتیجه عدم امکان تودیع سپرده‌ها در لحظه و در زمان درخواست سپرده‌گذار، افزایش هزینه‌های نگهداری پول و درنتیجه

افزایش هزینه‌های تجهیز منابع و افزایش هزینه‌های قانونی) گردد. مهمترین هزینه تجهیز منابع بر شبکه بانکی که همان هزینه نرخ بهره بانکی یا سود پرداختی به سپرده‌هاست، در کشور ما توسط بانک مرکزی، دستوری و اجباری تعیین می‌گردد. بنابراین این سپرده‌های بلند مدت هستند که هم با توجه به ماهیت، قابلیت سودآفرینی بیشتر نسبت به سپرده‌های دیداری داشته و هم هزینه‌های کمتری به‌علت نرخ سپرده قانونی کمتر اعمال می‌نمایند؛ لذا نرخ (نسبت) حجم سپرده‌های بانکی می‌تواند به‌عنوان یک متغیر با اهمیت و اثرگذار بر بازارها تعریف گردد. تعریف یک نسبت برای حجم سپرده‌ها علاوه بر دستیابی بر هدف تحصیل یک سنجه مناسب، مشکل تغییر در حجم پول روزانه در شبکه بانکی ناشی از اعطای وام و تسهیلات است را نیز مرتفع می‌سازد. لذا می‌توان سپرده‌های نزد شبکه بانکی را با توجه به قدرت خروج به دو دسته تقسیم کرد. دسته اول با قدرت خروج بالا که عبارتند از سپرده‌های قرض‌الحسنه (پس‌انداز و جاری) و سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و دسته دوم شامل سپرده‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت (ویژه ۶ ماهه، یک‌ساله تا ۵ ساله) و برای آنها نسبت درنظر گرفت. این نسبت، نسبت کل سپرده‌های بلندمدت به کل سپرده‌های کوتاه‌مدت تعریف می‌گردد. نسبت بالاتر و روند رو به بالای آن می‌تواند نشان از بهبود و ثبات در بازارهای پول و دسترسی بانک‌ها بر منابع پولی با قدرت رسوخ بالا و هزینه کمتر بوده و می‌تواند نشان‌دهنده وجود ثبات در دیگر بازارها نیز باشد. همچنین نسبت بالاتر این متغیر نشان‌دهنده امکان سودآوری برای فعالیت‌های بانک‌ها می‌باشد که می‌تواند نشان‌دهنده ثبات جریانات نقدی برای فعالیت‌های اقتصادی و هم نشان‌دهنده بهبود رشد و توسعه اقتصادی در سال‌های آتی باشد.

با توجه به توضیحات فوق می‌توان برای سپرده‌های بانکی نسبتی به شرح زیر تعریف نمود:

(۲۱) (نسبت سپرده‌های کوتاه‌مدت / نسبت سپرده‌های بلند مدت) = نسبت رسوخ (نفوذ) سپرده‌ها

این نسبت بدون واحد بوده و برای هر روز با تغییر در حجم سپرده‌های فوق این نسبت در پایان روز تغییر می‌کند. برای این داده‌ها نیز نرخ رشد یا به‌عبارتی همان بازده نسبت تعریف می‌گردد.

بازار نفت: دو گروه کشورها هستند که اقتصاد آنها شدیداً وابسته به نفت است: واردکنندگان و صادرکنندگان نفت. مطالعاتی وجود دارد که نشان می‌دهد که حتی کشوری مانند آمریکا که بزرگترین اقتصاد را در حال حاضر دارد بازار سهام آن متأثر از قیمت‌های نفت و آتی نفت است و در مطالعه‌ای دوران‌های اقتصادی آمریکا (رونق و رکود) مرتبط با قیمت‌های نفت دانسته شده است[۱۹،۲۰ و ۲۱]. کشور ایران به‌عنوان یک کشور درحال توسعه تلاش می‌نماید تا به یک اقتصاد نوظهور تبدیل گردد و در این راه به‌عنوان یک کشور وابسته به صادرات نفت، بیشترین تمرکز بر درآمدهای نفتی به‌منظور ساخت

و توسعه زیرساخت‌های اقتصادی است. لذا قیمت‌های نفت و بالطبع آن میزان ارز در دسترس بانک مرکزی و دولت مهمترین ابزار برای اجرای سیاست‌های پولی یا سرمایه‌گذاری‌های کلان در توسعه زیرساخت‌ها است. از آنجا که ایران عضو کشورهای صادر کننده نفت (اوپک) و دارای سهمیه مشخصی برای صادرات است؛ لذا از حجم صادرات با فرض توانایی کشور بر صادرات حداکثر روزانه سهم خود در دوره مورد مطالعه، (که خارج از دوره تحریم‌های نفتی اعمالی بر کشور است)، صرف‌نظر کرده و قیمت نفت اوپک به‌عنوان شاخص، تعیین و برای آن مطابق بالا نرخ بازده تعیین می‌گردد. داده‌های این متغیر عبارت است از قیمت پایانی (قیمت بسته شدن بازار نفت) OPEC در پایان یک روز کاری و برای آن بازده و لگاریتم بازده تعیین می‌گردد. بنابراین نرخ بازده قیمتی نفت خام اوپک برای هر بشکه و به صورت $r_{OPECCurdeOil} = \ln(P_t - P_{t-1}) \times 100$ است.

مدل FIAPARCH و تخمین تجربی

مدل مورد استفاده در این تحقیق FIAPARCH چانگ است که هم‌زمان توانایی بررسی عدم تقارن به پاسخ‌های مثبت و منفی، وجود حافظه بلندمدت در باقیمانده‌های واریانس‌های شرطی سری زمانی و تبدیل قدرت را دارد. این مدل توسط تسو در سال ۱۹۹۸ ارائه و در سال (۱۹۹۹) توسط چانگ بر اساس تابعی از واریانس غیر شرطی و به صورت زیر بسط داده شده است:

$$FIAPARCH(1,d,1): \sigma_t^\delta = a_0 + \left(1-(1-B(L))^{-1}\Phi(L)(1-L)^d\right)\left(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t\right)^\delta \qquad (۲۲)$$

لذا این مدل می‌تواند به صورت زیر نشان داده شود:

$$\sigma_t^\delta = (a_1 - b_1)\left(|\varepsilon_{t-1}| - \gamma\varepsilon_{t-1}\right)^\delta + \left(dL + \frac{1}{2!}d(1-d)L^2 + \ldots\right)\left(\left(|t| - \gamma\varepsilon_t\right)^\delta - a_1\left(|\varepsilon_{t-1}| - \gamma\varepsilon_{t-1}\right)^\delta\right) + b_1\sigma_{t-1}^\delta \qquad (۲۳)$$

بنابراین مدل FIAPARCH(1,d,1) در نرم‌افزارهای اقتصادسنجی به شکل زیر بسط می‌یابد[۳۴]:

$$\sigma_t^\delta = a_0 + \left(1 - b_1L - (1-L)^d + a_1L(1-L)^d\right)\left(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t\right)^\delta + b_1\sigma_{t-1}^\delta$$

$$\sigma_t^\delta = a_0 + \left(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t\right)^\delta - b_1\left(|\varepsilon_{t-1}| - \gamma\varepsilon_{t-1}\right)^\delta - (1-L)^d\left(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t\right)^\delta + a_1L(1-L)^d\left(|\varepsilon_{t-1}| - \gamma\varepsilon_{t-1}\right)^\delta + b_1\sigma_{t-1}^\delta$$

$$\sigma_t^\delta = a_0 + \left(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t\right)^\delta - b_1\left(|\varepsilon_{t-1}| - \gamma\varepsilon_{t-1}\right)^\delta - \left(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t\right)^\delta + \left(dL + \frac{1}{2!}d(1-d)L^2 + \ldots\right)\left(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t\right)^\delta + a_1\left(|\varepsilon_{t-1}| - \gamma\varepsilon_{t-1}\right)^\delta - a_1\left(dL + \frac{1}{2!}d(1-d)L^2 + \ldots\right)\left(|\varepsilon_{t-1}| - \gamma\varepsilon_{t-1}\right)^\delta + b_1\sigma_{t-1}^\delta$$

$$\sigma_t^\delta = a_0 + (a_1 - b_1)\left(|\varepsilon_{t-1}| - \gamma\varepsilon_{t-1}\right)^\delta + \left(dL + \frac{1}{2!}d(1-d)L^2 + \ldots\right)\left(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t\right)^\delta - a_1\left(dL + \frac{1}{2!}d(1-d)L^2 + \ldots\right)\left(|\varepsilon_{t-1}| - \gamma\varepsilon_{t-1}\right)^\delta + b_1\sigma_{t-1}^\delta$$

نرم‌افزار مورد استفاده در این تحقیق نرم‌افزار OxMetrics نسخه ۷,۲ می‌باشد. در حال حاضر بر روی این برنامه ماژول تخصصی G@RCH نسخه ۷ قراردارد.

تجزیه و تحلیل داده‌ها و یافته‌های حاصل از تحلیل

خصوصیات آماری متغیرهای سری زمانی

مشخصه‌های ایستای آماری برای هر سری زمانی به شرح جدول ۱ محاسبه شده است.

جدول ۱: جدول خصوصیات و مشخصات توصیفی سری‌های زمانی مورد مطالعه

سری زمانی / خصوصیات	OPEC (USD)	COIN (IRR)	EXCHANGE RATE	INDEX	LS/SS RATIO
دوره نمونه	۲۰۰۷/۰۳/۲۱	۲۰۰۷/۰۳/۲۱	۲۰۰۷/۰۳/۲۱	۲۰۰۷/۰۳/۲۱	۲۰۱۲/۰۳/۲۱
	۲۰۱۸/۰۳/۲۰	۲۰۱۸/۰۳/۲۰	۲۰۱۸/۰۳/۲۰	۲۰۱۸/۰۳/۲۰	۲۰۱۸/۰۳/۲۰
تعداد مشاهدات	۴۰۱۸	۴۰۱۸	۴۰۱۸	۴۰۱۷	۲۱۸۳
میانگین	۷۸,۶۸۹	۷۲۰۶۲۰۹	۲۳۲۰۲,۹۷	۴۲۷۴۵,۰۱	۵,۶۹۸
میانه	۷۶,۰۹۵	۸۶۳۲۵۰۰	۲۴۸۳۰	۲۷۱۸۵,۶	۶,۳۷
ماکزیمم	۱۴۰,۷۳	۱۶۴۲۵۰۰۰	۴۹۲۵۰	۹۹۵۲۲,۶	۷,۵۹۴
می‌نیمم	۲۲,۴۸	۱۴۸۲۵۰۰	۹۰۱۸	۷۹۵۵,۴	۲,۶۶۷
انحراف معیار	۲۶,۹۳۹	۴۲۳۲۹۹۹	۱۲۲۸۰,۷۱	۲۹۶۸۳,۸۶	۱,۴۳۹
چولگی	-۰,۰۲۳	۰,۰۵۳	۰,۰۶۵	۰,۲۵۹	۱,۵۸۹
کشیدگی	۱,۷۱۵	۱,۶۱۲۰	۱۱,۲۹۳	۱,۴۱۷	۲۴۷,۳۸۵
آماره آزمون جارک- برا	۲۷۶,۹۱	۳۲۴,۴۱۱	۴۹۰,۳۴۲	۴۶۴,۱۲۶	۲۴۷,۳۸۵
سطح اعتماد	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

همانگونه که انحراف معیار، چولگی و کشیدگی سری‌های زمانی نشان می‌دهد توزیع داده‌ها در سری‌های زمانی از توزیع نرمال گوسی تبعیت نمی‌کند، لذا لازم است تا فرض نرمال بودن توزیع متغیرهای سری زمانی مورد بررسی قرار گیرد. به‌همین منظور آزمون جارک-برا برای سری‌های زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. از نتایج آزمون ملاحظه می‌گردد فرض توزیع نرمال برای تمامی سری‌های زمانی در سطح احتمال ۱٪ رد می‌گردد. بنابراین با توجه به خصوصیات توزیع؛ لازم است تا در تمامی محاسبات فرض توزیع داده‌ها در سری‌های زمانی را دیگر توزیع‌ها مانند توزیع t (t-student) در نظر بگیریم [۱و۶].

آزمون وجود اثرات ARCH و GARCH، (مانایی[۱۲] سری‌های زمانی)

به‌منظور تشخیص وجود اثرات ناهمسانی واریانس در سری‌های زمانی لازم است تا خصوصیت مذکور مورد بررسی قرار گرفته و آزمون گردد. از شروط وجود خصوصیت ARCH/GARCH در یک سری زمانی شرط مانایی سری زمانی است که از طریق آزمون‌های لجانگ‌باکس[۱۳]، دیکی فولر تعمیم یافته[۱۴]، pp[۱۵]، LM یا KPSS[۱۶] بررسی می‌گردد. همچنین از دیگر روش‌های بررسی وجود اثرات گارچ در سری‌های زمانی، آزمون خوشه‌بندی نوسانات باقیمانده‌ها و رسم گراف خوشه‌بندی نوسانات برای باقیمانده‌ها است[۲۴].

جدول ۲): نتایج آزمون مانایی در سری‌های زمانی

(آزمون‌های ریشه واحد و آزمون‌های همبستگی‌های سریالی در باقیمانده‌های سری‌های زمانی)

سری‌های زمانی / آزمون‌های مانایی	OPEC	Exchange Rate	Coin	Tex Index	LS/SS Ratio
ADF test	-۵۸,۶۴۲۲***	-۴۲,۹۹۰۱***	-۲۲,۹۰۷۵***	-۱۷۵۴۱۱***	-۱۳۸۴۳۲***
p-value	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)
PP test	-۵۹۳۱۹۳***	-۶۹,۲۷۶۲***	-۶۱,۷۰۳۳***	-۷۰,۰۱۹۵***	-۱۲,۵۶۴۹***
p-value	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)
KPSS test	۰,۰۹۵۵۸۰***	۰,۱۵۵۸۱۱***	۰,۱۱۱۶۲۲***	۰,۱۷۹۶۲۶***	۰,۰۵۱۳۹۵۰***
p-value	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)
Ljung-Box					
LB(20)	۵۷,۳۰۰۴***	۲۶۲,۵۳۷۰***	۱۶۵,۷۷۰۰***	۹۶,۶۸۴۲***	۳۰۴,۹۶۰۰***
p-value	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)
LB2(20)	۱۴۲۸,۵۲***	۹۶۲,۴۴***	۸۲۰,۴۱***	۱۳۷۴,۲۶***	۲۵۹۶,۸۷***
p-value	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)
ML-ARCH 1-10 test					
ARCH 1-10	۲۸۶,۱۲۴۹***	۱۲۱,۶۷۹۲***	۱۰۵,۰۸۵۹***	۱۱۹,۲۹۵۱***	۱۶,۷۶۱۲***
p-value	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)

منبع: محاسبات تحقیق

۱- داده‌های محاسبات، داده‌های سری زمانی بازده‌های روزانه بازارهای مورد مطالعه در زمان بسته شدن بازارها در دوره مورد مطالعه می‌باشد.

۲- r و r^2 به ترتیب خالص لگاریتم بازده و مربع لگاریتم بازده می‌باشند.

۳- $LB(24)$ و $LB^2(24)$ به‌ترتیب بیست و چهارمین آزمون لجانگ- باکس برای آزمودن همبستگی سریالی میان باقیمانده‌های استاندارد شده و مربع باقیمانده‌های استاندارد شده می‌باشد.

۴- *** نشان‌دهنده معناداری آماری در سطح احتمال ۱٪ می‌باشد.

† - آزمون Ljung-Box با استفاده از نرم‌افزار Statgraphic 18 انجام شده است.

همانگونه که از جدول فوق ملاحظه می‌گردد در سری‌های زمانی مورد مطالعه نوسان‌پذیری واریانس وجود داشته لذا ناهمگونی شرطی[۱۷] و درنتیجه اثرات ARCH وجود دارد.

برآورد FIAPARCH تک متغیره برای هریک از سری‌های زمانی

همانطور که در روش‌شناسی نیز توضیح داده شده است، برای هر سری زمانی ابتدا یک مدل FIAPARCH(p,d,q) تک متغیره برازش شده و از ماتریس واریانس-کوواریانس بدست آمده به‌منظور بررسی وجود حافظه بلند مدت در همبستگی، وجود اثرات اهرمی و تشکیل ماتریس‌های همبستگی‌های شرطی پویا (DCC) استفاده می‌گردد.

جدول ۳) : جدول برآورد (تخمین) FIAPARCH(1,d,1) تک متغیره برای هریک از سری‌های زمانی

	OPEC	Exchange Rate	Coin	Tex Index	LS/SS Ratio
Const. (m)	۰,۰۱۷۵۰۵	-۰,۰۰۲۱۵۶	۰,۰۰۸۳۱۳	۰,۰۱۰۵۴۶	۰,۱۳۳۷۱۶
t-stat.	(۰,۰۹۵۶)	(۰,۲۹۴۶)	(۰۱۷۳۱)	(۰,۰۰۰۶)	(۰,۰۰۰۰)
Const. (v)	۵,۵۸۲۴۲۸	۰,۰۵۴۹۹۴	۱,۱۴۰۹۱۷	۱,۲۷۷۶۳	۶,۴۰۹۶۴۲
t-stat.	(۰,۰۹۴۹)	(۰,۰۵۹۲)	(۰,۰۳۴۷)	(۰,۰۷۳۰)	(۰,۰۰۰۱)
d-Figarch	۰,۶۲۷۸۵۱	۰,۶۱۹۴۵	۰,۴۲۳۸۲۵	۰,۷۲۶۶۸۸	۰,۱۱۴۳,۷۵
t-stat.	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۶۳۷)
Arch (Phi1)	۰,۲۵۹۸۸۹	۰,۱۶۵۰۲۴	۰,۳۰۱۱۱۵	۰,۳۸۱۵۶۲	۰,۶۶۹۲۵۱
t-stat.	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۱۷۰۵)	(۰,۰۴۰۹)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)
Garch (Beta1)	۰,۶۸۱۵۹	۰,۴۷۴۸۸۵	۰,۴۴۶۶۱	۰,۶۰۸۷۹۷	۰,۲۸۲۴۱۱
t-stat.	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۳)	(۰,۰۰۶۳)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۱۲۷)
Aparch (γ)	۰,۲۳۵۰۰۳	-۰,۱۶۰۴۲	-۰,۱۲۰۹۶۷	-۰,۱۹۱۸۰۳	۰,۰۵۵۰۰۴
t-stat.	(۰,۰۰۴۵)	(۰,۰۰۵۵)	(۰,۰۶۶۹)	(۰۱۸۶۵)	(۰,۰۲۹۹)
Aparch (δ)	۲,۷۲۱۷۴۶	۲,۱۹۶۱۴۶	۲,۳۶۲۲۳۹	۲,۹۶۷۴۲	۱,۴۵۰۹۶
t-stat.	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)
Student (df)	۲,۴۷۷۷۵۶	۲,۵۵۰۱۳۲	۲,۴۶۱۴۰۸	۲,۲۰۹۳۶۸	۱,۰۳۳۸۵۶
t-stat.	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)	(۰,۰۰۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش حاصل از تجزیه تحلیل داده‌ها

۱- وقفه بهینه مدل FIAPARCH بنابر معیارهای اطلاعاتی آکائیک (AIC) و شوایتز (SIC) انتخاب شده است.

۲- d[۱۸] پارامتر کسری تفاضلی[۱۹] و معرف حافظه بلندمدت در سری زمانی است.

۳- γ درجه اهرم[۲۰] و نشان‌دهنده وجود خاصیت اهرمی و عدم تقارن نوسانات بازار به اخبار خوب و بد است.

۴- δ دوره قدرت[۲۱]یا قدرت تبدیل هر واریانس غیر شرطی ناشی از اضافه شدن مشاهده به سری زمانی به واریانس شرطی است و از یک تبدیل Box-Cox بدست می‌آید. بنابراین همواره $\delta > 0$ است.

۵- با توجه به آزمون های مرتبط با توزیع و رد فرضیه توزیع نرمال در سری‌های زمانی، توزیع مناسب برای سری زمانی Ls/Ss Ratio توزیع (GED[۲۲]) در نظر گرفته شده است.

همانگونه که ملاحظه می‌گردد در سری‌های زمانی مورد مطالعه یعنی تمامی بازارهای داخلی ایران، علاوه بر وجود و تائید خاصیت ARCH و GARCH (یعنی آلفا (فی۱) و بتا معنی‌دار در سطح آماری) γ معنی‌دار بوده (به‌غیر از بورس اوراق بهادار) و نشان‌دهنده وجود خاصیت اهرمی یعنی عدم واکنش متقارن بازار و سرمایه‌گذاران به خبرهای خوب و بد (شوک‌های مثبت و منفی) می‌باشد. نکته بااهمیتی که در اینجا دیده می‌شود علامت γ است. بنابه تعریف γ در محدوده بین ۱- تا ۱ قرار می‌گیرد و γ مثبت و معنی‌دار نشان‌دهنده عدم تقاران واکنش بازار به خبرهای خوب و بد و درواقع بیش‌واکنشی به خبر (شوک) بد می‌باشد. اما همچنان‌که ملاحظه می‌گردد در سری‌های زمانی بازده بازارهای نرخ تبادل ارزی و طلا (سکه) علامت γ منفی است. اگر بخواهیم γ منفی را با توجه به تعریف معنی کنیم باید بگوییم واکنش بازار به خبرهای خوب بیشتر از واکنش بازار به خبرهای بد است اما این نکته با توجه به ماهیت این دو بازار (بازار نرخ تبادلات ارزی و سکه) که بازارهای کالاهای سرمایه‌ای با ارزش ذاتی هستند متفاوت بوده و در ارتباط با اقتصاد کلان کشور تفسیر می‌گردد. به این صورت که خبرهای بد باعث واکنش مثبت سرمایه‌گذاران و افزایش تقاضا در این دو بازار می‌گردد. با توجه به ماهیت بازار نرخ ارز (دلار امریکا در مقابل ریال) و بازار طلا (سکه) و ماهیت ذاتی این اقلام که به ذات خود حفظ کننده و ذخیره کننده ارزش هستند، در ایران با توجه به ریسک‌های سیاسی موجود در کشور به نظر می‌رسد که علامت منفی نشان‌دهنده بیش‌واکنشی مثبت در این دو بازار هنگام خبر بد سیاسی است. به‌عبارت دیگر خبر بد (سیاسی) باعث هجوم سرمایه‌گذاران از دیگر بازارها به بازارهای ارز و طلا (سکه) به‌منظور حفظ ارزش پول یا سرمایه و ایجاد استراتژی تبدیل دارایی بدون ارزش ذاتی

جهانی به دارایی دارای ارزش ذاتی و جهانی به‌منظور جلوگیری از کاهش ارزش ثروت به پول محلی ناشی از تضعیف پول ملی است. در اینجا هر خبر بد به جای آنکه سرمایه‌گذار را به خروج از این دو بازار ترغیب کند باعث می‌شود که نه‌تنها هجوم برای خرید و تبدیل دیگر دارایی‌ها به این دو کالا (دلار و سکه) که دارای ارزشی جهانی و خارج از مرزهای ایران هستند (ارزش ذاتی) بیشتر گردد بلکه باعث ورود سرمایه‌گذاران جدید به این بازارها از دیگر بازارهای هم‌ارز یا کالایی یا اشتیاق بیشتر سرمایه‌گذاران فعلی در این بازارها برای تبدیل بیشتر دارایی‌های خود به این دو کالا می‌شود و آنان تلاش می‌نمایند تا سرمایه‌ای را که اکنون حکم پول داغ را پیدا کرده به سرعت با کالاهای حافظ ارزش ورای پول ملی مبادله نمایند. همچنین یکی از خصوصیات مهم این دو بازار در کشور ما توانایی ذخیره فیزیکی این دارایی سرمایه‌ای به‌صورت دپو و نگهداری نزد سرمایه‌گذار است که در کنار حفظ ارزش در ذات خود باعث جذاب بودن این بازار در هنگام بروز شوک و خبر بد در کشور است. سرمایه‌گذاری که در این بازارها سرمایه‌گذاری می‌نماید؛ کالای سرمایه‌ای خود را دریافت کرده و آن را نزد خود نگه می‌دارد. در واقع وی توانسته است بر خلاف بازارنرخ سپرده‌های بانکی و بورس؛ کالای سرمایه‌ای دارای ارزش ذاتی خود را نزد خود و در جای امن نگهدارد و آن را از دست دولت، قوانین دولتی یا هر حادثه و رخداد سیاسی و ناگهانی دیگری محفوظ بدارد که این مهم‌ترین دلیل جذاب شدن این بازارها و واکنش و نوسان مثبت در هنگام بروز خبرهای بد است. مطلب فوق هرچند که خلاف انتظار است اما نکته‌ای است که طبق مطالب ذکر شده در پژوهش سنسوی و سوباسی (۲۰۱۴)، احمد و دیگران در تحلیل بازارهای اوراق قرضه، نرخ تبادل ارزی و طلا در ترکیه با آن مواجه شده و علامت مذکور را با توجه به اتفاقات و شوک‌های سیاسی با توجه به آزادسازی‌های مالی در اقتصاد و احتمال جنگ میان ترکیه و یونان تحلیل نموده‌اند[۳۰] همچنین علامت منفی γ برای بورس اوراق بهادار را به‌صورت بیش‌واکنش سرمایه‌گذاران به خبرهای خوب نسبت به خبرهای بد می‌توان درنظر گرفت. به عبارت دیگر با توجه به تعریف برای علامت منفی ضریب اهرمی بورس اوراق بهادار می‌توان چنین استنباط نمود که در صورت انتشار خبر خوب در جامعه یا رخداد اتفاق مثبتی در روابط سیاسی که باعث کاهش فشارهای ناشی از تأمین منابع یا مواد اولیه بر شرکت‌های پذیرفته در بورس گردد، باعث می‌گردد سرمایه‌گذاران این بازار را بسیار جذاب و سودآور تلقی نمایند و بیش‌واکنشی مثبت نسبت به انتشار اخبار خوب در این بازار داشته باشند.

نیکویی[۲۳] مدل

همانگونه که در ادبیات تحقیق بحث شد درصورتی که $d=0$ یا $d=1$ باشد مدل FIAPARCH به APARCH یا EGARCH تنزیل می‌گردد و زمانی که $d=1$ $\gamma=0$ و $\delta=2$ باشد مدل به مدل IGARCH و در حالت خاص $\delta=2$و $\gamma=0$ و $d=0$ مدل به GARCH تبدیل می‌گردد. همانطور که از سطح اعتماد بدست آمده در برآوردها دیده می‌شود تمامی ضرایب dو δ برای تمامی بازارهای مورد مطالعه در سطح کاملاً معنی‌دار قرار داشته لذا می‌توان چنین نتیجه گرفت که مقدار ضرایب d برای تمامی بازارها مخالف با صفر (۰) یا ۱ و ضرایب قدرت نیز برای تمامی این بازارها مخالف ۲ بوده و نشان‌دهنده توزیع غیرخطی خطاهاست. لذا مدل FIAPARCH مدلی مناسب در برآورد حافظه بلندمدت و قدرت در این سری‌های زمانی است[۲۴].

آزمون‌های دو متغیره FIAPARCH

ضرایب همبستگی‌های پویای شرطی میان بازده‌های بازارهای مورد مطالعه با استفاده از مدل FIAPARCH در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۴) : جدول نتایج تخمین همبستگی‌های پویا از مدل‌های FIAPARCH(1,d,1)-DCC دو متغیره

بخش اول: جدول نتایج تخمین‌های DCC در مدل‌های دومتغیره					
		p	a	b	V(df)
OPEC-Exchange Rate	ضریب	-۰,۰۱۳۷۱۴	۰,۰۰۰۹۸۲۶	۰,۹۶۱۴۶۶	۳,۱۴۶۳۲۲
	سطح اعتماد	]۰,۴۲۲۰[	]۰,۰۶۶۲[	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۰۰۰۰[
OPEC-Coin	ضریب	۰,۰۶۶۲۵۴	۰,۰۱۸۵۶۲	۰,۵۰۰۹۸۵	۳,۳۳۰۲۰۷
	سطح اعتماد	]۰,۰۰۰۵[	]۰,۳۳۶۱[	]۰,۱۰۴۴[	]۰,۰۰۰۰[
OPEC-Tex Index	ضریب	۰,۰۴۷۲۹۸	۰,۰۱۰۰۹۴	۰,۹۴۷۵۱۴	—
	سطح اعتماد	]۰,۱۲۸۵[	]۰,۱۷۴۱[	]۰,۰۰۰۰[	—
OPEC-Ls/Ss Ratio	ضریب	-۰,۰۱۰۴۹۹	۰,۰۷۱۰۰۲	۰,۵۳۷۷۹۰	۵,۰۷۴۸۹۲
	سطح اعتماد	]۰,۶۴۶۲[	]۰,۰۲۵۲[	]۰,۰۸۰۴[	]۰,۰۰۰۰[
Exchange Rate-Coin	ضریب	۰,۹۹۱۹۵۸	۰,۰۱۹۸۲۲	۰,۹۷۹۳۹۱	۲,۶۸۷۳۸۱
	سطح اعتماد	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۰۰۰۰[
Exchange Rate-Tex Index	ضریب	-۰,۰۵۶۵۹۶	۰,۰۰۱۶۸۵۹	۰,۷۱۴۰۰۹	—
	سطح اعتماد	]۰,۰۰۱۴[	]۰,۱۹۱۳[	]۰,۰۰۰۰[	—

Exchange Rate-Ls/Ss Ratio	ضریب	۰,۴۶۷۰۶	۰,۰۰۰۰۱	۰,۸۳۲۵۷۵	—
	سطح اعتماد	]۰,۱۱۹۷ [	]۰,۴۴۸۰[	]۰,۰۰۰۰[	—
Coin-Tex Index	ضریب	-۰,۰۹۳۲۲۳	۰,۰۹۱۵۲۵	۰,۲۱۹۷۰۶	—
	سطح اعتماد	]۰,۰۴۵۰[	]۰,۰۶۸۴[	]۰,۲۹۵۴[	—
Coin-Ls/Ss Ratio	ضریب	-۰,۱۴۰۲۹	۰,۰۲۲۷۲۸	۰,۹۲۶۵۶۹	۳,۴۲۰۸۵۸
	سطح اعتماد	]۰,۸۱۵۴[	]۰,۲۱۲۱[	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۰۰۰۰[
Tex Index- Ls/Ss Ratio	ضریب	-۰,۳۲۲۳۷	۰,۰۱۰۹۹۱	۰,۹۴۲۲۱۴	۲,۵۷۳۵۶۸
	سطح اعتماد	]۰,۱۶۱۳[	]۰,۰۹۷۳[	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۰۰۰۰[

بخش دوم: آزمون‌های ثبات و تشخیص					
		Hosking(20)	Hosking2(20)	Li-McLeod(20)	Li-MacLeod2(20)
OPEC-Exchange Rate	ضریب	۱۰۳,۳۶۳	۷۹,۷۲۲۸	۱۰۳,۳۱۵	۷۹,۷۶۳۹
	سطح اعتماد	]۰,۰۲۸۹[	]۰,۴۲۴۵[	]۰,۰۲۹۱[	]۰,۴۲۲۳[
OPEC-Coin	ضریب	۱۰۶,۲۶۲	۶۱,۷۷۳۵	۱۰۶,۲۹۰	۶۱,۸۵۵۲
	سطح اعتماد	]۰,۰۲۶۴[	]۰,۹۱۱۱[	]۰,۰۲۶۳[	]۰,۹۰۹۸[
OPEC-Tex Index	ضریب	۲۰۳,۳۹۶	۹۴,۸۹۴۸	۲۰۳,۰۴۳	۹۴,۸۲۳۱
	سطح اعتماد	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۰۹۳۷[	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۹۴۵۵[
OPEC-Ls/Ss Ratio	ضریب	۲۵۵,۸۴۴	۱۰۳,۳۲۷	۲۵۵,۶۲۱	۲۸۰,۴۱۶۲
	سطح اعتماد	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۰۲۹۰[	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۰۲۹۴[
Exchange Rate-Coin	ضریب	۱۶۱,۳۶۳	۹۵,۷۵۰	۱۶۱,۲۰۲	۹۵,۷۶۰۷
	سطح اعتماد	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۰۸۴۰[	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۰۸۳۹[
Exchange Rate-Tex Index	ضریب	۵۴۶,۲۳۹	۸۰,۷۶۳	۵۴۵,۴۴۲	۸۰,۷۴۸۹
	سطح اعتماد	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۳۹۲۸[	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۰۸۹۲[
Exchange Rate-Ls/Ss Ratio	ضریب	۲۵۴,۹۶۴	۱۱۲,۳۱۵	۲۴۴,۷۲۱	۱۱۲,۰۷۹۱
	سطح اعتماد	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۰۰۶۶[	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۰۰۶۹[
Coin-Tex Index	ضریب	۱۲۴,۱۸	۵۴,۵۲۲	۱۲۳,۷۸۹	۸۴,۸۲۵۵
	سطح اعتماد	]۰,۰۰۰۶[	]۰,۹۷۹۹[	]۰,۰۰۰۷[	]۰۹۷۸۵[
Coin-Ls/Ss Ratio	ضریب	۱۵۰,۸۱۴	۸۱,۱۲۷	۱۴۸,۹۰۸	۸۱,۰۹۷۴
	سطح اعتماد	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۳۸۱۹[	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۳۸۲۸[
Tex Index Ls/Ss Ratio -	ضریب	۲۳۹,۵۰۸	۱۱۰,۲۴۱	۲۳۸,۷۶۱	۱۱۰,۰۲۸۴
	سطح اعتماد	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۰۰۹۵[	]۰,۰۰۰۰[	]۰,۰۰۹۸[

منبع: یافته‌های پژوهش حاصل از تجزیه تحلیل داده‌ها

۱- v نشان‌دهنده درجه آزادی توزیع t-student است.

۲- وقفه‌های درنظر گرفته شده (1,d,1) و مقادیر بهینه در تعیین AR و MA بر اساس حداقل مقدار معیار آکائیک (AIC) و شوایتز (SIC) برای هر برآورد دو متغیره انتخاب شده است.

۳- Hosking(20) و $\text{Hosking}^2(20)$ نمایانگر آماره آزمون پارامتری چندمتغیره Hosking بر روی مقادیر باقیمانده‌های استاندارد و مربع باقیمانده‌های استاندارد می‌باشد و نشانگر ثبات مدل در برآوردها می‌باشد.

۴- Li-Mcleod(20) و $\text{Li-McLeod}^2(20)$ نشان‌دهنده مقادیر آزمون چندمتغیره پورتمن Li و McLeod بر روی مقادیر باقیمانده‌های استاندارد و مربع باقیمانده‌های استاندارد می‌باشد و به‌منظور ثبات مدل در برآوردهای DCC در نظر گرفته می‌شود. به‌عبارت دیگر این آزمون می‌تواند جایگزینی برای آزمون‌های انگل و شپارد[۲۵] بوده و فرضیه صفر CCC در مقابل DCC را آزمون می‌نماید. بنابراین چنانچه فرضیه صفر این آزمون رد گردد ماتریس برآورد کوواریانس‌ها پویا می‌باشد [۱۸].

۵- در برآوردهایی که برای آنها مقادیر درجه آزادی ذکر نشده توزیع به غیر از t-student (Skewed Student, GED) انتخاب شده است .

ملاحظه می‌گردد که در برآوردهای دو متغیره مقادیر α و β معنادار بوده و شرط $\alpha+\beta<1$ برقرار و شرط DCC در مقابل CCC را برآورده می‌نماید. همچنین مقدار α کمتر از ۰/۱ و β بالاتر از ۰/۹ می‌باشد که نشان‌دهنده اثرات شدید GARCH در سری‌های زمانی است. از بررسی جدول فوق ملاحظه می‌گردد همبستگی شرطی پویا میان قیمت نفت اوپک و نرخ تبادلات ارزی و سپرده‌های بانکی معنادار نمی‌باشد. همچنین ضرایب همبستگی شرطی میان قیمت نفت و سکه (طلا) و قیمت نفت و بورس اوراق بهادار هرچند که معنی‌دار است اما بسیار کوچک است. این نکته نشان‌دهنده آن است که بانک مرکزی می‌تواند تقریباً به‌طور کامل اثر قیمت نفت بر بازارها را برای دوره‌های کوتاه‌مدت (روزانه و حتی ماهانه) خنثی سازد. با ملاحظه همبستگی شرطی میان نرخ تبادل ارزی و قیمت سکه (طلا) شاهد یک همبستگی قوی در سطح معناداری بالا می‌باشیم. این نکته نیز کاملاً در ایران قابل درک است. نوسان‌گیرهای خرد در جامعه که از فرصت‌های کوتاه‌مدت ناشی از افزایش قیمت یا نوسانات این کالای سرمایه‌ای (که ناشی از تغییرات نرخ جهانی طلا یا ناشی از تغییرات نرخ ریال در مقابل دیگر ارزهاست و باعث تغییر ارزش بازاری سکه از ارزش ذاتی خود می‌گردد؛) استفاده و از این نوسانات و فرصت‌های آربیتراژی کسب سود می‌نمایند. این افراد موقعیت خود را به سرعت بر روی ترکیبی متناسب با سطح ریسک مورد پذیرش از این دو کالا بهینه نمایند. همچنین ضریب همبستگی شرطی میان نرخ تبادل ارزی و شاخص بورس اوراق بهادار منفی و معنادار می‌باشد. هرچند این مقدار

ناچیز است اما نشانگر این است که بازدهی در بورس اوراق بهادار ناشی از تفاوت سود در عملکرد شرکت‌ها؛ بیشتر به تغییرات نرخ ارز و تغییرات هزینه‌ها ناشی از تامین مواد اولیه مرتبط با تولید وابسته می‌باشد تا صادرات. هرچند که این نتیجه‌گیری با توجه به ضریب پایین بسیار با احتیاط است و کاملاً واضح است که عوامل بسیاری در این ضریب منفی و مقدار پایین آن دخیل هستند که در این بررسی درنظر گرفته نشده‌اند. با بررسی همبستگی شرطی میان نرخ تبادل ارزی و نسبت رشد سپرده‌های بلندمدت نزد بانک‌ها که یک رابطه مثبت، ناچیز و تقریباً معنی‌دار است می‌توان چنین برداشت نمود که افزایش نرخ ارز باعث افزایش نرخ سپرده‌ها نزد بانک‌ها برای گشایش‌های اعتبار اسنادی (L/C) یا تودیع وجه بیشتر، ناشی از قراردادهای حسن انجام کار می‌گردد. به‌عبارت دیگر افزایش نرخ ارز باعث افزایش مبلغ ریالی تودیع شده نزد بانک‌ها به‌منظور ثبت سفارش ارزی با توجه به نرخ‌های برابری می‌گردد. این نکته را باید درنظر داشت که بیشتر سپرده‌های بلندمدت مفتوح از سوی اشخاص حقوقی نیز سپرده‌هایی هستند که به‌منظور پوشش ریسک ناشی از تغییرات نرخ ارز و نه به منظور کسب سود از محل سپرده و نرخ سود سپرده‌های بانکی انجام می‌گیرد. البته مسلم است که این نکته در مقایسه با حساب‌های بلندمدت اشخاص حقیقی که به یک جریان ثابت مالی با ریسک کم توجه می‌نمایند و با پذیرش ریسک کمتر از جریانات نقدی بالاتر چشم‌پوشی می‌نمایند با توجه به عدم امکان تفکیک این داده‌ها به داده‌های اشخاص حقیقی و حقوقی با داده‌های حاضر در دسترس، نیازمند مطالعه و بررسی‌های جداگانه است. همچنین همبستگی شرطی پویا میان نرخ سکه (طلا) و بورس اوراق بهادار تهران منفی و معنادار بوده و نسبت مناسبی دارد. این نکته نشانگر این است که با پذیرش ریسک تقریباً یکسان (با توجه به اهداف و مطلوبیت‌های سرمایه‌گذار و وجود نمودارهای بی‌تفاوتی به ریسک برای سرمایه‌گذار) درصورتی که سرمایه‌گذار بخواهد ریسک‌های ناشی از نوسانات قیمت سهام ناشی از تغییرات شرایط یا سیاست‌ها و ریسک‌های ناشی از نوسان قیمت سکه (طلا) را مورد بررسی قرار دهد درمی‌یابد که تغییرپذیری هر دو شدید و تقریباً دارای ریسک بالا و نزدیک هستند. بنابراین هنگامی که ریسک بازار سهام یا نوسانات در آن بالا می‌رود سرمایه‌گذاران ترجیح می‌دهند وارد بازار با بازده بالاتر یا کم ریسک‌تر سکه شده و هنگامی که بازار سهام سود بالاتر در مقایسه با ریسک‌های موجود در بازار سکه دارد ، موقعیت خود را از روی سرمایه‌گذاری روی سکه بر سهام تغییر دهند. همچنین همبستگی شرطی میان قیمت سکه (طلا) و نرخ رشد سپرده‌های بلندمدت بانکی معنادار نمی‌باشد. بنابراین هرچند که مقدار آن قابل قبول و معنادار نمی‌باشد اما می‌توان علامت آن را بررسی نمود. علامت همبستگی شرطی میان نرخ رشد سپرده‌های بلندمدت بانکی به سپرده‌های کوتاه‌مدت در مقابل قیمت

سکه (طلا) منفی است. این نکته می‌تواند نشان‌دهنده آن باشد که چنانچه سرمایه‌گذاران با توجه به نوسانات؛ سود ناشی از تغییرات قیمتی سکه را جذاب‌تر از نرخ سپرده‌های بانکی به‌علاوه جریمه‌های شکست سپرده ببینند حاضر به خروج سپرده و پرداخت هزینه‌های جریمه مرتبط با شکست زمان قراردادی و پرداخت جریمه‌های مرتبط با ابطال قرارداد خود در مقایسه با سودهای ناشی از تغییرات قیمت سکه می‌گردند. این نکته می‌تواند رهنمودی برای بانک‌ها یا بانک مرکزی ایران به‌عنوان متولی سیاست‌های پولی در تعیین سود سپرده‌های بانکی و تعیین نرخ جریمه‌های شکست قراردادهای سپرده‌های بانکی ابلاغی به شبکه بانکی باشد. نرخ همبستگی شرطی میان بورس اوراق بهادار و سپرده‌های بانکی نیز منفی و ناچیز بوده و تقریباً معنادار نمی‌باشد. بنابراین با توجه به علامت، می‌توان چنین استنباط نمود که با تغییر در سودآوری بورس اوراق‌بهادار ناشی از تغییرات در متغیرهای کلان مرتبط یا سیاست‌های انتخابی یا ناشی از عوامل سیاسی، در مقابل نرخ سود سپرده‌های بلندمدت دستوری و ثابت در یک مقطع زمانی؛ سرمایه‌گذارانی که ریسک‌پذیرتر هستند از بازار سپرده خارج و با توجه به ریسک‌های مورد پذیرش وارد بورس می‌گردند و با توجه به β سهام مورد نظر اقدام به سرمایه‌گذاری می‌نمایند. این نکته در همه کشورها و بازارها دیده می‌شود و پدیده کاملاً طبیعی و رایج است. به‌عبارت دیگر با تغییر در سود بازار سهام در هر کشوری، سپرده‌گذارانی که بر روی اوراق خزانه یا اوراق قرضه دولتی سرمایه‌گذاری کرده و حاضر به پذیرش ریسک‌های متفاوت نسبت به بازده می‌باشند با بررسی ریسک و بازده خود یا موقعیت خود را (درصورتی تغییرات بازده با توجه با سطح ریسک مورد پذیرش برای آنها جذاب نباشد) حفظ می‌نمایند یا ریسک‌پذیرترین‌های آنها موقعیت خود را بر روی سهامی که کمترین ریسک را در مقایسه با سود اضافه (سود پوشش داده نشده) دارند در بازار سهام تغییر می‌دهند. این نکته و وجود همبستگی منفی میان این دو بازار بنابر مطالب ذکر شده در پژوهش بالیبی (۲۰۱۴) در تحقیقات سیلر و دیگران[۲۶] (۱۹۹۲) دیده شده است [۷]. همچنین نگارنده در آن پژوهش مدعی شده است که نرخ‌های بهره بالاتر بر روی اوراق قرضه (نرخ‌های سود بانکی بالاتر که در ایران دستوری و از طریق بانک مرکزی تعیین می‌گردد) در کشورهای درحال توسعه نشان‌دهنده وجود حالت بد و ضعف در تأمین مالی ارزی یا تأمین مالی به‌منظور پوشش هزینه‌های عمرانی یا توسعه‌ای یا حتی تأمین هزینه‌های جاری کشور می‌باشد. لذا سرمایه‌گذاران در اوراق قرضه این نرخ‌های بالا را ناشی از ریسک ناشی از عدم قدرت تأمین مالی حکومت مرکزی در ارائه خدمات عمومی و ارائه وظایف حکومتی دیده و بر روی آن اوراق در آن کشورها با احتیاط بیشتر که ناشی از احساس ریسک بالاتر ناشی از احتمال نکول اوراق می‌باشد سرمایه‌گذاری می‌نمایند.

نتایج حاصل از تجزیه تحلیل داده‌ها، یافته‌های تحقیق و پیشنهادات

نتایج بدست آمده از تجزیه تحلیل داده‌ها

از تجزیه و تحلیل داده‌ها نتایجی به شرح زیر بدست می‌آید:

۱- در تمامی بازارها توزیع داده‌ها به‌صورت توزیع نرمال نبوده و از دیگر توزیع‌ها بالاخص توزیع t-student پیروی می‌نماید که این مطلب منطبق با یافته‌های دیگر پژوهشگران در بازارهای مرتبط در کشورهای دیگر بوده و با توجه به ادبیات و تئوری‌های موجود خصوصیتی است که در ذات داده‌های مالی می‌باشد. همچنین در تمامی بازارها خصوصیات خوشه‌بندی نوسانات و وجود ناهمگونی شرطی مشاهده می‌شود بنابراین اثرات ARCH/GARCH در توزیع داده‌ها در سری‌های زمانی مرتبط با بازارها وجود داشته، لذا می‌توان از مدل‌های برآورد همبستگی‌های شرطی در تخمین همبستگی‌ها استفاده نمود.

۲- از نتایج تخمین مدل FIAPARCH تک‌متغیره برای بازارهای مورد مطالعه مشخص می‌گردد که در تمامی بازارها حافظه بلندمدت وجود داشته و معنی‌دار است. به‌عبارت دیگر ضریب d در تمامی بازارها معنادار بوده و در فاصله [۰ و ۱] قرار دارد که نشان از وجود حافظه بلندمدت در سری‌های زمانی مورد مطالعه است.

۳- در تمامی بازارها اثر عدم تقارن و عدم واکنش یکسان و متقارن بر اخبار خوب و بد و در نتیجه خاصیت اهرمی وجود دارد. این خصوصیت در بازارهای سکه (طلا) و نرخ تبادلات ارزی به صورت بیش‌واکنشی مثبت بازار به اخبار بد و در بازار اوراق بهادار به‌صورت بیش‌واکنشی مثبت به اخبار خوب نسبت به خبر بد ملاحظه گردید. هرچند که جدا از تحلیل‌ها، معنی‌داری پارامتر γ نشان از وجود اثر اهرمی در بازارها داشته و مؤید اثر بیش‌واکنشی یا کم واکنشی است.

۴- علاوه بر آن ضریب δ (توان مدل) در برآوردها مثبت و معنادار است، بنابراین توان مدل در تبدیل واریانس‌های غیرشرطی به واریانس‌های شرطی ناشی از اضافه شدن هر مشاهده به سری زمانی در داده برای بازارهای مورد مطالعه تأیید می‌گردد.

۵- در نهایت آنکه در تحلیل همبستگی‌های شرطی پویا میان بازارهای مورد مطالعه مشخص گردید که هیچ‌یک از بازارهای پولی و مالی با اهمیت در ایران همبستگی شرطی پویایی با بازار قیمت نفت اوپک ندارند. این نکته ضمن تأیید اثربخشی بانک مرکزی به عنوان یک سیستم تنظیم‌کننده بازار نشان از عدم اثر مستقیم این بازار بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به‌علت کوچک بودن سهم گروه‌های وابسته به نفت در این بازار نسبت به کل بازار دارد.

۶- بین بازارهای پولی و مالی مورد مطالعه ایران همبستگی پویای شرطی وجود دارد. بالاترین ضریب همبستگی میان نرخ تبادل ارزی و قیمت سکه (طلا) مشاهده گردید که این نکته با یافته‌های قبلی دیگر محققان که این دو بازار را مورد مطالعه قرار داده‌اند همخوانی دارد[۳].

۷- از آنجا که مدل FIAPARCH در تبیین خصوصیات اهرمی، توان و حافظه در سری‌های زمانی بازارهای مورد مطالعه مناسب بوده و امکان برآورد آنها را در کنار برآورد ضرایب همبستگی پویای شرطی فرآهم آورده است، می‌توان نتیجه گرفت که مدلی مناسب‌تر نسبت به مدل ساده GARCH برای برآورد خصوصیات ناهمگونی شرطی در بازارهای ایران می‌باشد.

پیشنهادات مبتنی بر تحقیق

از آنجا که همبستگی پویای شرطی بسیار بالایی میان نرخ‌های تبادل ارزی و قیمت سکه (طلا) مشاهده می‌گردد لذا پیشنهاد می‌گردد که سرمایه‌گذاران در تنظیم پورتفولیو خود (چه پورتفولیو فعال و چه پورتفولیو تنوع بخشی‌شده) به این نکته توجه داشته و به منظور پوشش ریسک خود در هنگام نوسانات نرخ ارز از ارزهای ایمن[۲۷] در هنگام سوآپ‌های نرخ‌های بهره خارجی یا ایفای تعهدات ارزی آتی خود استفاده نمایند. همچنین وجود حافظه بلندمدت در داده‌ها نشان از حافظه بلندمدت بازار از آموخته‌های خود در شرایط مشابه داشته و همچنان که بحث شد نشان می‌دهد که اطلاعات تأثیری مداوم و طولانی بر عملکرد بازار دارند. این نکته می‌تواند رهنمودی برای سرمایه‌گذاران باشد تا هنگام سرمایه‌گذاری، رفتار بازار در شرایط مشابه را مد نظر قرار دهند. وجود خصوصیات اهرمی در بازده‌های بازارهای مورد مطالعه لزوم استفاده سرمایه‌گذاران از روش‌ها و مدل‌های مبتنی بر عدم تقارن و نامتقارنی در ریسک و بازده دارایی‌های سرمایه‌ای و همچنین توجه بر بیش‌واکنشی در هنگام بروز رخداد بد در بازار برای کالاهای با ارزش ذاتی را نشان می‌دهد.

منابع

۱) شایان زینیوند، عبداله، کاردگر، راضیه و کاظمی، ابوطالب، (۱۳۹۴). "بررسی اثرات عدم تقارن و حافظه متغیرهای نرخ ارز و بازده قیمت سهام در ایران"، فصلنامه اقتصادی مقداری، سال دوازدهم، شماره ۲، ۲۳- ۵۵.

۲) فتاحی، شهرام، سهاب خدامرادی، مرتضی، ایوتوند، میثاق، (۱۳۹۶). " بررسی رابطه همبستگی شرطی بین بازارهای مالی ایران با تأکید بر حافظه بلندمدت و عدم تقارن"، فصلنامه اقتصاد مالی، سال یازدهم، شماره ۴۰، ۲۵-۵۱.

۳) فلاحی، فیروز، حقیقت، جعفر، صنوبر، ناصر و جهانگیری، خلیل، (۱۳۹۳). "بررسی همبستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران با استفاده ازمدل DCC-GARCH "، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال چهاردهم، شماره ۵۲، ۱۲۳- ۱۴۷.

4) Abed, R. Mighri, Z., &Maktout, S. (2016). "Empirical Analysis of asymmetries and long memory among international stock market returns. A multivariate FIAPARCH-DCC approach". Journal of Statistical and Econometric Methods, vol-5. No.1, 1-28.

5) Akar, C., (2011). "Dynamic Relationships between the Stock Exchange, Gold, and Foreign Exchange Returns in Turkey". Middle Eastern Finance and Economics, Issue 12.

6) Andersen, T.G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Elbens, H. (2001). "The distribution of stock return volatility". Journal of Financial Economics, 61, 43-76.

7) Balibey, M., (2014). " Value-at-Risk Analysis in the Presence of Asymmetry and Long Memory: The Case of Turkish Stock Market Mesut". International Journal of Economics and Financial Issues, Vol. 4, No. 4, 836-848.

8) Boubaker, H., & Son Lai, V. (2016). "from Oil to Markets". Journal of Economic Integration" vol. 3, No. 1, 103-133.

9) Celik, S., & Ergin, H. (2014). "Volatility forecasting using high frequency data: Evidence from stock markets". Economic Modelling, 36, 176-190.

10) Chortareas, G., Jiang, Y, & Nankervis, J. (2011). "Forecasting exchange rate volatility using high-frequency data: Is the euro different?" International Journal of Forecasting, 27, 1089-1107.

11) Conrad, C. (2010). "Non-negativity conditions for the hyperbolic GARCH model". Journal of Econometrics, 157, 441-457.

12) Conrad, C., & Haag, B.R. (2006). "Inequality constraints in the fractionally integrated GARCH model". Journal of Financial Econometrics, 4, 413-449.

13) Corsi, F. (2009). "A simple approximate long-memory model of realised volatility". Journal of Financial Econometrics, 7(2), 174-196.

14) Dark. J., (2015). " A multivariate dynamic correlation model with long memory dependence and asymmetries". Ph.D. thesis, University of Melbourne.

15) Dimitriou, D., & Kenourgios, D. (2013). "Financial crises and dynamic linkages among international currencies". Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 26, 319-332.

16) Dimitriou, D., Kenourgios, D., & Simos, T. (2013). "Global financial crisis and emerging stock market contagion: A multivariate FIAPARCH-DCC approach". International Review of Financial Analysis, 30, 46-56.

17) Engle,R. & Gallo, G. (2006). "A multiple indicators model for volatility using intra-daily data". Journal of Econometrics, 131, 3-27.

18) Engle, R.F., & Sheppard, K. (2001). "Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH". NBER Working Paper No. 8554.

19) Hamilton, J.D. (1983). "Oil and the macroeconomy since World War II". Journal of Political Economy, 91, 228-248.

20) Hamilton, J.D. (1985). "Historical causes of postwar oil shocks and recessions". Energy Journal, 6,97-116.

21) Hamilton, J.D. (2003). "What is an oil shock?" Journal of Econometrics, 113(2), 363-398.

22) Ho, K. -Y., & Zhang, Z. (2012). "Dynamic Linkages among Financial Markets in the Greater China Region: A Multivariate Asymmetric Approach". The World Economy, 35, 500-523.

23) Kang, S.H., Kang, S.M., & Yoon, S.M. (2009). "Forecasting volatility of crude oil markets". Energy Economics, 31, 119-125.

24) Karanasos, M., Yfanti, S., & Karoglou, M. (2016). " Multivariate FIAPARCH Modeling of financial markets with dynamic correlations in time of crisis". Journal of International Review of Financial Analysis. 45, 332-349.

25) Karoglou, M. (2006). "On the detection of structural changes in volatility dynamics with applications". Leicester: University of Leicester, PhD Thesis.

26) Martin-Barragan, B., Ramos, S.B., & Veiga, H. (2015). "Correlations between oil and stock markets: A wavelet-based approach". Economic Modelling, 50, 212-227.

27) Patton, A.J., (2006). "Modelling asymmetric exchange rate dependence". International Economic Review, 47, 527–556.

28) Pong, S., Shackleton, M., Taylor, S. J., & Xu, X. (2004). "Forecasting currency volatility: a comparison of implied volatilities and AR(FI)MA models". Journal of Banking and Finance, 28(9), 2541-2563.

29) Rahmani, M., & Khoroshilov, Y. (2016). "Volatility Modeling using long-memory-GARCH Models, Application in S&P/TSX Composite Index". University of Ottawa, (Ph.D. Thesis).

30) Sensoy, A., Sobaci, C., (2014) "Effects of volatility shocks on the dynamic linkeg between exchange rate, interest rate and the stock market: The case of Turkey". Economic Modeling, 43, 448-457.

31) Sevi, B. (2014). "Forecasting the volatility of crude oil futures using intraday data". European Journal of Operational Research, 235, 643-659.

32) Turkhan Abdul Manap, a., Kassim, S. H. (2011). "Long memory properties and Asymmetric Effects of Emerging equity Market". Journal of Risk Finance. Vol. 12, No.5, 356-370.

33) Tse, Y.K., & Tsui, A.K.C. (2002). "A Multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations". Journal of Business & Economic Statistics, 20, 351-362.

34) Xekalaki. E., Degiannakis. S., (2010). "ARCH Models for Financial Applications". Johan Wiley & Sons Ltd. Greece, Athens University of economies and Business. ISBN: 978-0-470-06630-0.

35) Xiaoran, Y., (2017). "Essays on volatility estimation and forecasting of Crude Oil Futures". University of Essex: (Phd thesis).

یادداشت‌ها:

1 - Clustering volatility
2 - Mandelbrot (1963)
3 - Harris and Sollis (2003)
طبق تعریف آنان؛ وابستگی یا حافظه بلندمدت بیان می‌کند که اطلاعات موجود (حاضر) یک اثر (تقریباً) مداوم روی محاسبات آتی دارند.
4 - Bollerslev (1986)
5 - Glosten et al. (1993)
6 - Ding et al. (1993).
7 - Baillie et al. (1996a)
8 - Chung (1999)
9 - Tse & Tesui (1998)
10 - independent and identically distributed (iid)
۱۱ - تعریف مطابق با ماده (۳) قانون عملیات بانکی بدون ربا مصوب ۱۳۶۲/۰۶/۰۸ مجلس شورای اسلامی.
12 - Stationary
13 - Ljung-Box
14 - Dicky-Fuler
15 - Phillips- Perron
16 - Kwiatowski-Phillips-Schmid-Shin
17- Conditional heteroskedastity
۱۸ - مقدار d از طریق عملگر تفضل مالی و به طریق زیر محاسبه می‌گردد:

$$(1-L)^d=\sum_{i=0}^{\infty}\frac{\Gamma(d+1)}{\Gamma(i+1)\Gamma(d-i+1)}L^i$$ که در آن $\Gamma(0)$ تابع گاماست. بنابراین:

$$(1-L)^{d_i}=\sum_{i=0}^{\infty}\binom{d_i}{i}(-L)^i=1-d_iL-\frac{1}{2}d_i(1-d_i)L^2-\frac{1}{6}d_i(1-d_i)(2-d_i)L^3-\ldots$$

$$(1-L)^{d_i}=1+d_iL+d_i(d_i+1)L^2/2!+d_i(d_i+1)(d_i+2)L^3/3!+\ldots$$

بدست آمده و در محدوده $0<d<1$ قرار می‌گیرد.
19 - differencing fractional parameter.
20 - leverage term.
21 - power term.
22 - Generalized Error Distribution.
23 - specification
۲۴ - روش دیگر آزمون وجود حافظه بلندمدت در سری زمانی؛ آزمودن آماره نسبت لایک‌لی‌هود (حداکثر درستنمایی) (LR) برای محدودیت خطی $d=0$ یعنی آزمون APARCH(1,1) و $d\neq 0$ یعنی مدل FIAPARCH(1,d,1) است. فرض می‌شود L_0 ارزش لگاریتم لایک‌لی‌هود تحت فرضیات صفر است که تحت آن فرضیه APARCH(1,1) مدلی درست است. و L ارزش لگاریتم لایک‌لی‌هود تحت فرضیه جایگزین است که بیان می‌دارد $d\neq 0$ یعنی مدل FIAPARCH(1,d,1) مدل درست و مناسب است. آماره آزمون LR به‌صورت

$2(L-L_0)$ یک توزیع χ^2 (توزیع Chi square) با درجه آزادی ۱ است و هنگامی که فرضیه صفر رد گردد مدل دارای حافظه بلندمدت است.

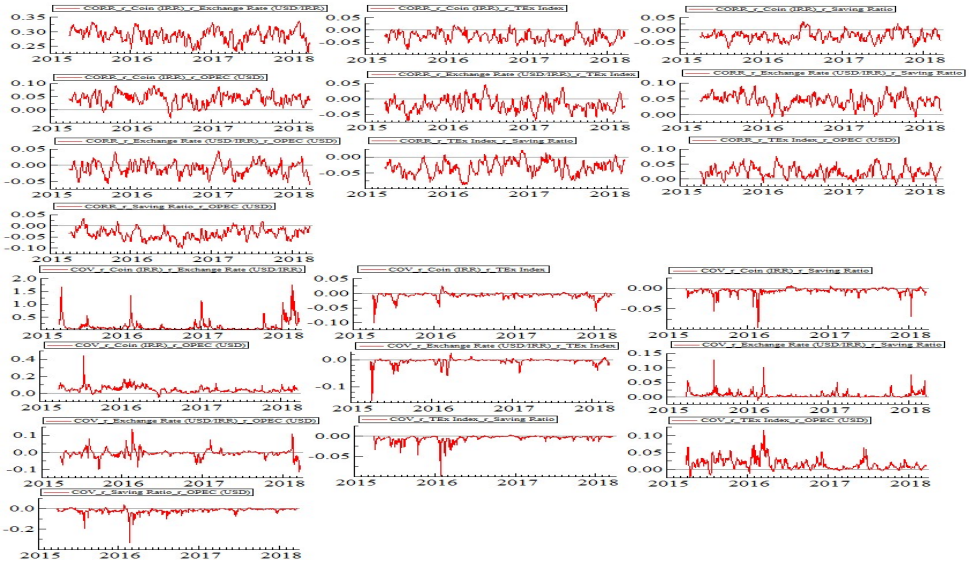
25 - Engle-Shepard Test
26 - Siller & Beltratti (1992)
27 - Heaven Currency

ارزهای ایمن که در ادبیات یکی از انواع دارایی‌های ایمن هستند بر اساس تعریف رنالو سدرلین (۲۰۱۰) به‌عنوان دارایی با کمترین نوسان قیمتی در زمان بروز شوک یا استرس در دیگر بازارها هستند و می‌توان گفت از این تعریف چنین بر می‌آید که کمترین همبستگی شرطی را با دارایی‌های نوسان‌پذیر داشته باشند. بر اساس (Renaldo & Saderlind (2010)) یک دارایی امن از دو راه قابل شناسایی و تعریف است:

A) آنها فواید مصون‌سازی را به‌طور متوسط در همه حالات فراهم می‌آورند.

B) آنها فواید مصون‌سازی را در زمان‌های فشار و استرس فراهم می‌آورند.

پیوست۱): نمودارهای توزیع همبستگی‌های شرطی و کوواریانس‌های شرطی میان بازارها (با حضور بازار نفت اوپک) در دوره نمونه. (منبع: یافته‌های محقق حاصل از تحلیل داده‌های پژوهش)



پیوست ۲): نمودارهای توزیع همبستگی‌های شرطی و کوواریانس‌های شرطی میان بازارها ی داخلی ایران در دوره نمونه. (منبع: یافته‌های محقق حاصل از تحلیل داده‌های پژوهش)