Archive of SID

فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی
سال چهاردهم، شماره ۵۲، بهار ۱۳۹۳، صفحات ۱۴۷-۱۲۳

بررسی همبستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران با استفاده از مدل DCC-GARCH*

فیروز فلاحی**، جعفر حقیقت***، ناصر صنوبر**** و خلیل جهانگیری*****

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۰/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۲/۱

چکیده

هدف اصلی مطالعه حاضر استفاده از روش همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH) برای بررسی ساختار همبستگی در داده‌های روزانه بازدهی‌های نرخ ارز، شاخص بازار سهام و قیمت سکه طلا طی دوره زمانی ۱۳۹۰/۰۵/۰۱ تا ۱۳۹۲/۰۶/۳۱ است. نتایج مطالعه حاکی از وجود همبستگی شرطی زیاد بین بازده نرخ ارز و سکه طلا و همچنین همبستگی شرطی کم بین بازده شاخص بازار سهام با نرخ ارز و سکه طلا است. در نهایت، برای تعیین اینکه کدام‌یک از بازارهای ارز، سکه طلا یا سهام برای سرمایه‌گذار مناسب است، از نتایج مدل DCC برای حل مسأله بهینه‌سازی سبد دارایی مارکوویتز استفاده شده است. نتایج بهینه‌سازی نشان داد که بهتر است بخش قابل توجهی از دارایی قابل سرمایه‌گذاری به سرمایه‌گذاری در بازار سهام اختصاص یابد.

طبقه‌بندی JEL: *G11, G01, C32.*
کلیدواژه‌ها: *همبستگی شرطی پویا، بازار سهام، نرخ ارز، سکه طلا، سبد دارایی بهینه.*

---

* این مقاله از رساله دوره دکترای آقای خلیل جهانگیری استخراج شده است.

** دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، پست الکترونیکی: ffallahi@tabrizu.ac.ir .
*** استاد گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، پست الکترونیکی: haghighat@tabrizu.ac.ir .
**** دانشیار گروه مدیریت دانشگاه تبریز، پست الکترونیکی: sanoubar@tabrizu.ac.ir.
***** دانشجوی دوره دکترای علوم اقتصادی دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)،
پست الکترونیکی: kh.jahangiri@gmail.com.

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

ساختارهای درهم‌تنیده اقتصادهای امروزی باعث می‌شود تا زیان در یک بخش یا یک کشور به‌سرعت به بخش‌ها یا اقتصاد دیگر کشورها گسترش یابد. شواهد تجربی نشان داده‌اند که بازارها از یکدیگر جدا نیستند و حرکت‌های آنها در یک فضای جدا از یکدیگر صورت نمی‌گیرد. بنابراین، نوسانات در بازارهای دارایی مختلف به‌شدت با همدیگر در ارتباط است، ازاین‌رو، آگاهی از روابط بین دارایی‌هایی مالی به‌منظور اتخاذ تصمیمات مناسب توسط سرمایه‌گذاران مسأله‌ای ضروری است.

بازارهای مالی رفتار خود را اغلب به صورت ناگهانی تغییر می‌دهند و رفتار تغییریافته قیمت اغلب دارایی‌ها برای دوره‌های مدیدی پایدار می‌ماند. طی دوره‌های خاصی مانند بحران‌های مالی، میانگین، بی‌ثباتی و الگوهای همبستگی در بازده دارایی‌های مالی تغییر چشمگیری را از خود نشان می‌دهند. رکودها و رونق‌ها در بازارهای مالی به افزایش احتمالات بروز حرکت‌های غیرطبیعی بازار منجر می‌شود که نمی‌توان با نام‌گذاری آنها به‌عنوان مشاهدات پرت از آنها چشم‌پوشی کرد.

از اوایل تابستان ۱۳۹۰، اقتصاد ایران در نتیجه اعمال تحریم‌ها، بروز آثار هدفمندسازی یارانه‌ها، رشد فزاینده نقدینگی در سالیان متمادی و سایر عوامل، وضعیت بسیار ویژه‌ای را شاهد بوده است. بعد از مدت‌ها مدیریت نرخ ارز در کشور، بی‌ثباتی این بازار را فراگرفت و به دنبال این مسأله بازار سکه و طلا نیز دچار نوسانات فزاینده‌ای شد. رکوردشکنی‌های شاخص بورس اوراق بهادار تهران نیز از سال ۱۳۹۱ آغاز شد. با توجه به رکود فعالیت‌های اقتصادی و تورم بالا، ورود به بورس اوراق بهادار، بازار سکه یا بازار ارز به‌عنوان آلترناتیوهای (جایگزین‌های) سرمایه‌گذاری پیش روی سرمایه‌گذارانی بودند که پول داغ در دست خود داشتند[۱].

در چنین فضای آشفته‌ای که در بازار دارایی‌های یادشده به‌وجود آمده بود، می‌توان این پرسش‌ها را مطرح کرد که حرکت نوسانات بازدهی دارایی‌هایی مانند سهام، سکه طلا و ارز به چه صورتی است؟ ساختار روابط متقابل این دارایی‌ها چگونه است؟ تصمیمات انتخاب سبد بهینه برای یک سرمایه‌گذار با در نظر گرفتن ارتباط بین این دارایی‌ها به چه صورتی خواهد بود؟

۱- یادآوری می‌شود، متغیرهای دیگری مانند مسکن، زمین، اوراق مشارکت و سپرده بانکی نیز می‌توانند به‌عنوان گزینه سرمایه‌گذاری پیش روی سرمایه‌گذاران قرار بگیرد، اما به دلیل فقدان داده‌های روزانه برای این متغیرها در دوره زمانی تحقیق، امکان مطالعه آنها در مقاله حاضر میسر نشد.

www.SID.ir

Archive of SID

تنوع‌بخشی کارای سبد دارایی بدون آگاهی از رفتار و روابط بین دارایی‌های مورد نظر امکان‌پذیر نخواهد بود و یافتن پاسخ پرسش‌های یادشده می‌تواند بینش روشنی در مورد تحلیل و پیش‌بینی تحولات بازدهی دارایی‌ها و استفاده از آن برای اتخاذ استراتژی‌های مناسب سرمایه‌گذاری به‌دست دهد. در این راستا هدف مطالعه حاضر بررسی روابط بین بازار سهام، ارز و طلا (سکه طلا) با استفاده از روش همبستگی شرطی پویا و ارایه بینشی در خصوص سرمایه‌گذاری در هر یک از بازارهای یادشده است.

در ادامه مقاله و پس از مقدمه، در قسمت دوم ادبیات موضوع شامل مبانی نظری و پیشینه تجربی تحقیق بیان می‌شود و سپس، در قسمت سوم، به معرفی داده‌ها می‌پردازیم. قسمت چهارم مطالعه به تجزیه و تحلیل یافته‌ها اختصاص دارد و در قسمت پایانی نیز نتیجه‌گیری کلی ارایه می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

ادبیات موضوع مرتبط با روابط بازدهی‌های دارایی‌های مالی دربرگیرنده مجموعه‌ای از مطالعات تجربی است که طی دو دهه اخیر توسط پژوهشگران اقتصادی صورت گرفته است. روش‌های مختلفی توسط پژوهشگران برای بررسی ارتباط بین بازارهای مالی به کار گرفته شده که به‌طور عمده با استفاده از مدل‌های چندمتغیره خودرگرسیونی مشروط بر ناهمسانی واریانس[1] (MGARCH) صورت گرفته است. در ادامه به معرفی مختصر این مدل‌ها می‌پردازیم.

۲-۱- مدل‌های چندمتغیره خودرگرسیونی مشروط بر ناهمسانی واریانس

تغییر نوسان سری‌های زمانی مالی طی زمان به‌عنوان پدیده‌ای شناخته شده است. در اوایل دهه ۱۹۶۰ ماندلبورت[2] (۱۹۶۳)، مشاهده کرد که الگوهای مشخصی در تغییرات نوسان سری‌های زمانی مالی وجود دارد، به صورتی که اغلب تغییرات بزرگ به دنبال تغییرات بزرگ و تغییرات کوچک به دنبال تغییرات کوچک رخ می‌دهند. به دنبال این مطالعه، تحقیقات زیادی در خصوص این ویژگی سری‌های زمانی مالی صورت گرفت و نتایج حاکی از آن بود که نوسانات در برخی از دوره‌ها بیشتر و در برخی دیگر از دوره‌ها کمتر است. در ادبیات مالی از این پدیده به‌عنوان نوسانات خوشه‌ای[3] یاد می‌شود.

1- Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (MGARCH)
2- Mandelbort
3- Volatility Clustering

www.SID.ir

Archive of SID

مدل‌های خودرگرسیونی مشروط بر ناهمسانی واریانس (ARCH) و خودرگرسیونی عمومی مشروط بر ناهمسانی واریانس (GARCH) برای برخورد با این مجموعه از داده‌ها طراحی شده‌اند. مدل ARCH در سال ۱۹۸۲، توسط انگل[1] پیشنهاد شد. این مدل اوزان موجود در محاسبه واریانس را به‌عنوان پارامترهایی مجهول در نظر گرفته است و به برآورد آن می‌پردازد و بنابراین، اجازه می‌دهد با توجه به داده‌ها، بهترین اوزان برای پیش‌بینی واریانس برآورد شود (انگل، ۱۹۸۲).

مدل ARCH در سال ۱۹۸۶ توسط بولرسلف[2] با نام GARCH تعمیم یافت. این مدل نیز میانگین موزون مجذور باقی‌مانده‌های دوره‌های قبلی است، اما دارای اوزانی بوده که پیوسته کاهش می‌یابد، اما هرگز صفر نمی‌شود. به‌علاوه، تصریح این مدل کم‌هزینه بوده و تخمین پارامترهای آن نسبتاً ساده است (بولرسلف، ۱۹۸۶).

امروزه بین پژوهشگران اقتصادی و مالی این پدیده پذیرفته شده است که بی‌ثباتی‌های مالی بین دارایی‌های مختلف و همچنین بین بازارهای مختلف در طول زمان با یکدیگر حرکت می‌کنند. در حقیقت، می‌توان بیان کرد که تقریباً همه بازارها اعم از مالی و غیرمالی، داخلی و بین‌المللی به نوعی با یکدیگر مرتبط هستند. بورس‌های سهام کشورهای مختلف دارای ارتباط و مناسبات مشترک هستند و این بورس‌ها خود به‌طور قابل توجهی از بازار اوراق قرضه تأثیر می‌پذیرند. قیمت اوراق قرضه به میزان زیادی تحت تأثیر بازارهای کالا است و قیمت کالاها از جمله نفت و طلا به‌نوبه‌خود به روند دلار آمریکا بستگی دارند. در رابطه با چنین روابط مشاهده شده‌ای مدل‌های GARCH چندمتغیره (Multivariate GARCH) معرفی شد که برای مطالعه ارتباط بین بی‌ثباتی‌های چندین بازار کاربرد مناسبی دارند.

برای توضیح مدل‌های MGARCH بردار فرآیند تصادفی (یا متغیرهای وابسته) $\{y_t\}$ با ابعاد $N \times 1$ را در نظر بگیرید. به‌طور معمول فرض می‌شود که امگا (که با Ω_{t-1} نشان داده می‌شود) به‌وسیله اطلاعات گذشته تا زمان *t-1* ایجاد شده باشد. بردار پارامترها را با θ مشخص می‌کنیم و می‌توانیم معادله زیر را در نظر بگیریم:

$$y_t = \mu_t(\theta) + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن $\mu_t(\theta)$ بردار متغیرهای مستقل است و می‌تواند شامل وقفه‌های y_t نیز باشد. در اصطلاح $\mu_t(\theta)$ را بردار میانگین شرطی نیز می‌گویند و:

1- Engle
2- Bollerslev

www.SID.ir

Archive of SID

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2}(\theta) z_t \qquad (۲)$$

H_t ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی است و بنابراین، $H_t^{1/2}(\theta)$ یک ماتریس معین مثبت با ابعاد $N \times N$ خواهد بود. همچنین فرض می‌شود که بردار تصادفی z_t با ابعاد $N \times 1$ دارای گشتاورهای مرتبه اول و دوم زیر است:

$$E(z_t) = 0 \quad , \quad Var(z_t) = I_N \qquad (۳)$$

I_N ماتریس واحد از مرتبه N است. برای توضیح در مورد $H_t^{1/2}$ ماتریس کوواریانس شرطی y_t به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\begin{aligned} Var(y_t / \Omega_{t-1}) &= Var_{t-1}(y_t) = Var_{t-1}(\varepsilon_t) \\ &= H_t^{1/2} Var_{t-1}(z_t)(H_t^{1/2})' \\ &= H_t \end{aligned} \qquad (۴)$$

بنابراین، $H_t^{1/2}$ ماتریس معین مثبت $N \times N$ است، به نحوی که H_t ماتریس کوواریانس شرطی y_t باشد. هم H_t (ماتریس کوواریانس شرطی) و هم μ_t (میانگین شرطی) تابعی از بردار پارامتر ناشناخته θ هستند. در اغلب موارد θ به دو بخش مجزا تقسیم می‌شود، یک بخش برای μ_t و یک بخش برای H_t. باید توجه کرد که اگرچه پارامترهای GARCH، میانگین شرطی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد، با این حال، پارامترهای میانگین شرطی از طریق پسماندها در تصریح واریانس شرطی وارد می‌شود. غالباً μ_t را به صورت تابعی از مقادیر گذشته از طریق نمایش خودرگرسیون میانگین متحرک برداری[1] (VARMA) برای سطح y_t تصریح می‌کنند.

مسأله عمده در تخمین مدل‌های MGARCH تعداد پارامترهای مدل است که باید برآورد شوند و همچنین اطمینان از مثبت معین بودن ماتریس کوواریانس شرطی H_t است. بعد از معرفی مدل‌های ARCH چندمتغیره توسط کرافت و انگل[2] (۱۹۸۲)، مطالعات بسیاری به ارایه تصریح‌های مدل مختلف و بنابراین، تصریح‌های مختلف برای H_t پرداختند تا مشکلات تخمین را مرتفع کنند. در یک تقسیم‌بندی کلی، سه رویکرد عمده برای ساخت مدل‌های MGARCH می‌توان در نظر گرفت که در جدول شماره ۱، آمده است (باونز و همکاران، ۲۰۰۶).

1- Vectorial Autoregressive Moving Average (VARMA)
2- Kraft and Engle

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱- انواع مدل‌های قارچ چندمتغیره (MGARCH)*

تعمیم مستقیم مدل‌های GARCH تک‌متغیره بولرسلف (۱۹۸۶)	ترکیب خطی مدل‌های GARCH تک‌متغیره	ترکیب غیرخطی مدل‌های GARCH تک‌متغیره
• VEC • BEKK • Factor Models • Flexible MGARCH • Riskmetrics • Full Factor GARCH Models	• Generalized Orthogonal Models (O-GARCH, GO-GARCH) • Latent Factor	• CCC (Constant Conditional Correlation Model) • DCC (Dynamic Conditional Correlation Model) • GDC (General Dynamic Covariance Model) • Copula-Garch Models

مأخذ: باونز و همکاران، ۲۰۰۶.

در ادامه، برای رعایت اختصار و متناسب با موضوع تحقیق به معرفی مدل‌های CCC و DCC (مدل‌های همبستگی شرطی) می‌پردازیم.

۲-۲- مدل‌های همبستگی شرطی

مدل‌های همبستگی شرطی در واقع، به‌عنوان ترکیبات غیرخطی از مدل‌های GARCH تک‌متغیره هستند. این مدل‌ها اجازه می‌دهند که در یک سو، واریانس شرطی و در سوی دیگر، ماتریس همبستگی شرطی به صورت جداگانه تصریح شوند. ماتریس واریانس شرطی (H_t) این گروه از مدل‌ها از طریق فرآیند سلسله مراتبی تصریح می‌شود، به نحوی که نخست یک معادله میانگین که می‌تواند به صورت مدل ARMA باشد، برای هر سری بازدهی برآورد می‌شود تا از پسماندهای حاصل از آن (این پسماندها را در اصطلاح سری بازدهی با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس H_t می‌نامند) یک مدل از نوع GARCH تک‌متغیره برای واریانس شرطی همه دارایی‌ها انتخاب و سپس، مبتنی‌بر واریانس شرطی مرحله اول، ماتریس همبستگی شرطی پویا مدل‌سازی می‌شود.

بولرسلف (۱۹۹۰)، یک گونه از مدل‌های MGARCH را معرفی می‌کند که همبستگی‌های شرطی ثابت بوده (مدل CCC[1]) و بنابراین، کوواریانس‌های شرطی نسبتی از حاصل‌ضرب انحراف معیارهای شرطی متناظر است. این محدودیت تعداد پارامترهای ناشناخته را به‌شدت

---

* برای مطالعه بیشتر در مورد مدل‌های بیان شده ر.ک به مقاله: Bauwens, Laurent, and Rombouts, 2006.

1- Constant Conditional Correlation (CCC) Model

www.SID.ir

Archive of SID

کاهش می‌دهد و بنابراین، تخمین آن ساده است. در مدل CCC ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H_t = D_t R D_t = (\rho_{ij}\sqrt{h_{iit}h_{jjt}}) \qquad (۵)$$

که در آن

$$D_t = diag(h_{11t}^{1/2} \ldots . h_{NNt}^{1/2}) \qquad (۶)$$

D_t یک ماتریس قطری است که iامین مؤلفه روی قطر آن با انحراف معیار شرطی iامین دارایی ($h_{iit}^{1/2}$) متناظر است. h_{iit} می‌تواند به صورت هر مدل GARCH تک‌متغیره‌ای تعریف شود. نسخه اصلی مدل CCC دارای تصریح GARCH (1,1) برای هر واریانس شرطی در D_t است. به عبارت دیگر:

$$h_{iit} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{ii,t-1} \qquad i = 1, \ldots, N \qquad (۷)$$

$R = (\rho_{ij})$ یک ماتریس معین مثبت متقارن با $\rho_{ii} = 1$ به‌ازای هر i است. R ماتریسی است که شامل همبستگی‌های شرطی ثابت ρ_{ij} است.

این مدل CCC شامل $\frac{N(N+1)}{2}$ پارامتر است. H_t معین مثبت خواهد بود اگر و تنها اگر تمام N واریانس شرطی مثبت و R معین مثبت باشد.

ثابت بودن همبستگی‌های شرطی ممکن است غیرواقعی به نظر برسد. کریستودولاکیس و ساشل[1] (۲۰۰۲)، انگل (۲۰۰۲) و سه و سویی[2] (۲۰۰۲)، حالت تعمیم‌یافته مدل CCC را از طریق وابسته کردن ماتریس همبستگی شرطی به زمان پیشنهاد کرده‌اند. این مدل با عنوان مدل همبستگی شرطی پویا[3] (DCC) شناخته می‌شود. این مدل مشکل اضافی دیگری نسبت به مدل CCC دارد؛ به این صورت که ماتریس همبستگی شرطی وابسته به زمان باید برای هر لحظه از زمان t معین مثبت باشد. در ادامه، برای رعایت اختصار تنها به معرفی مدل DCC پیشنهاد شده توسط انگل (۲۰۰۲) می‌پردازیم.

1- Christodoulakis and Satchell
2- Tse and Tsui
3- Dynamic Conditional Correlation (DCC) Model

www.SID.ir

Archive of SID

در مدل DCC ارایه شده توسط انگل (۲۰۰۲) که به‌اختصار به صورت $DCC_E(1,1)$ نشان داده می‌شود، ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی (H_t) را می‌توان به صورت زیر تجزیه کرد:

$$H_t = D_t R_t D_t \qquad (۸)$$

تعریف D_t مانند رابطه (۶) بوده و R_t ماتریس همبستگی متغیر طی زمان است.

$$R_t = diag(q_{11,t}^{-1/2} \ldots q_{NN,t}^{-1/2}) Q_t diag(q_{11,t}^{-1/2} \ldots q_{NN,t}^{-1/2}) \qquad (۹)$$

Q_t ماتریس معین مثبت متقارن $N \times N$ است، به نحوی که

$$Q_t = (1-\alpha-\beta)\overline{Q} + \alpha u_{t-1} u'_{t-1} + \beta Q_{t-1} \qquad (۱۰)$$

$u_{it} = \varepsilon_{it} / \sqrt{h_{iit}}$ بوده و $\overline{Q}$ ماتریس واریانس غیرشرطی u_t با ابعاد $N \times N$ است. α و β نیز پارامترهای اسکالر غیرمنفی هستند که شرط $\alpha + \beta < 1$ را تأمین می‌کنند. محدودیت‌های بیان شده برای پارامترهای α و β تضمین می‌کند که Q_t معین مثبت باشد و این خود، شرط لازم و کافی برای معین مثبت بودن ماتریس R_t است (انگل و شپارد، ۲۰۰۱).

۲-۳- آزمون ثبات همبستگی شرطی

اگرچه ثابت بودن همبستگی‌های شرطی غیرواقعی به نظر می‌رسد، با این حال، برای حصول اطمینان از ثابت یا متغیر بودن ماتریس همبستگی شرطی باید آزمون‌های آماری لازم را انجام داد. در این ارتباط سه (۲۰۰۰)، آزمونی را برای همبستگی‌های ثابت پیشنهاد داده است. فرضیه صفر و فرضیه مقابل آزمون پیشنهاد شده توسط سه به صورت زیر بیان می‌شود که در آن واریانس‌های شرطی از مدل‌های نوع GARCH تبعیت می‌کنند:

$$H0:\ h_{ijt} = \rho_{ij}\sqrt{h_{iit}h_{jjt}} \quad \Rightarrow CCC\ Model$$

$$H1:\ h_{ijt} = \rho_{ijt}\sqrt{h_{iit}h_{jjt}}$$

این آزمون به‌عنوان آزمون ضریب لاگرانژ ($LM\ test$) شناخته شده که دارای توزیع مجانبی $\chi^2(N(N-1)/2)$ تحت فرضیه صفر است.

www.SID.ir

Archive of SID

برای فرضیه ثبات همبستگی شرطی آزمون دیگری توسط انگل و شپارد (۲۰۰۱)، پیشنهاد شده است که فرضیه صفر آن بیان‌کننده ثبات همبستگی است و فرضیه مقابل آن به پویا بودن همبستگی شرطی اشاره دارد.

$$H0:\ R_t = \overline{R} \Rightarrow CCC\ Model$$

$$H1:$$

$$vech(R_t) = vech(\overline{R}) + \beta_1 vech(R_{t-1}) + \beta_2 vech(R_{t-1}) + \ldots \beta_p vech(R_{t-1})$$

فرآیند انجام این آزمون به این صورت است که نخست مدل GARCH تک‌متغیره و پسماندهای استاندارد شده هر سری برآورد می‌شود. سپس، همبستگی بین این پسماندها برآورد و با استفاده از تجزیه مجذور ریشه متقارن[1] ماتریس همبستگی (R)، بردار پسماندهای تک‌متغیره استانداردسازی می‌شود. تحت فرضیه صفر ثابت بودن همبستگی، این پسماندها باید دارای توزیع یکنواخت و یکسان (iid) باشند. برای توضیح بیشتر می‌توان بردار خودرگرسیون تصنعی زیر را در نظر گرفت:

$$X_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \ldots + \beta_p X_{t-p} + u_t \qquad (۱۱)$$

که در آن، $X_t = vech^u(\hat{z}_t \hat{z}_t' - I_N)$ بوده و $vech^u$ شبیه عملگر بردار است با این تفاوت که این عملگر تنها مؤلفه‌های بالای قطر اصلی را انتخاب می‌کند. همچنین $\hat{z}_t = \hat{\overline{R}}^{-1/2} \hat{D}_t^{-1} \hat{\varepsilon}_t$ بردار $N \times 1$ پسماندهای استاندارد شده (تحت فرضیه صفر) بوده و $D_t = diag(h_{11t}^{1/2} \ldots . h_{NNt}^{1/2})$ است. بنابراین، بردار خودرگرسیون (۱۱) شامل رگرسیون ضرب‌های بیرونی[2] پسماندها روی مؤلفه ثابت و وقفه‌های ضرب‌های بیرونی است. تحت فرضیه صفر این آزمون، باید تمام بردار خودرگرسیون (۱۱) برابر با صفر باشد. به‌طور مجانبی آماره آزمون مربوط دارای توزیع $\chi^2_{(p+1)}$ است[3].

1- Symmetric Square Root Decomposition
2- Outer Products

۳- انگل و شپارد، ۲۰۰۱، ص ۱۰.

www.SID.ir

Archive of SID

۲-۴- پیشینه تجربی

مطالعات تجربی گسترده‌ای در خصوص بررسی رفتار و روابط بازدهی دارایی‌های مالی صورت گرفته است و هر یک، از جنبه‌های مختلف، بازارهای مالی را مورد مطالعه قرار داده‌اند[۱]. در خصوص تحقیقات انجام گرفته داخلی که نزدیک به موضوع مقاله حاضر است می‌توان به مطالعات قالیباف اصل (۱۳۸۱)، مهرآرا و عبدلی (۱۳۸۵)، صمدی و همکاران (۱۳۸۶)، واعظ برزانی و همکاران (۱۳۸۸)، پاکیزه (۱۳۸۹)، حیدری و ملابهرامی (۱۳۸۹)، کشاورز حداد و بابایی (۱۳۹۰)، ابونوری و عبداللهی (۱۳۹۰)، بیدگلی و خان‌احمدی (۱۳۹۱) و کریم‌زاده و همکاران (۱۳۹۱) اشاره کرد. تفاوت عمده مطالعه حاضر با مطالعات یادشده را می‌توان در تکنیک به کار گرفته شده به‌منظور مطالعه روابط بین بازارها و دوره زمانی تحقیق بیان کرد. این مطالعه دوره زمانی خاصی از اقتصاد کشور را بررسی کرده که در آن، نوسانات بی‌سابقه‌ای در بازار ارز، طلا و بازار سهام رخ داده است. در بین مطالعات خارجی نیز مطالعات انجام گرفته توسط این و شیم[۲] (۱۹۸۹)، مالیاریس و اوروتیا (۱۹۹۲)[۳]، بکر و همکاران[۴] (۱۹۹۲)، مک‌کارتی و ناجاند (۱۹۹۵)[۵]، کاناس[۶] (۱۹۹۸) چو و همکاران[۷] (۱۹۹۹)، ورسینگتون و هیگز[۸] (۲۰۰۴)، لی[۹] (۲۰۰۷)، برنهارت و و همکاران[۱۰] (۲۰۰۹)، خلیفه و همکاران[۱۱] (۲۰۱۲) و بوبکر و غایر[۱۲] (۲۰۱۳) را می‌توان نام برد.

۳- معرفی متغیرهای تحقیق

در تحقیق حاضر از داده‌های روزانه نرخ ارز غیررسمی (نرخ دلار در بازار آزاد)، قیمت سکه (تمام بهار آزادی) و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX) استفاده شده است. بازده روزانه (درصد) متغیرهای مورد نظر را می‌توان به این صورت تعریف کرد:

۱- با توجه به حجم مقاله، برای رعایت اختصار تنها به معرفی نام نویسندگان مقاله‌ها اکتفا شده است.

2- Eun and Shim
3- Malliaris and Urrutia
4- Becker et al
5- McCarthy and Najand
6- Kanas
7- Chou et al
8- Worthington and Higgs
9- Li
10- Bernhart et al
11- Khalifa et al
12- Boubaker and Sghaier

www.SID.ir

Archive of SID

$$y_t = 100[\log(p_t) - \log(p_{t-1})] \qquad (۱۲)$$

که در آن، P_t قیمت (یا مقدار شاخص) در زمان t است. داده‌های مورد نظر از بانک مرکزی و سایت بورس اوراق بهادار تهران گردآوری شده است. دوره زمانی تحقیق از ۱ مرداد ۱۳۹۰ تا ۳۱ شهریور ۱۳۹۲ (شامل ۵۱۸ مشاهده) بوده و مبنای انتخاب دوره زمانی یادشده شروع جهش نرخ ارز در ایران بوده که تقریباً مصادف با تشدید تحریم‌های بین‌المللی علیه ایران است.

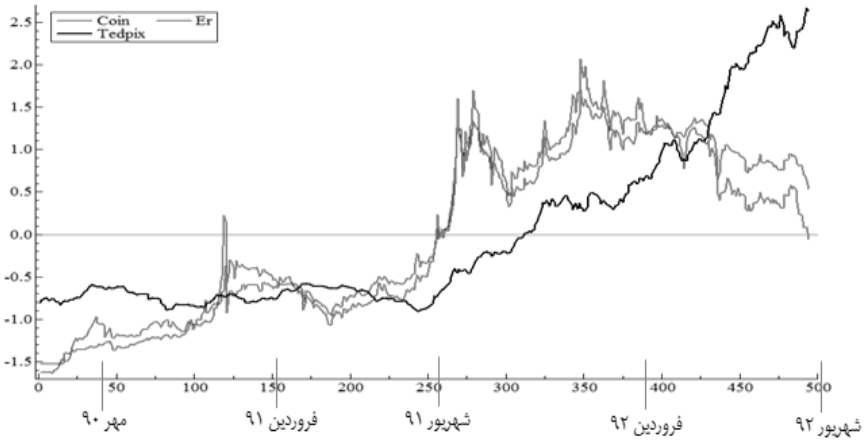
نمودار شماره ۱، روند سری زمانی متغیرهای نرخ ارز (Er)، قیمت سکه (Coin) و شاخص قیمت بازار سهام (Tepix) را نشان می‌دهد. چنانکه در نمودار قابل مشاهده است، نرخ ارز و قیمت سکه تقریباً از روند مشابهی برخوردار بوده و همبستگی بسیار بالایی را نشان می‌دهند[1]. در سال ۱۳۹۰، در نتیجه تحولات بازار جهانی طلا، تحولات اقتصاد کلان کشور و مسایل سیاسی مانند تشدید تحریم‌ها علیه ایران، بازار سکه و ارز به‌شدت ملتهب شد. زمزمه‌های تشدید تحریم‌های بین‌المللی علیه ایران از اواسط سال ۱۳۹۰، آغاز تحریم بانک مرکزی توسط آمریکا در دی ۱۳۹۰و تصویب تحریم خرید نفت از ایران توسط اتحادیه اروپا در بهمن ۱۳۹۰ موجب افزایش پرشتاب تقاضای سکه و ارز شد، به نحوی که قیمت سکه تمام بهار آزادی از ۴۳۱۶۷۰۰ ریال در اول مرداد ۱۳۹۰ به مبلغ ۱۰۱۶۰۰۰۰ ریال در سوم بهمن ۱۳۹۰ رسید (رشد ۱۳۵ درصدی). طی همین دوره ارزش هر دلار از ۱۰۵۹۷ ریال به ۲۱۰۰۰ ریال افزایش یافت.

۱- با توجه به همبستگی بسیار بالای مشاهده شده در روند نرخ ارز و سکه طلا، مدل اصلی تحقیق یک بار برای بازده متغیرهای ارز، شاخص سهام و سکه طلا و بار دوم برای بازده متغیرهای قیمت جهانی طلا، ارز و شاخص سهام برآورد و در جدول شماره ۴، نتایج مربوط گزارش شده است. بدین ترتیب بررسی دلالت‌های نتایج مطالعه بر بهینه‌سازی سبد دارایی می‌تواند با دقت بیشتری مورد بررسی قرار گیرد.

www.SID.ir

Archive of SID

نمودار ۱*- روند سری زمانی متغیرهای نرخ ارز (Er)، قیمت سکه (Coin) و شاخص قیمت بازار سهام (Tepix)



در چنین شرایطی بانک مرکزی ضمن تداوم عرضه سکه از طریق بانک کارگشایی، به پیش‌فروش سکه از طریق بانک ملی اقدام کرد. نتیجه این اقدام، به همراه ابلاغ اصلاحیه مجموعه سیاست‌های پولی، اعتباری و نظارتی بانک مرکزی و همچنین برقراری ثبات نسبی در بازار ارز موجب شد تا قیمت طلا و سکه و ارز روند نسبتاً کاهشی را تا اواخر اردیبهشت ۱۳۹۱ تجربه کند، به نحوی که قیمت سکه به مبلغ ۶۰۷۰۰۰۰ ریال و نرخ ارز به ۱۵۹۰۵ ریال در ۲۴ اردیبهشت ۱۳۹۱ کاهش یافت. در تیر ۱۳۹۱ تحریم بخش نفت ایران توسط اروپا اجرایی و در ۱۰ مرداد ۱۳۹۱، گسترش تحریم‌های نفتی ایران توسط آمریکا تصویب شد. این وضعیت بهانه‌ای شد تا نرخ ارز و قیمت سکه دوباره روند صعودی به خود بگیرند.

کاهش قابل توجه درآمدهای ارزی کشور، افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در نتیجه اجرای هدفمندسازی یارانه‌ها (که از نیمه دوم سال ۱۳۸۹ به اجرا درآمد) به همراه آثار رشد مداوم و بالای نقدینگی طی سالیان گذشته بر کاهش ارزش پول ملی و همچنین انگیزه‌های سفته‌بازی در بازار ارز و طلا دوباره به هجوم نقدینگی به سوی بازار ارز و طلا منجر شد. نتیجه این تحولات رشد بسیار زیاد قیمت سکه، طلا و ارز در کشور بود، به نحوی که قیمت سکه و ارز در تاریخ ۱۱ مهر ۱۳۹۱ به ترتیب به مبلغ ۱۴۱۸۳۳۰۰ ریال و ۳۸۸۵۷ ریال رسید. به دنبال آغاز به کار مرکز مبادلات ارزی

---

* نمودار برای داده‌های استاندارد شده رسم شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

در مهر ۱۳۹۱ و اقدام‌های انجام گرفته در خصوص کنترل فعالیت‌های سفته‌بازها، نرخ ارز و به همراه آن قیمت سکه روند کاهشی را تا آذر ۱۳۹۱ از خود نشان دادند. در ادامه، عملکرد نیروهای عرضه و تقاضا در بازار ارز و سکه دوباره موجب افزایش نرخ ارز و سکه شد، به نحوی که در اواسط بهمن ۱۳۹۱ نرخ ارز تا مرز ۴۰۰۰۰ ریال و قیمت سکه طلا تا ۱۶۰۰۰۰۰۰ ریال افزایش یافت. روند دو متغیر یادشده بعد از نیمه بهمن نزولی شد که تا اواخر شهریور ۱۳۹۲ ادامه داشت.

به‌طور مشخص تعدیل انتظارات مردم در خصوص وضعیت اقتصادی کشور بعد از انتخابات، خوش‌بینی نسبت به روند مذاکرات هسته‌ای، خروج سفته‌بازها از بازار ارز و سکه و به دنبال آن بیشتر شدن جذابیت بورس برای سرمایه‌گذاران را می‌توان از جمله عواملی دانست که ثبات نسبی در بازار ارز و سکه را در تابستان ۱۳۹۲ به‌وجود آورد.

در مورد شاخص قیمت بازار سهام در دوره مورد مطالعه نیز باید بیان کرد که روند این متغیر تا شهریور ۱۳۹۱ نسبتاً ثابت بوده و نوسانات مقطعی را تجربه کرده است (نمودار شماره ۱). مقدار شاخص قیمت در اول مرداد ۱۳۹۰ برابر با ۲۴۸۰۹ واحد بوده و در اوایل شهریور ۱۳۹۱ به رقم ۲۴۳۳۹ واحد رسیده که تقریباً بدون تغییر بوده است. از نیمه اول شهریور ۱۳۹۱ روند افزایش شاخص قیمت آغاز شده است. برای افرادی که به دلیل بروز شرایطی مانند تورم بالا و نامساعد بودن انتظارات نسبت به وضعیت اقتصادی کشور درصدد تبدیل سرمایه‌های نقدی خود به دارایی‌های مطمئن بودند، سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار به‌عنوان گزینه مناسب پیش روی آنها قرار داشت.

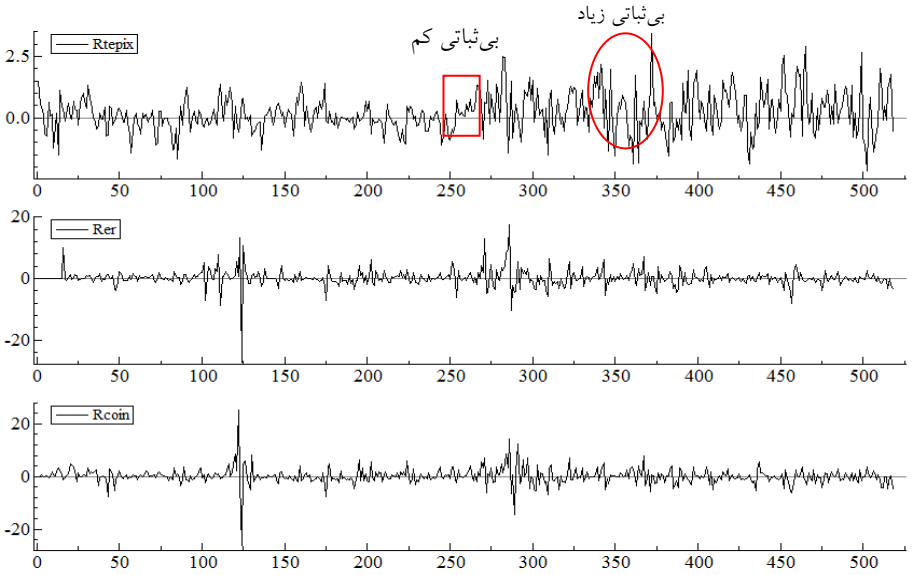
روند افزایشی ملایم شاخص‌های بورس در سال‌های گذشته و از سوی دیگر، نوسانات زیاد در بازار ارز و طلا موجب شد تا در نهایت، سرمایه‌گذاران به بازار سهام کشور روی بیاورند. افزایش اقبال سرمایه‌گذاران به بورس که تا حدی ناشی از اعتماد آنها به این بازار بود، موجب رکوردشکنی‌های پی‌درپی شاخص‌های بورس تا آخر شهریور ۱۳۹۲ (پایان دوره مورد مطالعه در تحقیق حاضر) شد. مقدار شاخص قیمت بورس تهران از رقم ۲۴۶۴۹ واحد در تاریخ ۶ شهریور ۱۳۹۱ به رقم قابل ملاحظه ۶۱۷۰۷ واحد در ۳۱ شهریور ۱۳۹۲ افزایش یافته که بیان‌کننده بازده در حدود ۱۵۰ درصد طی تقریباً یک سال است. بررسی مقادیر شاخص قیمت بورس تهران، نرخ ارز و قیمت سکه در طول دوره مورد مطالعه (اول مرداد ۱۳۹۰ تا ۳۱ شهریور ۱۳۹۲) به ترتیب بیان‌کننده بازده ۱۴۸، ۱۷۵ و ۱۱۵ درصد برای متغیرهای یادشده است.

www.SID.ir

Archive of SID

بررسی روند بازده متغیرهای نرخ ارز، شاخص قیمت بازار سهام و سکه طلا در نمودار شماره ۲، به‌طور شهودی وجود پدیده نوسانات خوشه‌ای را در هر سه سری نشان می‌دهد، به‌طوری که نوسانات کم به همراه هم و نوسانات زیاد به دنبال یکدیگر رخ داده است. چنین وضعیتی می‌تواند نشانه‌ای از وجود آثار ARCH در سری‌های مورد نظر باشد.

نمودار ۲- روند بازده (درصد) روزانه نرخ ارز، شاخص قیمت و سکه طلا (۹۰/۰۵/۰۱-۹۲/۰۶/۳۱)



در جدول شماره ۲، برخی از آماره‌های توصیفی مهم سری بازده روزانه متغیرهای نرخ ارز (Rer)، شاخص قیمت بازار سهام (Rtepix) و سکه طلا (Rcoin) گزارش شده است. براساس اطلاعات این جدول طی دوره مورد مطالعه، میانگین بازدهی روزانه نرخ ارز، شاخص قیمت و سکه طلا به ترتیب حدود ۰/۰۲، ۰/۱۵ و ۰/۱۹ درصد بوده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲- آماره‌های توصیفی برای توزیع‌های بازده روزانه نرخ ارز، شاخص قیمت بازار سهام و سکه طلا

آماره‌های توصیفی	Rtepix	Rcoin	Rer
میانگین بازدهی روزانه	۰/۱۷۶	۰/۱۴۸	۰/۱۹۵
میانه	۰/۱۰۵	-۰/۰۱۲	۰/۰۴۷
حداکثر	۳/۴۴	۲۵/۱۵۹	۱۷/۵۵۸
حداقل	-۲/۱۴۸	-۲۶/۲۸۶	-۲۷/۱۹۳
انحراف معیار	۰/۷۹۶	۳/۰۲۴	۲/۷۴۳
ضریب چولگی	۰/۴۲۵	۰/۹۱۷	-۰/۸۹۲
ضریب کشیدگی	۳/۸۴۴	۲۴/۵۲۸	۲۷/۴۷۴
آماره *Jarque-Bera*	۳۱/۰۱ (۰/۰۰۰)	۱۰۰۰۳/۵۲ (۰/۰۰۰)	۱۲۹۹۶/۷۶ (۰/۰۰۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق.

بررسی ضریب چولگی[1] و کشیدگی[2] توزیع غیرشرطی سری بازدهی‌های مورد نظر حکایت از از تفاوت فاحش توزیع هر سه سری از توزیع نرمال دارد. نتیجه آماره آزمون جارک ـ برا[3] برای هر هر سه سری نیز تأییدی بر این مطلب بوده، به‌طوری که فرضیه صفر نرمال بودن توزیع بازدهی در هر سه سری مورد مطالعه در سطح معناداری ۱ درصد رد شده است. مقادیر ضریب چولگی حکایت از عدم تقارن در توزیع بازدهی سری‌های مورد مطالعه دارد و براساس مقادیر ضریب کشیدگی محاسبه شده نیز توزیع‌های مورد نظر اوج بلندتری نسبت به توزیع نرمال دارند. این وضعیت که به‌منزله پهن بودن دنباله توزیع بازدهی سری‌های مورد مطالعه است، می‌تواند بیان‌کننده وجود بدبینی‌ها و خوش‌بینی‌های بیش از حدی باشد که سرمایه‌گذاران در هر سه بازار از خود نشان داده‌اند و موجب حرکات غیرعادی و دور از انتظار در بازده بازارهای سهام، ارز و سکه شده است.

جدول شماره ۳، ماتریس همبستگی غیرشرطی محاسبه شده برای سری بازدهی‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد. براساس جدول شماره ۳، همبستگی غیرشرطی بین بازده بورس و بازده سکه مثبت و بسیار اندک و در مقابل، همبستگی بازده بورس با بازده قیمت جهانی طلا برابر با منفی ۰/۰۶ بوده است. همچنین همبستگی بین بازده بورس و بازده نرخ ارز منفی است. همبستگی

1- Skewness Coefficient
2- Kurtosis Coefficient
3- Jarque-Bera

www.SID.ir

Archive of SID

غیرشرطی بین بازده سکه و بازده نرخ ارز مثبت و نسبتاً بالاست که براساس نمودار روند قیمت سکه و ارز دور از انتظار نیست. قابل توجه آنکه در دوره مورد مطالعه همبستگی بین بازده سکه با بازده قیمت جهانی طلا حدود ۰/۱۴ بوده و بسیار کمتر از همبستگی بین بازده سکه با بازده نرخ ارز است. البته باید توجه شود که این تحلیل بسیار ساده است و در تفسیر آن باید دقت کرد. در ادامه به‌منظور بررسی دقیق‌تر همبستگی بین بازده نرخ ارز، سهام، قیمت جهانی طلا و سکه نتایج مدل همبستگی شرطی ارایه می‌شود.

جدول ۳- همبستگی غیرشرطی بازدهی‌های روزانه نرخ ارز، شاخص قیمت بازار سهام و سکه طلا

همبستگی غیرشرطی	Rtepix	Rcoin	Rer	Rgold
Rtepix	۱/۰۰۰	۰/۰۰۳۶	-۰/۰۳۵	-۰/۰۵۹
Rcoin	۰/۰۰۳۶	۱/۰۰۰	۰/۶۹۷	۰/۱۴۲
Rer	-۰/۰۳۵	۰/۶۹۷	۱/۰۰۰	-۰/۰۰۱
Rgold	-۰/۰۵۹	۰/۱۴۲	-۰/۰۰۱	۱/۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق.

۴- تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق

چنانکه در بخش مبانی نظری تحقیق اشاره شد، تخمین مدل‌های همبستگی شرطی در دو مرحله صورت می‌گیرد، به نحوی که نخست یک مدل از نوع GARCH برای واریانس شرطی انتخاب و سپس، مبتنی‌بر واریانس شرطی مرحله اول، ماتریس همبستگی شرطی برآورد می‌شود. همچنین برای انتخاب از بین دو مدل همبستگی شرطی CCC و DCC دو آزمون معرفی شد که باید براساس نتایج آنها نسبت به انتخاب مدل مناسب اقدام شود.

نتایج برآورد پارامترهای مدل GARCH تک‌متغیره و آزمون ثبات همبستگی در قالب ۲ مدل در جدول شماره ۴، ارایه شده است. مدل شماره ۱، شامل متغیرهای بازدهی نرخ ارز، سهام و سکه بوده و مدل شماره ۲، دربرگیرنده متغیرهای بازدهی نرخ ارز، سهام و قیمت جهانی طلا است. نتایج آزمون ثبات همبستگی شرطی و در نهایت، نتایج برآورد پارامترهای مدل DCC در جدول شماره ۴، ارایه شده است[۱].

۱- بر اساس معیارهای اطلاعاتی و با توجه به معناداری ضرایب، برای معادله میانگین در مدل شماره ۱، فرآیند *ARMA(1,1)* و در مدل شماره ۲، فرآیند *AR(1)* انتخاب و در نهایت، برای معادله واریانس در هر دو مدل

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴- نتایج برآورد مدل DCC، CCC و آزمون ثبات همبستگی

مدل (۱)	Rer	Rcoin	Rtepix	DCC-GARCH
ARCH (α)	۰/۷۴۲ (۳/۳۴)*	۰/۳۹۴ (۳/۴۴)	۰/۰۷۵ (۲/۲۳)	*alpha*=۰/۰۵۶ (۲/۵۴)
GARCH (β)	۰/۲۱۵ (۳/۴۳)	۰/۵۴۷ (۱۰/۵۶)	۰/۹۱۷ (۱۶/۰۹)	*beta*=۰/۸۹۸ (۲۰/۷۹)
LM Test for Constant Correlation of Tse (2000) = ۴۶/۵۹ *P-value:* (۰/۰۰۰)				
Engle and Sheppard (2001) Test for Dynamic Correlation = ۲۳/۳۱ *P-value:* (۰/۰۰۰)				
مدل (۲)	Rer	Rgold	Rtepix	CCC-GARCH
ARCH (α)	۰/۱۷۱ (۲/۵۴)	۰/۰۲۷ (۲/۰۵)	۰/۰۶۱ (۱/۸۸)	Rer-Rtepix= -۰/۰۴۹
GARCH (β)	۰/۸۰۲ (۱۲/۹۵)	۰/۹۶۴ (۷۷/۲۱)	۰/۹۲۴ (۲۱/۵۰)	Rer-Rgold= -۰/۰۰۳ Rgold-Rtepix= -۰/۰۵۱
LM Test for Constant Correlation of Tse (2000) = ۵/۱۹ *P-value:* (۰/۱۵۸)				
Engle and Sheppard (2001) Test for Dynamic Correlation = ۸/۳۶ *P-value:* (۰/۲۱۳)				

*اعداد داخل پرانتز بیان‌کننده آماره t است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

نتایج برآورد مدل *GARCH (1, 1)* در مدل (۱) و مدل (۲) حاکی از این است که پارامترهای α و β غیرمنفی بوده و شرط $\alpha + \beta < 1$ را نیز تأمین می‌کنند. همچنین نتایج آزمون ثبات همبستگی با استفاده از آزمون‌های پیشنهادی تیسوی (۲۰۰۰) و انگل و شپارد (۲۰۰۱) بیان‌کننده رد فرضیه صفر مبنی‌بر ثابت بودن همبستگی شرطی طی زمان در مدل (۱) است و بنابراین، توصیه به استفاده از مدلی دارد که همبستگی‌های شرطی را طی زمان به صورت متغیر در نظر می‌گیرد. براساس این، در جدول شماره ۴، نتایج برآورد پارامترهای مدل DCC برای مدل (۱) گزارش شده است. در مقابل، نتایج آزمون ثبات همبستگی در مدل (۲) حاکی از عدم رد فرضیه صفر مبنی‌بر ثابت بودن ماتریس همبستگی شرطی بوده و بنابراین، نتایج مدل CCC برای مدل (۲) که بیان‌کننده همبستگی‌های شرطی ثابت بوده، گزارش شده است.

براساس نتایج حاصل از برآورد مدل DCC برای مدل (۱) ملاحظه می‌شود که پارامترهای آلفا (*alpha*) و بتا (*beta*) غیرمنفی بوده و مجموع آنها کوچک‌تر از یک است. شرایط بیان شده برای پارامترهای برآورد شده آلفا و بتا تضمین می‌کند که ماتریس همبستگی شرطی (ماتریس

فرآیند *GARCH(1,1)* انتخاب و برآورد شده است. همچنین خاطرنشان می‌شود که حجم نمونه در مدل شماره ۱، برابر با ۵۱۸ مشاهده و در مدل شماره ۲، برابر با ۳۱۱ مشاهده است.

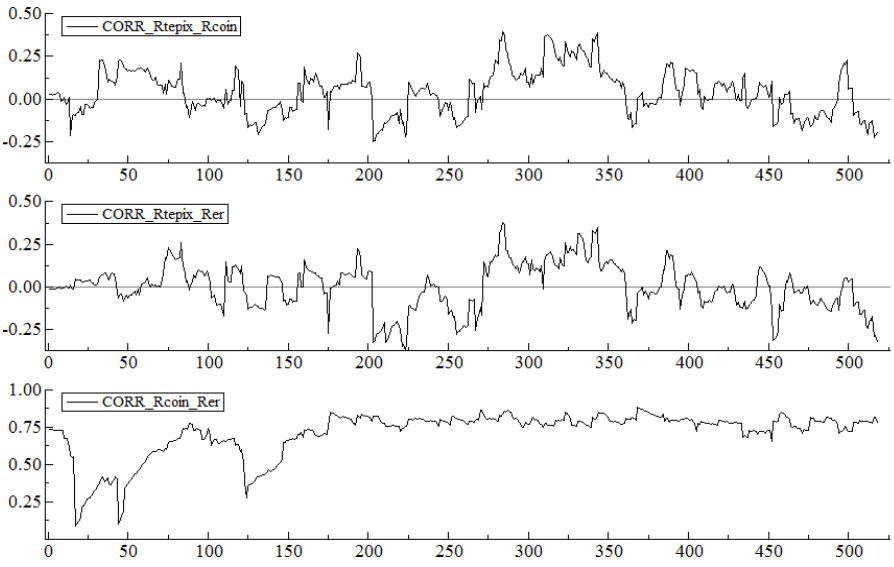
www.SID.ir

Archive of SID

شده دوره قبلی بر همبستگی شرطی دوره جاری است. مثبت بودن این پارامتر دلالت بر این دارد که به دنبال بروز شوک در سری بازدهی‌ها افزایش در همبستگی شرطی برای دوره بعدی را می‌توان انتظار داشت. پارامتر بتا (*beta*) در مدل DCC نیز بیان‌کننده اثر همبستگی شرطی دوره قبل بر همبستگی شرطی دوره جاری است. هرچه این پارامتر بزرگ‌تر و به عدد ۱ نزدیک‌تر باشد، انتظار می‌رود که برای هر جفت از همبستگی‌های محاسبه شده، همبستگی‌های شرطی دوره جاری نزدیک به همبستگی شرطی دوره قبل باشد.

نتایج حاصل از برآورد CCC برای مدل (۲) نیز بیان‌کننده این است که مقدار همبستگی شرطی ثابت برآورد شده بین بازدهی نرخ ارز با بازدهی شاخص سهام و بازدهی قیمت جهانی طلا به ترتیب برابر با منفی ۰/۰۴۹ و منفی ۰/۰۰۳ بوده است. همچنین همبستگی شرطی ثابت بین بازدهی شاخص سهام و بازدهی قیمت جهانی طلا برابر با منفی ۰/۰۵۱ برآورد شده است. در ارتباط با نتایج همبستگی شرطی پویا برآورد شده برای مدل (۱) باید اشاره کرد که غالباً از نمودار همبستگی‌های شرطی برآورد شده بین متغیرهای مورد نظر برای ارایه تفسیر از نتایج برآورد مدل DCC استفاده می‌شود. به همین منظور نمودار شماره ۳ که دربرگیرنده روند همبستگی شرطی پویا بین بازده روزانه نرخ ارز، شاخص قیمت بازار سهام و سکه طلا است، در ادامه ارایه می‌شود.

نمودار ۳- روند همبستگی شرطی پویا بین بازده روزانه نرخ ارز، شاخص قیمت بورس و سکه طلا



www.SID.ir

Archive of SID

همبستگی شرطی بین بازده نرخ ارز (Rer) و بازده قیمت سکه طلا (Rcoin) تا اوایل سال ۱۳۹۱ بین صفر تا ۰/۸۵ و با نوسان زیاد همراه بوده است. از اردیبهشت ۱۳۹۱ همبستگی بین Rer و Rcoin بسیار بالا بوده، به نحوی که میانگین همبستگی شرطی حدود ۰/۸ است. بررسی همبستگی شرطی بین شاخص قیمت بورس (Rtepix) با نرخ ارز و سکه نیز بیان‌کننده وجود دو نکته اساسی است؛ ۱- به دلیل وجود همبستگی بسیار بالا در روند سری نرخ ارز و قیمت سکه، همبستگی شرطی بین Rtepix با Rer و Rtepix با Rcoin، به‌خصوص از اسفند ۱۳۹۰ تا شهریور ۱۳۹۲دارای روند مشابهی بوده است، به نحوی که ضریب همبستگی محاسبه شده بین دو سری همبستگی شرطی Rtepix با Rer و Rtepix با Rcoin برابر با ۰/۹ به‌دست آمد. ۲- این همبستگی شرطی بسیار نوسانی بوده و در برخی دوره‌ها مثبت و در برخی دیگر از دوره‌ها منفی است، به صورتی که در حدود ۲۴۰ روز از کل دوره زمانی مورد مطالعه (۵۱۸ روز) همبستگی منفی بین بازدهی بورس با بازدهی نرخ ارز و سکه وجود داشته است. همچنین بزرگ‌ترین میزان همبستگی شرطی مثبت و منفی بین متغیرهای یادشده به ترتیب حدود ۰/۴+ و ۰/۳۷- محاسبه شده است.

دلالت این نتیجه برای سرمایه‌گذاران در خصوص تخصیص سبد دارایی بین دارایی‌های مورد نظر را می‌توان به این صورت بیان کرد که وجود همبستگی بسیار بالا بین سکه و نرخ ارز در عمل می‌تواند منافع حاصل از تنوع بخشی را تا حدی خنثی کند. در مقابل، همبستگی پایین بین شاخص قیمت بورس با نرخ ارز و سکه موجب می‌شود تا سرمایه‌گذاری در بورس به‌عنوان یک بدیل مناسب سرمایه‌گذاری در مقابل سکه و نرخ ارز قرار گیرد. از سوی دیگر، با توجه به همبستگی شرطی منفی محاسبه شده بین نرخ ارز، شاخص قیمت سهام و قیمت طلا و بنابراین، با جای‌گذاری طلا به‌جای سکه طلا در مقابل انتخاب‌های سرمایه‌گذاران، مطالعه نتایج بهینه‌سازی سبد دارایی می‌تواند برای سرمایه‌گذار نوعی قابل توجه باشد. برای بررسی بهتر موضوع می‌توان مسأله انتخاب سبد بهینه مارکوویتز[1] را برای استفاده از نتایج مدل DCC و مدل CCC به کار برد. مدل استاندارد مارکوویتز را برای سرمایه‌گذاری که درصدد حداقل‌سازی ریسک سبد دارایی خود است، می‌توان به این صورت در نظر گرفت:

1- Markowitz, 1952.

www.SID.ir

Archive of SID

$$\begin{aligned} \underset{w}{Min} \quad & w'Hw \\ S.t. \quad & w'1 = 1 \\ & w \geq 0 \end{aligned}$$

که در آن، w بردار وزن‌ها بوده (وزن هر دارایی در سبد بهینه) و H ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی حاصل از مدل DCC است. قیدها نیز بیان‌کننده این است که ۱- باید در سبد بهینه مجموع وزن دارایی‌های مختلف برابر با یک باشد و ۲- امکان فروش استقراضی وجود ندارد ($w \geq 0$). همچنین برای مقایسه می‌توان این مسأله را با استفاده از ماتریس واریانس-کوواریانس غیرشرطی حل کرد. نتیجه این امر امکان محاسبه وزن‌های تخصیص یافته برای دارایی‌های سکه طلا، نرخ ارز و شاخص بورس در سبد بهینه در دو حالت یادشده و همچنین مقایسه عملکرد دو سبد بهینه تشکیل یافته خواهد بود. این محاسبات در جدول شماره ۵، ارایه شده است.

جدول ۵- سبد دارایی بهینه متشکل از سکه طلا، نرخ ارز و شاخص بازار سهام

شرح	فرصت‌های سرمایه‌گذاری	سکه طلا	طلا	نرخ ارز	بازار سهام	بازده پرتفوی	انحراف معیار پرتفوی	معیار شارپ
سبد دارایی (۱)	وزن‌های بهینه براساس واریانس-کوواریانس غیرشرطی	۰/۰۲۱	-	۰/۰۷۷	۰/۹۰۲	۰/۱۸۷۲	۰/۵۷۰	۰/۳۲۸
سبد دارایی (۲)	وزن‌های بهینه براساس واریانس-کوواریانس شرطی (مدل DCC)	۰/۰۱۲	-	۰/۰۵۴	۰/۹۳۴	۰/۱۸۶۹	۰/۵۵۹	۰/۳۳۴
سبد دارایی (۳)	وزن‌های بهینه براساس واریانس-کوواریانس شرطی ثابت (CCC)	-	۰/۰۰۳	۰/۲۳۵	۰/۷۶۲	۰/۱۵۲۱	۰/۰۲۱	۷/۳۴۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

نتایج ساخت سبد دارایی بهینه نشان می‌دهد که سبد بهینه نهایی به‌دست آمده حاصل از دارایی‌های ارز، سهام و سکه (سبد دارایی ۱ و سبد دارایی ۲) برای یک سرمایه‌گذار نوعی براساس هر دو برآورد از ماتریس واریانس-کوواریانس تا حدودی ساختار مشابهی دارد، به‌طوری که میزان بازدهی کل و انحراف معیار هر دو سبد تقریباً برابر است. براساس هر دو روش سکه طلا کمترین وزن را در سبد بهینه دارد و سهم ارز در سبد بهینه اندکی بیشتر از سکه است. همان‌طور

www.SID.ir

Archive of SID

که در جدول شماره ۵، ملاحظه می‌شود، وزن هر دو دارایی یادشده در سبد تشکیل یافته براساس نتایج مدل DCC (سبد ۲) نسبت به سبد ساخته شده براساس واریانس-کوواریانس غیرشرطی (سبد ۱) کاهش یافته است. در مقابل، بیشترین سهم از سبد دارایی بهینه به شاخص بورس تخصیص یافته است، به نحوی که حدود ۹۰ درصد از سبد بهینه (۱) و ۹۳ درصد از سبد بهینه (۲) به سرمایه‌گذاری روی شاخص بورس اوراق بهادار اختصاص یافته است. وزن بهینه ارز در سبد دارایی (۳) که در آن طلا جایگزین سکه شده است، افزایش قابل توجهی نشان می‌دهد، به نحوی که سهم ارز در این سبد حدود ۲۳ درصد بوده است. سهم طلا در سبد بهینه (۳) برابر با ۰/۳ درصد و شاخص بورس با ۷۶/۲ درصد، همچنان بیشترین سهم سبد بهینه را به خود اختصاص داده است.

این نتایج با توجه به همبستگی پایین بازدهی شاخص بورس با بازدهی سکه طلا و ارز (نمودار شماره ۳)، همبستگی شرطی منفی بین شاخص بورس و نرخ ارز با قیمت طلا و همچنین نوسانات بسیار بالا در سری بازدهی سکه و ارز (نمودار شماره ۲) دور از انتظار نیست. به عبارت دیگر، از یک سو، برای سرمایه‌گذارانی که درصدد حداقل کردن ریسک سبد دارایی خود هستند، سرمایه‌گذاری روی گزینه‌هایی توصیه می‌شود که به نسبت بازدهی خود از بی‌ثباتی کمتر (یا ریسک کمتر) برخوردار باشند. از سوی دیگر، برای بهره‌مندی از منافع تنوع‌بخشی (که توصیه الگوی مارکوویتز است) حرکت به سمت سرمایه‌گذاری روی شاخص بورس که همبستگی پایینی با سکه و ارز دارد، مناسب خواهد بود.

برای مقایسه عملکرد سبدهای دارایی ساخته شده از معیار شارپ[1] استفاده شده است. ویلیام شارپ (۱۹۶۰)، نسبت بازدهی به انحراف معیار سبد دارایی را به‌عنوان معیاری برای ارزیابی عملکرد سبد دارایی معرفی کرده است. این معیار بازده به‌دست آمده به‌ازای هر واحد از ریسک را اندازه می‌گیرد و بنابراین، هرچه این معیار بزرگ‌تر باشد، عملکرد سبد دارایی نیز بهتر خواهد بود. براساس محاسبات مربوط به معیار شارپ در جدول شماره ۴، ملاحظه می‌شود که عملکرد سبد دارایی تشکیل یافته براساس نتایج مدل DCC (سبد ۲) نسبت به سبد ساخته شده براساس واریانس-کوواریانس غیرشرطی (سبد ۱) بهتر بوده است. همچنین با جایگزین کردن طلا با سکه و تشکیل سبد بهینه (۳) براساس ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی ثابت (مدل CCC)، معیار

1- Sharpe (William)

www.SID.ir

Archive of SID

شارپ محاسبه شده برابر با ۷/۳ شده و حاکی از این است که سبد دارایی متشکل از سهام، ارز و طلا عملکرد بهتری در مقایسه با سبد متشکل از سهام، ارز و سکه داشته است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی ساختار همبستگی داده‌های روزانه بازدهی نرخ ارز، شاخص بازار سهام و قیمت سکه طلا طی دوره زمانی ۱۳۹۰/۰۵/۰۱ تا ۱۳۹۲/۰۶/۳۱ است. دلیل انتخاب دوره یادشده، نوسانات چشمگیر به‌وجود آمده در بازار نرخ ارز، سکه و سهام بوده که نقطه شروع آن به‌طور ویژه از تابستان ۱۳۹۰ است. برای دستیابی به هدف مطالعه، نخست بررسی توصیفی از روند قیمت سکه، نرخ ارز و شاخص بازار سهام ارایه و سپس، همبستگی شرطی بین بازدهی دارایی‌های یادشده با استفاده از روش همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH) برآورد شد. نتایج مطالعه حاکی از وجود همبستگی شرطی بالا بین بازده نرخ ارز و سکه طلا و همچنین همبستگی شرطی پایین بین بازده شاخص بازار سهام با نرخ ارز و سکه طلا است. به دلیل همبستگی بسیار بالای محاسبه شده بین نرخ ارز و سکه طلا، در گام بعدی قیمت طلا جایگزین قیمت سکه طلا شده و پس از انجام آزمون ثبات همبستگی، با استفاده از مدل CCC همبستگی شرطی ثابت بین متغیرهای شاخص سهام، ارز و طلا محاسبه شده است. در نهایت، از نتایج مدل DCC و CCC برای ساخت سبد دارایی بهینه استفاده شده است. نتایج بهینه‌سازی سبد دارایی نیز نشان داد که برای سرمایه‌گذاری که به دنبال حداقل‌سازی ریسک است مناسب خواهد بود اگر سکه طلا کمترین وزن را در سبد بهینه داشته باشد و سهم ارز در سبد بهینه اندکی بیشتر از سکه باشد. در مقابل، بهتر است بیش از ۹۰ درصد منابع قابل سرمایه‌گذاری به سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار اختصاص بیابد. با جایگزین کردن طلا با سکه نیز مشخص شد که در این حالت وزن نرخ ارز در سبد بهینه به‌طور قابل ملاحظه‌ای افزایش یافته و از ۵ درصد به بیش از ۲۳ درصد رسیده است. به‌عنوان پیشنهاد برای مطالعات آتی می‌توان رویکرد مطالعه حاضر را روی شاخص‌های بخشی در بورس اوراق بهادار به کار برد و سپس، به حل مسأله بهینه‌سازی پرداخت. در این حالت می‌توان مشخص کرد که ۱- ساختار همبستگی بین شاخص‌های بخشی به چه صورتی است و ۲- تعیین کرد که اوزان بهینه بخش‌های مختلف در سبد نهایی به چه صورتی باید باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

الف- فارسی

ابونوری، ا و م، عبداللهی (۱۳۹۰)، *ارتباط بازارهای سهام ایران، آمریکا، ترکیه و مالزی در یک مدل گارچ چندمتغیره*، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، (۱۴).

بیدگلی، غ و ف، خان‌احمدی (۱۳۹۱)، *امکان کاهش ریسک پرتفوی براساس مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته در بورس اوراق بهادار*، *تحقیقات مالی*، ۱۴ (۱).

پاکیزه، ک (۱۳۸۹)، *تلاطم و بازده (شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران و بورس‌های بین‌الملل)*، *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱ (۲).

حیدری، ح و ا، ملابهرامی (۱۳۸۹)، *بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری سهام با استفاده از مدل‌های چندمتغیره GARCH: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران*، *تحقیقات مالی*، ۱۲ (۳۰).

صمدی، س، ز، شیرانی فخر و م، داورزاده (۱۳۸۶)، *بررسی میزان اثرپذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا (مدل‌سازی و پیش‌بینی)*، *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۴ (۲).

قالیباف اصل، ح (۱۳۸۱)، *بررسی اثر نرخ ارز بر روی ارزش شرکت در ایران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد مدیریت، دانشکده مدیریت، *دانشگاه تهران*.

کریم‌زاده، م، ش، امیری، م، همایونی‌فر و م.ع، فلاحی (۱۳۹۱)، *همبستگی شرطی پویا بین شاخص قیمت سهام و سکه در ایران با استفاده از روش DCC-GARCH*، *همایش ملی جهاد اقتصادی*، دانشگاه مازندران، دانشکده علوم اقتصادی و اداری.

کشاورز حداد، غ و آ، بابایی (۱۳۹۰)، *مدل‌سازی تلاطم بازده نقدی در بورس سهام تهران با استفاده از داده‌های پانل و مدل GARCH*، *تحقیقات مالی*، ۱۳ (۳۱).

مهرآرا، م و ق، عبدلی (۱۳۸۵)، *نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی سهام در ایران*، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۸ (۲۶).

واعظ برزانی، م، ر، دلالی اصفهانی، س، صمدی و ح.ر، فعالجو (۱۳۸۸)، *بررسی ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی و ارزش بازار سهام در بورس اوراق بهادار تهران*، *پژوهشنامه اقتصادی*، ۵ (ویژه‌نامه بورس).

www.SID.ir

Archive of SID

ب- لاتین

Bauwens. L., Laurent, S. & V.K.R. Rombouts (2006), *Multivariate Garch Models: A Survey*, Journal of Applied Econometrics, 21.

Becker, K.G., Finnerty, J.E. & Tucker, A.L (1992), *The Intraday Interdependence Structure Between U.S. and Japanese Equity Markets*, Journal of Financial Research, 15.

Benhart, G., Hocht, S., Neugebauer, M., Neumann, M. & Zagst, R (2009), *Asset Correlations in Turbulent Markets and their Implications on Asset Management*, The 3rd Conference on Risk Management & Global e- Business, Incheon, Korea.

Bollerslev, T (1986), *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, Journal of Econometrics, 31.

Bollerslev, T (1990), *Modeling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: a Multivariate Generalized ARCH Model*, Review of Economics and Statistics, 72.

Boubaker, H., & N. Sghaier (2013), *Portfolio Optimization in the Presence of Dependent Financial Returns with Long Memory: A Copula Based Approach*, Journal of Banking & Finance, 37 (2).

Chou, R. Y. Lin, J. & Wu, C (1999), *Modeling the Taiwan Stock Market and International linkages*, Pacific Economic Review, 4 (3).

Christodoulakis, G.A., & S.E. Satchell (2002), *Correlated ARCH: Modelling the Time-varying Correlation between Financial Asset Returns*, European Journal of Operations Research, 139.

Engle, R.F (1982), *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*, Econometrica, 50.

Engle, R.F (2002), *Dynamic Conditional Correlation-a Simple Class of Multivariate GARCH Models*, Journal of Business and Economic Statistics, 20.

Engle, R.F, & K. Sheppard (2001), *Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH*. Mimeo, UCSD.

Eun, C. S. and Shim, S (1989), *International Transmission of Stock Market Movements*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 24 (2).

Kanas, A (1998), *Volatility Spillovers Across Equity Markets: European Evidence*, Applied Financial Economics, 8.

www.SID.ir

Archive of SID

Li, H (2007), *International Linkages of the Chinese Stock Exchanges: a Multivariate GARCH Analysis*, Applied Financial Economics, 17.

Malliaris, A. G. and Urrutia, J. L (1992), *The International Crash of October 1987: Causality Tests*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 27.

Mandelbrot, B.B (1963), T*he Variation of Certain Speculative Price*s, Journal of Business, XXXVI.

McCarthy, J. and Najand, M (1995), *State Space Modeling of Linkages Among International markets*, Journal of Multinational Financial Management, 5.

Tse, Y.K (2000), *A Test for Constant Correlations in a Multivariate GARCH Model*, Journal of Econometrics, 98.

Tse, Y.K, and A.K.C. Tsui (2002), *A Multivariate GARCH Model with Time-varying Correlations*, Journal of Business and Economic Statistics, 20.

www.SID.ir