Archive of SID

چشم‌انداز مدیریت مالی
شماره ۱۸ ـ تابستان ۱۳۹۶
ص‌ص ۳۱ـ۹

انتقال نوسان و اثر متقابل بازارهای سهام، ارز و طلا

رضا تهرانی*، سیدعلی سیدخسروشاهی**

چکیده

بازارهای مختلف کالایی و انواع دارایی‌های مالی در شرایط اقتصادی دچار نوسان می‌شوند. در بسیاری از اوقات، نوسان از بازاری به بازار دیگر منتقل یا به اصطلاح سرریز می‌شود. هدف اصلی این پژوهش، مطالعه اثر متقابل نوسان بین بازارهای سهام، طلا و ارز در ایران است. مدل‌سازی انتقال هم‌زمان نوسانات بین بازارهای یاد شده با استفاده از مدل خودرگسیون برداری ساختاری و روش تخمین حداکثر درست‌نمایی صورت گرفته است. توابع واکنش آنی با زمان‌بندی اثر تکانه‌ها نشان دادند اثر شوک متغیرها بر یکدیگر پس از شش ماه حذف می‌شود. پس از اطمینان از عدم ناهمسانی واریانس در سری‌های پسماند با آزمون آرچ انگل، نتایج برازش مدل با گارچ شرطی برای پسماندهای مدل خودرگرسیون برداری ساختاری نشان داد، پسماند متغیرها به‌صورت معناداری به شوک‌های یک دوره قبل وابسته هستند. در مدل SVAR، همبستگی بین دلار و سکه طلا در طول زمان تقریباً برابر یک است و همبستگی بین شاخص و دلار و همچنین شاخص و سکه طلا تقریباً با هم برابر است. به‌منظور بررسی میزان تأثیر اخبار و شوک‌های هر یک از سه متغیر بر همدیگر، با استفاده از روش تجزیه واریانس با رویکرد ساختاری، اثر سرریز نوسان بین سه متغیر مدل بررسی شد. سهم عمده مقدار واریانس خطای پیش‌بینی یا اثر شوک‌ها در شاخص کل در بلندمدت، ناشی از نوسانات خود شاخص کل است و دلار و سکه به ترتیب بیشترین سهم در نوسانات دلار را دارند. در نهایت، بیشترین اثر نوسان سکه طلا با استفاده از دلار توضیح داده شد.

کلیدواژه‌ها: اثر متقابل هم‌زمان؛ بردار خودرگرسیون ساختاری؛ انتقال نوسان بین بازاری؛ ناهمسانی واریانس.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۶/۰۳/۰۴، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۶/۰۳/۲۰

* دانشیار، گروه مدیریت مالی، دانشگاه تهران.
** دانشجوی دکترای تخصصی مدیریت مالی، دانشگاه تهران (نویسنده مسئول).
E-mail: alikhosroshahi@ut.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

۱. مقدمه

افزایش هم‌گرایی و تأثیرگذاری بازارهای مالی بر یکدیگر در دهه‌های اخیر، انتقال اطلاعات بین آنها را تشدید کرده است. امروزه هر تکانه یا نوسانی در یک بازار، بازارهای دیگر را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. این مسئله پژوهشگران را بر درک نحوه انتقال نوسانات بین بازاری و تأثیر آنها بر یکدیگر متمرکز کرده است. نوسان در بازدهی، بین بازارهای مالی و کالایی منتقل یا به اصطلاح سرریز می‌شود. چگونگی و میزان انتقال نوسان بین بازاری با استفاده از مدل‌های متداول سنجش اثر بازدهی یک بازار بر بازار دیگر امکان‌پذیر نیست. در بسیاری از پژوهش‌های تجربی، رابطه بین ویژگی‌های مختلف بازارها و طبقات مختلف دارایی مانند بازارهای سهام، قرضه، نفت، طلا و ارز بررسی شده است. بسیاری از مطالعات اثر انتقال نوسان و یا اثر بازده یک بازار بر بازده بازار دیگر را با یک تأخیر زمانی بررسی کرده‌اند. این بررسی‌ها به‌صورت آزمون رابطه بین بازارها و دارایی‌ها با استفاده از تحلیل همبستگی برای فهم رابطه هم‌زمان آن‌ها بوده است؛ اما تحلیل همبستگی نمی‌تواند جهت اثر متقابل هم‌زمان را تبیین کند. مطالعه اثر متقابل نوسان بین بازارهای سهام، طلا و ارز ایران مسئله اصلی پژوهش حاضر است؛ بنابراین اساس این پژوهش استفاده از مدل خودرگرسیونی برداری ساختاری جهت مدل‌سازی انتقال نوسان و اثر متقابل بازارهای یاد شده است.

در این پژوهش با بررسی مبانی نظری، اثرات بازده بازارها بر هم و چگونگی انتقال نوسان بین بازارها، نوسان هم‌زمان بین سهام، طلا و ارز با رویکردی نوین بررسی شده است. با استفاده از توابع واکنش آنی، اثر یک انحراف معیار تکانه متغیر بر سایر متغیرها بررسی شده است. به‌منظور ترسیم نحوه حرکت زمانی سیستم پس از واردکردن شوک و تفکیک رفتار هر یک از متغیرهای الگو پس از شوک، از روش ضربه‌های تعمیم‌یافته استفاده شده است.

در ادامه با الگو قراردادن روش تجزیه بلانچارد-کوآ (۱۹۸۹) و با اعمال محدودیت‌های بلندمدت به‌صورت ماتریس ضرایب متغیرها، مدل خودرگرسیون برداری ساختاری[1] تخمین زده شده است؛ همچنین با استفاده از روش تجزیه واریانس ساختاری، سرریز نوسان بازدهی متغیرهای مدل بررسی شده است تا میزان اثر شوک‌های متغیرها بر هم مشخص شود. استفاده از مدل‌های سنتی خودرگرسیون برداری برای بررسی اثر هم‌زمان متغیرها، در بسیاری از موارد سبب نتایج غیرقابل اتکایی شده است؛ لذا در این پژوهش با مدل SVAR، این مشکل مرتفع شده و به نظر می‌رسد مدلی بهتر برای واکنش به نوسانات ناگهانی و به‌خصوص شوک‌ها، تخمین زده شده است.

1. Structural Vector Autoregressive (SVAR)

www.SID.ir

Archive of SID

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

مدل‌های معادلات هم‌زمان مبتنی بر رویکردی است که طبق آن، برخی متغیرها، درون‌زا و برخی دیگر برون‌زا فرض می‌شوند. تعیین متغیرها به دو دسته درون‌زا و برون‌زا ممکن است پشتوانه نظری داشته باشد یا سلیقه‌ای باشد. حتی زمانی‌که پشتوانه نظری دارد، درخصوص آن تردیدهایی مطرح می‌شود و ممکن است نتایج تجربی با مبانی نظری در تناقض باشد. زمانی‌که اطمینان وجود ندارد که یک متغیر واقعاً برون‌زا است، می‌توان تابع انتقال را به‌گونه‌ای تغییر داد که در آن همه متغیرها درون‌زا محسوب شوند. این رویکرد در مدل‌سازی معادلات همزمان، به نام مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) شناخته می‌شوند. در الگوی دو متغیره می‌توان فرض کرد روند زمانی {yt} متأثر از مقادیر حال و گذشته {zt} است و روند زمانی {zt} نیز از مقادیر حال و گذشته {yt} تأثیر می‌پذیرد؛ به‌طوری‌که دنباله‌های yt و zt مانا هستند و جملات اخلال نوفه سفید دارای واریانس ثابت است و از یکدیگر مستقل هستند. ساختار این سیستم به‌گونه‌ای است که در آن امکان تأثیرگذاری هر یک از دو متغیر بر دیگری فراهم است.

مدل VAR ابزار مناسبی برای بررسی رابطه بین یک مجموعه از متغیرهای مالی به شمار می‌آید. پیش‌بینی‌های مبتنی بر VAR اغلب از ساختار سنتی مدل‌ها بهتر است و این موضوع بحث بسیاری از پژوهش‌ها بوده است [۱، ۲]. مدل VAR بهتر از مجموعه مدل‌های معادله ساختاری، پیش‌بینی را انجام می‌دهد. یکی از برتری‌های VAR این است که تصمیم‌گیری درخصوص اینکه کدام متغیر هم‌زمان برون‌زا خواهد بود، مرتفع می‌شود؛ چراکه تنها وقفه‌های متغیرها در سمت راست معادله وجود دارد و تمام متغیرها درون‌زا هستند [۳].

مدل VAR برای مدل‌سازی رفتار پویای متغیرهای اقتصادی، نتایج کاربردی و نگرش جالبی را ایجاد می‌کند [۴]. مدل VAR در مقایسه با مدل‌های سری زمانی تک متغیره یا مدل‌های ساختاری معادلات همزمان دارای مزیت‌های زیر است [۵]:

ـ پژوهشگر نیاز به تعیین متغیرهای درون‌زا و برون‌زا ندارد؛ چراکه تمام متغیرها درون‌زا هستند.

ـ در مدل VAR یک متغیر تنها به وقفه‌های خود یا ترکیبی از عبارات نوفه سفید وابسته نیست؛ بنابراین VAR نسبت به مدل‌های خودرگرسیونی منعطف‌تر است. مدل‌های VAR، ساختاری غنی و سودمند ارائه می‌کنند که می‌تواند بسیاری از ویژگی‌های داده‌ها را حفظ کند.

ـ هیچ عبارت هم‌زمانی در سمت راست معادلات در مدل VAR وجود ندارد، به همین دلیل می‌توان به راحتی از مدل OLS برای معادلات استفاده کرد؛ به‌عبارتی هیچ‌یک از متغیرهای سمت چپ معادله بازخوری از متغیرهای سمت راست نمی‌گیرد و تمام متغیرهای تعیین‌شده از قبل شامل متغیرهای برون‌زا و مقادیر وقفه، متغیرهای درون‌زا هستند.

www.SID.ir

Archive of SID

ـ پیش‌بینی‌های مبتنی بر VAR اغلب از ساختار سنتی مدل‌ها بهتر است. مدل‌های ساختاری با مقیاس بزرگ به‌صورت نامناسبی مقادیر خارج از نمونه را پیش‌بینی می‌کند.

در روش VAR، نقدهای تندی به رویکرد نظری آن شده است. ماهیت نامقید ساختار وقفه در ۱۹ تا ۳۰ وقفه می‌تواند مترادف ماهیت غیرساختاری باشد. بدون ورود مبنای نظری به مدل، بسیار مشکل است که بتوان ادعایی مبنی بر نتایجی داشت که مبنای نظری داشته باشند [۳]. مدل VAR محدودیت‌ها و نقاط ضعفی هم در مقایسه با سایر مدل‌ها دارد [۵]:

- VAR اطلاعات نظری کمی درباره ارتباط بین متغیرها برای بیان ویژگی‌های مدل استفاده می‌کند.

ـ تعداد وقفه مناسب برای VAR به‌صورت دقیق قابل تعیین نیست.

ـ تعداد زیاد پارامترها از مشکلات VAR است. در یک VAR با g معادله برای g متغیر و k وقفه برای هر معادله، باید $g+kg^2$ پارامتر تخمین زده شود.

ـ ممکن است تمام اجزای VAR مانا نباشند.

انتقادی که همواره به رویکرد VAR وارد است، اینکه این رویکرد هیچ‌گونه مبنای اقتصادی ندارد و یک مدل آماری به شمار می‌رود؛ بنابراین در روش VAR ابتدا یک مدل معادلات هم‌زمان طراحی می‌شود که در آن همه متغیرها تابعی از مقادیر جاری و گذشته یکدیگر باشند. این مدل معروف به مدل VAR ساختاری یا SVAR است.

در صورتی‌که مدل SVAR به‌درستی تصریح شود و ارتباط هم‌زمان متغیرهای وابسته به‌درستی استخراج شود، می‌توان فرض کرد جزء اخلال به‌صورت سریالی و زمانی غیرهمبسته است. شناسایی پارامترها در معادله از فرآیند نوسان پسماندها به‌دست می‌آید. این معادلات اساساً یک معادله GARCH (1,1) چند متغیره است که توسط پارامترها محدود شده است و این محدودیت‌ها زمینه را برای شناسایی پارامترهای ساختاری فراهم می‌کند. بررسی روش‌های استفاده‌شده در پژوهش‌های مختلف نشان می‌دهد مدل‌سازی انتقال نوسان در بازارهای مختلف، با SVAR به بهترین وجه امکان‌پذیر خواهد شد. لازم به ذکر است که VAR استاندارد تابعی از مقادیر گذشته متغیرهاست و با روش OLS قابل تخمین است؛ اما برای مدل SVAR چنین شرایطی برقرار نیست؛ بنابراین پارامترهای مدل با استفاده از مدل روش حداکثر درست‌نمایی (ML) تخمین زده می‌شوند.

فرم ساختاری VAR مشابه معادلات هم‌زمان است که در آن علاوه بر مقادیر زمان‌های گذشته (y_{t-j})، مقادیر جاری متغیرها (y_t) نیز در هر یک از معادله‌ها وارد می‌شود:

$$\theta y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \ldots + \Gamma_p y_{t-p} + u_t \qquad \text{رابطه (۱)}$$

www.SID.ir

Archive of SID

از آنجاکه در این معادله، مرتبه VAR برابر p است؛ بنابراین آن را با VAR(p) نشان می‌دهند. هر یک از اجزای این معادله عبارت‌اند از:

$$y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{mt} \end{bmatrix}, \theta = \begin{bmatrix} 1 & -\theta_{12} & \dots & -\theta_{1m} \\ -\theta_{21} & 1 & \dots & -\theta_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -\theta_{m1} & -\theta_{m2} & \dots & 1 \end{bmatrix}$$ رابطه (۲)

$$\Gamma_0 = \begin{bmatrix} \gamma_{10} \\ \gamma_{20} \\ \vdots \\ \gamma_{m0} \end{bmatrix}, \ \Gamma_j = \begin{bmatrix} \gamma_{11,j} & \gamma_{12,j} & \dots & \gamma_{1m,j} \\ \gamma_{21,j} & \gamma_{22,j} & \dots & \gamma_{2m,j} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{m1,j} & \gamma_{m2,j} & \dots & \gamma_{mm,j} \end{bmatrix} \ j = 1,2,\dots,m$$ رابطه (۳)

بنابراین، معادله iام را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$Y_{it} - \sum_{\substack{k=1 \\ k\neq i}}^{m} \theta_{ik} Y_{kt} = \gamma_{i0} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_{i1,j} Y_{1t-j} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_{i2,j} Y_{2t-j} + \dots + \sum_{j=1}^{p} \gamma_{im,j} Y_{mt-j} + u_{it}$$ رابطه (۴)
$i = 1,2,\dots,m$

u_{it} میانگین صفر و واریانس $\sigma_{u_i}^2$ دارد؛ علاوه بر این، u_{it} خودهمبستگی ندارد و همچنین جزء خطای یک معادله با معادله دیگر، همبستگی ندارد. ماتریس واریانس u_t را با $\sum$ نشان داده و به‌صورت زیر است:

$$\sum = var(u_t) = E(u_t u_t') = \begin{bmatrix} \sigma_{u_1}^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{u_2}^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_{u_m}^2 \end{bmatrix}$$ رابطه (۵)

در فرم استاندارد یا فرم حل‌شده VAR، مقادیر جاری یک متغیر بر حسب مقادیر گذشته آن متغیر و سایر متغیرها نوشته می‌شود. یک مدل VAR با معادله $y_t = \Gamma_0 + \Gamma_{1yt-1} + \nu_t$ با فرم تقلیل‌یافته مدل ساختاری پویا به‌صورت زیر خواهد بود [۳]:

$$\theta yt = \Gamma 0 + \sum_{i=1}^{p} \Gamma_i y_{t-i} + ut$$ رابطه (۶)

با ضرب طرفین معادله در θ-1، فرم حل‌شده VAR به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + + A_2 y_{t-2} + \dots + + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$ رابطه (۷)

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن $A_0 = \theta^{-1}\Gamma_0$، $A_j = \theta^{-1}\Gamma_j$ و $\varepsilon_t = \theta^{-1}u_t$ است. معادله iام نیز عبارت است از:

$$Y_{it} = a_{i0} + \sum_{j=1}^{p} a_{i1,j}Y_{1t-j} + \sum_{j=1}^{p} a_{i2,j}Y_{2t-j} + \cdots + \sum_{j=1}^{p} a_{im,j}Y_{mt-j} + \varepsilon_{it}\,; i = 1,2,\ldots,m \qquad \text{رابطه (۸)}$$

در سیستم معادله‌های بالا، هر یک از جملات خطا، ترکیب خطی از جملات خطای VAR ساختاری (u_t) است؛ بنابراین درحالی‌که u_{it}ها با یکدیگر همبستگی ندارند؛ ولی ε_{it}ها همبستگی دارند. ماتریس واریانس- کوواریانس ε_t عبارت است از:

$$\text{var}(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = \Omega = \begin{bmatrix} E(\varepsilon_{1t}^2) & E(\varepsilon_{1t}\varepsilon_{2t}) & \cdots & E(\varepsilon_{1t}\varepsilon_{mt}) \\ E(\varepsilon_{2t}\varepsilon_{1t}) & E(\varepsilon_{2t}^2) & \cdots & E(\varepsilon_{2t}\varepsilon_{mt}) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ E(\varepsilon_{mt}\varepsilon_{1t}) & E(\varepsilon_{mt}\varepsilon_{2t}) & \cdots & E(\varepsilon_{mt}^2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1m} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \cdots & \sigma_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{m1} & \sigma_{m2} & \cdots & \sigma_m^2 \end{bmatrix} \qquad \text{رابطه (۹)}$$

اگر ماتریس واریانس u_t با $\sum$ نشان داده شود، با توجه به $\varepsilon_t = \theta^{-1}u_t$، عبارت زیر به‌دست می‌آید:

$$\Omega = \text{var}(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = E[(\theta^{-1}u_t)(\theta^{-1}u_t)'] = (\theta^{-1})E(u_t'u_t)(\theta^{-1})' = (\theta^{-1})\sum(\theta^{-1})' \qquad \text{رابطه (۱۰)}$$

و یا:

$$\sum = \theta\Omega\theta'$$

تفاوت بین روش SVAR و VAR معمولی در این است که در مدل‌های SVAR اختلالات ساختاری، متعامد و ناهمبسته هستند. در مدل SVAR، برخلاف الگوی VAR غیرمقید که در آنها شناسایی تکانه‌های ساختاری به‌طور ضمنی و سلیقه‌ای صورت می‌گیرد، الگوی SVAR به‌طور صریح دارای یک منطق اقتصادی برای اعمال قیود و محدودیت‌ها است [۶].

مسئله شناسایی در مدل VAR درخصوص استفاده از مدل VAR ساختاری به‌منظور بررسی اثر شوک‌های وارده بر هر متغیر است؛ زیرا شوک‌های وارده بر هر متغیر از طریق جملات خطای ساختاری (یعنی u_{it}ها) مشخص می‌شوند. این در حالی است که جملات خطای استاندارد (یعنی ε_{it}ها) تابع خطی از u_{it}ها هستند. اگر مدل VAR قابل شناسایی نباشد، آنگاه هر تغییری که در جملات خطای استاندارد ایجاد شود، نمی‌توان منشاء آن را مشخص نمود؛ به‌طورکلی برای شناسایی مدل VAR نیاز به تحمیل قیود بر ضرایب مدل SVAR به‌ویژه بر ضرایب ماتریس θ هست. از طرف دیگر شیوه منحصربه‌فردی برای اعمال چنین قیودی وجود ندارد و تحمیل قیود مختلف منجر به نتایج متفاوت می‌شود. اگر این قیود، سلیقه‌ای باشند، آنگاه با ایراد سیمز مبنی بر

www.SID.ir

Archive of SID

وارد نمودن قیود نامعتبر در مدل‌های هم‌زمان، تناقض دارد؛بنابراین مسئله در اینجا شناسایی مدل SVAR است و این بدان معناست که چگونه می‌توان از ضرایب فرم استاندارد به ضرایب ساختاری رسید و بر اساس آن، تحلیل‌های مورد نظر را انجام داد.

شناسایی مدل SVAR یعنی اینکه باید قیودی را بر ماتریس‌های $\sum$ و θ اعمال نمود تا از این طریق بتوان ضرایب ساختاری را به‌دست آورد و سپس بر اساس آن، نتایج را تحلیل کرد. از چهار روش تجزیه چولسکی[1]، تجزیه سیمز و برنانکی[2]، تجزیه بلانچارد–کوآ[3] و تجزیه پسران–شین[4] برای تشخیص یک مدل SVAR استفاده می‌شود.

ارتباط بین بازارهای مختلف اعم از کالایی و مالی، یکی از چالش‌های بنیادین برای سرمایه‌گذاران به‌شمار می‌رود. این ارتباط به دو صورت کلی اثر بازده و انتقال نوسان بین این بازارها بررسی می‌شود. ونگ و همکاران (۲۰۱۰) آثار نوسان در قیمت نفت خام، قیمت طلا و نرخ ارز دلار ایالات متحده در مقابل ارزهای گوناگون را بر شاخص‌های قیمت سهام ایالات متحده، آلمان، ژاپن، تایوان و چین بررسی کردند. نتایج تجربی آنها نشان داد که هم‌انباشتگی‌هایی میان نوسان در قیمت نفت، قیمت طلا و نرخ‌های دلار در مقابل سایر ارزها و بازارهای سهام در آلمان، ژاپن، تایوان و چین وجود دارد. این نتیجه نشان می‌دهد روابط بلندمدت باثباتی میان این متغیرها وجود دارد. همودە و همکاران (۲۰۱۰) نشان دادند طلا به‌عنوان پوشش‌دهنده ریسک نرخ ارز عمل می‌کند و نوسان گذشته طلا، نوسان نرخ ارز را بسط می‌دهد. ساری و همکاران (۲۰۱۰) نقش پوشش‌دهندگی طلا در مقابل تورم به‌خصوص در زمان کاهش ارزش دلار در مقابل یورو را انکارناپذیر بیان کردند. کیم و دیلتز (۲۰۱۱) رابطه منفی بین قیمت‌های طلا و ارزش دلار را تأیید کردند.

اِهرمن و همکاران (۲۰۱۱) روش شناسایی ناهمسانی واریانس برای انتقال مالی بین‌الملل بین طبقات مختلف دارایی (پول، اوراق قرضه، ارز و سهام) و بازارهای مختلف (امریکا و حوزو یورو) را به‌کار بردند. آنها به این نتیجه رسیدند که تغییر در بازار امریکا موجب حرکت در بازارهای اروپایی به میزان حدود ۳۰ درصد می‌شود؛ درحالی‌که بازارهای اروپایی حرکت در بازارهای امریکا را تنها به میزان شش درصد توضیح می‌دهند.

منسی و همکاران (۲۰۱۳) همبستگی و انتقال نوسان بین بازارهای کالایی چون طلا و نفت و بازار سهام را مورد مطالعه قرار دادند، نتایج نشان داد شاخص قیمت S&P500 بر نوسان قیمت طلا و نفت اثرگذار است. بونیا (۲۰۱۳) رابطه بین قیمت داخلی طلا و بازده قیمت سهام را با استفاده از آزمون گرنجر بررسی کرد و علّیتی دو طرفه بین بازده قیمت سهام و قیمت طلا را

1. Cholesky decomposition
2. Sims-Bernanke decomposition
3. Blanchard-Quah decomposition
4. Pesaran-Shin decomposition

www.SID.ir

Archive of SID

تأیید کرد. بادشاه و همکاران (۲۰۱۳) اثرات نفوذ همزمان با تبیین نمودهای نوسان میان سهام، طلا و نرخ ارز را آزمون کردند. آنها از مدل ناهمسانی واریانس با رویکرد ریگابون (۲۰۰۳) جهت تجزیه رابطه هم‌زمان بین نشانه‌های نوسان در روابط اتفاقی استفاده کردند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد، اثر انتقالی یک طرفه قوی از بازار سهام به بازارهای طلا و ارز وجود دارد؛ جایی‌که نوسان بازار سهام باعث افزایش نوسان طلا و نرخ ارز می‌شود.

آروری و همکاران (۲۰۱۵) با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری-گارچ، نوسان قیمت طلا بر بازده بازار سهام چین را طی سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۱ بررسی کردند. نتایج کار آنها، شواهدی از اثر معنادار نوسان قیمت طلا بر بازده بازار سهام را تأیید می‌کند. هین (۲۰۱۵) حرکت هم‌زمان بین بازده شاخص سهام S&P500، قیمت طلا، نفت خام WTI و نرخ تسعیر فرانک سوییس به دلار آمریکا را مورد بررسی قرار داد. نتایج بیانگر آن است که بازده‌ها با یکدیگر همبسته‌اند و انتقال نوسان بین دارایی‌ها وجود دارد؛ بنابراین نوسان و همبستگی مدل‌سازی شده، قابلیت پیش‌بینی ایجاد می‌کند. پارتالیدو و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهش خود با استفاده از مدل GJR-GHARCH به‌بررسی اثر بازارهای طلا، اوراق قرضه، ارز، فلزات اساسی و نفت بر بازار سهام ایالات متحده پرداختند. نتایج نشان داد خرید طلا، اوراق قرضه ده ساله و نرخ تسعیر دلار به ین، اثر منفی و در مقابل خرید فلزات صنعتی اثری مثبت بر بازده شاخص سهام دارد. در نهایت، یافته‌ها حاکی از اثرگذاری منفی و به‌شدت معنادار بازده نفت بر بازده شاخص سهام است.

بررسی انتقال نوسان بین بازارها در کشورهای مختلف، نتایج متفاوتی را به همراه داشته است. نوع مدل‌سازی سرریز نوسان و ماهیت بازارهای هر کشور از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر نتایج به‌دست آمده است؛ البته عمده بررسی‌های صورت‌گرفته در کشورهای در حال توسعه و بازارهای نوظهور پیرامون رابطه همبستگی و علّی متغیرهای کلان اقتصادی و سایر بازارها بر بازده سهام است.

مطالعه‌ای توسط مسیح و همکاران (۲۰۱۱) در کره جنوبی صورت گرفت. نتایج نشان‌دهنده اثر نوسان قیمت نفت بر بازده واقعی سهام است. این نتایج با بسط مدل تصحیح خطای استاندارد[1] و با آزمون پویایی‌های علّیت خارج از نمونه[2] و بهره گرفتن از روش‌های تجزیه تعمیم یافته واریانس و تابع واکنش آنی حاصل شد. ملامبو و همکاران (۲۰۱۳) اثر نوسان نرخ ارز بر بورس سهام ژوهانسبورگ با استفاده از داده‌های ده ساله در آفریقای جنوبی مورد مطالعه قرار دادند و مشاهده کردند که رابطه معناداری بین نوسان این دو متغیر وجود ندارد. ذکریا و عبداله (۲۰۱۳) نوسان بازارهای نفت و سهام در عربستان سعودی به‌عنوان بازاری نوظهور را با استفاده از مدل VAR-GARCH مورد آزمون قرار دادند. نتایج تجربی از بازده روزانه شاخص بازار سهام

1. Standard error correction
2. Dynamics of out of sample causality

www.SID.ir

Archive of SID

سعودی و قیمت‌های روزانه نفت خام بیانگر آن است که نوسان‌های قیمت نفت خام باعث افزایش نوسان بازده بازار سهام طی دوره ۲۰۰۷ تا پایان سال ۲۰۱۱ شده است. جیران یاکول (۲۰۱۴) به‌بررسی سرریز نوسان قیمت نفت به بورس سهام با استفاده از داده‌های ماهانه ۲۶ سال در تایوان پرداخت. وی ابتدا با استفاده از مدل گارچ دو متغیره، سری‌های نوسان بازار سهام و قیمت نفت را تخمین زد و سپس انتقال نوسان بین بازارهای نفت و سهام را با آزمون‌های علّیت گرنجر تعیین نمود. تنها انتقال نوسان یک طرفه از نفت به بازار سهام تأیید شد. گنسر و موسوغلو (۲۰۱۴) طی بازه ژوئن ۲۰۰۶ تا نوامبر ۲۰۱۳ با استفاده از مدل BEKK-GHARCH، سازوکار انتقال نوسان بین قیمت‌های طلا، شاخص‌های بازار سهام ترکیه و اوراق قرضه دولتی را مورد آزمون قرار دادند. نتایج نشانگر انتقال نوسان و شوک دو طرفه بین قیمت‌های طلا و بازار سهام و انتقال یک طرفه از طلا به اوراق قرضه دولتی است. سوی و سان (۲۰۱۵) به مطالعه رابطه پویای بین بازده سهام، نرخ‌های ارز، تفاضل نرخ بهره و بازده شاخص S&P 500 در کشورهای برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی پرداختند. یافته‌ها نشان‌دهنده انتقال نوسانی معنادار از نرخ تسعیر ارز به بازده سهام در کوتاه‌مدت است؛ اما عکس آن صادق نیست. بازارهای سهام برزیل، چین و آفریقای جنوبی، از شاخص سهام ایالات متحده شوک‌های معناداری را اثر می‌گیرند؛ همچنین انتقال نوسان قوی‌تری بین نرخ‌های تسعیر ارز و بازده سهام طی بحران مالی در سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹ وجود دارد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش با استفاده از مدل خودرگرسیونی برداری ساختاری به مدل‌سازی انتقال نوسان و اثر متقابل بازارهای سهام، ارز و طلا در ایران پرداخته شده است؛ از این‌رو فرضیه‌های پژوهش به قرار زیر است:

ـ انتقال هم‌زمان نوسان بین بازار طلا و بازار سهام وجود دارد.

ـ انتقال هم‌زمان نوسان بین بازار ارز و بازار سهام وجود دارد.

ـ انتقال هم‌زمان نوسان بین بازار ارز و بازار طلا وجود دارد.

متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش شامل شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، قیمت دلار و قیمت سکه طلای تمام بهار آزادی است که همگی با تواتر یک ماهه هستند. به منظور جمع‌آوری داده‌های کمّی مورد نیاز شامل شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، نرخ دلار و سکه تمام بهار آزادی از تارنماهای معتبر در بازه زمانی ۱۳۸۲/۰۱/۰۱ تا ۱۳۹۵/۱۱/۳۰ استفاده شده است. از آنجاکه شاخص کل بورس تهران از ابتدای دوره مذکور تا تاریخ ۱۳۸۷/۹/۱۶ به شیوه‌ای متفاوت از تاریخ پس از آن محاسبه شده، لذا از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۷ از مقدار تعدیل شده شاخص قیمت و بازده نقدی استفاده شده است. برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از نرم‌افزارهای صفحه

www.SID.ir

Archive of SID

گسترده Excel، EViews، matlab و R استفاده شده است. از آنجاکه هدف اصلی این پژوهش، بررسی انتقال هم‌زمان نوسان بین بازارهای طلا، ارز و سهام با استفاده از سری زمانی متغیرهای شاخص کل، قیمت دلار و قیمت سکه طلا است؛ بنابراین مدل SVAR و سایر آزمون‌های مدل پژوهش بر سری زمانی بازدهی متغیرهای مذکور انجام شده است.

در مدل‌های SVAR، تعیین طول وقفه‌ها و تعیین اینکه کدام متغیر بر متغیرهای دیگر اثر می‌گذارد و یا اثر می‌پذیرد، نسبتاً دشوار و زمان‌بر است. به همین دلیل از آزمون‌هایی استفاده می‌شود که تأثیر یک متغیر بر دیگری را به‌صورت یک جا انجام می‌دهد و نه بر حسب وقفه‌های مختلف. اثر تمامی وقفه‌های Y_1 بر Y_2 توسط ضرایب $a_{21,j}$ نشان داده می‌شود. بدیهی است که اگر $\sum_{j=1}^{p} a_{21,j}$ تقریباً به صفر نزدیک باشد، در این صورت Y_1 بر Y_2 اثر ندارد؛ همچنین اگر $\sum_{j=1}^{p} a_{12,j}$ تقریباً صفر باشد، در این صورت Y_2 بر Y_1 تأثیر ندارد. برای آزمون فرضیه $\sum_{j=1}^{p} a_{12,j} = 0$ می‌توان از مقایسه مدل‌های مقید و نامقید استفاده نمود که با آماره F قابل آزمون هستند.

در این پژوهش برای بررسی وجود روابط علّی در بین متغیرها، از آزمون وجود وقفه یک متغیر در معادله بررسی شده است. در یک مدل دو معادله‌ای با p وقفه، اگر و فقط اگر تمامی ضرایب $a_{21,j}$ برابر صفر باشند، Y_1 علّت گرنجری[1] Y_2 نخواهد بود؛ به عبارت دیگر اگر Y_1 نتواند قدرت پیش‌بینی Y_2 را افزایش دهد، در این صورت Y_1 علّت گرنجری Y_2 نخواهد بود. تأثیر کلی یک واحد تکانه در ε_{1t} و یا ε_{2t} روی دو متغیر در مدل SVAR را می‌توان با جمع ضرایب تابع واکنش آنی به‌دست آورد. مجموعه ضرایب یک واحد شوک در ε_{1t} پس از n دوره بر مقدار Y_{t+n} را توابع واکنش آنی می‌گویند. یک شیوه تجربی برای مشاهده واکنش سری‌های Y_{1t} و Y_{2t} نسبت به شوک‌های مختلف آن است که نمودار تابع واکنش آنی رسم شود.

تجزیه واریانس روشی برای بررسی پویایی مدل SVAR است. این روش، تغییرات متغیرهای وابسته را به علّت شوک‌های وارد بر آن متغیر در مقابل شوک‌های وارده به سایر متغیرها بررسی می‌کند. تجزیه واریانس تعیین می‌کند چه مقدار از واریانس خطای پیش‌بینی یا اثر شوک‌ها، ناشی از عوامل مختلف است. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی[2] می‌توان بررسی نمود که تغییرات یک دنباله تا چه حد متأثر از اجزای اختلال خود دنباله بوده و تا چه میزان از اجزای اختلال سایر متغیرهای درون سیستم تأثیر پذیرفته است.

1. Granger cause
2. Forecast error variance decomposition

www.SID.ir

Archive of SID

٤. تحلیل داده‌ها و یافته‌های پژوهش

در جدول ۱، خلاصه آمار توصیفی بازده ماهیانه (درصدی) شاخص کل، قیمت دلار و سکه طلا در بازه زمانی ۱۳۸۲/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۵/۱۱/۳۰ نمایش داده شده است.

جدول ۱. خلاصه آمار توصیفی متغیرهای مورد بررسی

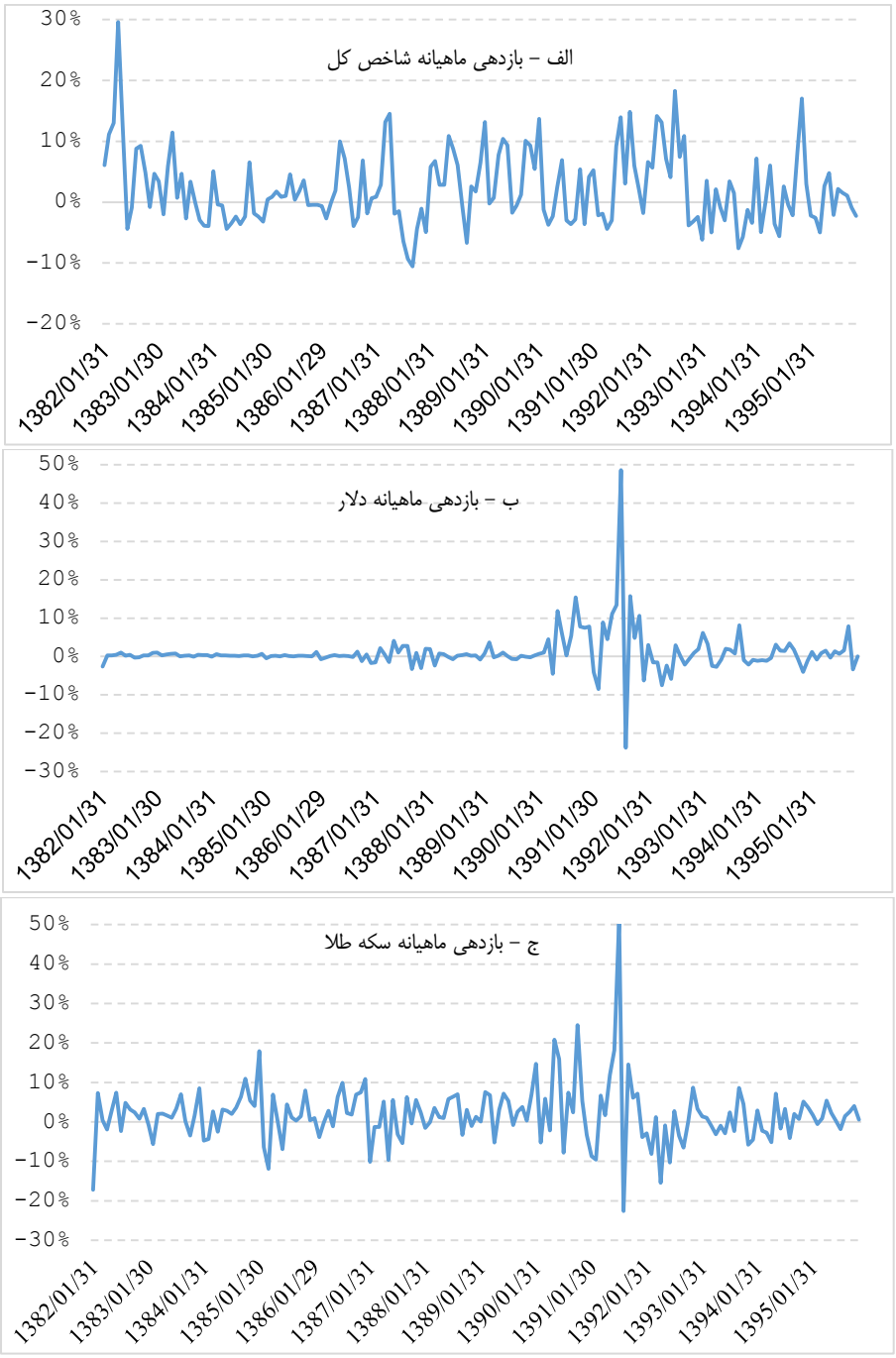
پارامتر	شاخص کل (TRI)	دلار (Dollar)	سکه طلا (Gold)
میانگین	۰/۰۲۱۸	۰/۰۱۰۴	۰/۰۱۸۸
میانه	۰/۰۰۸۸	۰/۰۰۲۶	۰/۰۱۶۸
بیشینه	۰/۲۹۵۸	۰/۴۸۶۵	۰/۵۱۳۸
کمینه	−۰/۱۰۵۳	−۰/۲۳۸۴	−۰/۲۲۶۱
انحراف معیار	۰/۰۶۰۶	۰/۰۵۴۱	۰/۰۷۴۲
چولگی	۰/۹۸۱۰	۳/۹۲۶۹	۱/۷۰۸۸
کشیدگی	۴/۶۶۰۳	۴۰/۳۰۲۱	۱۴/۸۸۷۳
آماره Jurque-Bera	۴۵/۹۶۵۳	۱۰۱۱۱/۱۴	۱۰۶۴/۵۳۲
P-Value J-B	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
تعداد مشاهده‌ها	۱۶۷	۱۶۷	۱۶۷

نتایج استفاده از آزمون جارک- برا نشان می‌دهد بازدهی ماهیانه هیچ‌یک از متغیرهای مورد بررسی توزیع نرمال ندارد.

در نمودار (۱- الف) تا (۱- ج) بازده ماهیانه شاخص کل، قیمت دلار و سکه طلا در بازه زمانی ۱۳۸۲/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۵/۱۱/۳۰ نشان داده شده است؛ به‌طوری‌کلی نوسانات بازدهی ماهیانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به جز تیرماه ۱۳۸۲ که بازده حدود ۳۰ درصدی را تجربه کرده است، اغلب در بازه بین ۲۰+ و ۱۰- درصد نوسان دارد. با توجه به نمودار (۱- ب) واریانس بازدهی دلار از اوایل سال ۱۳۸۷ با افزایش محسوسی روبرو بوده است؛ به‌طوری‌که در حد فاصل فروردین ماه سال ۱۳۹۰ تا اسفند ماه سال ۱۳۹۱ این نوسانات به بیشینه خود رسیده است. در نمودار (۱- ج) نشان می‌دهد نوسانات بازدهی سکه طلا از نوسانات بازدهی ماهیانه دلار بیشتر است و در حد فاصل اوایل سال ۱۳۹۰ تا اواخر سال ۱۳۹۲ این نوسانات به بیش‌ترین مقدار خود در بازه چهارده ساله مورد بررسی رسیده است.

www.SID.ir

Archive of SID



نمودار ۱. بازده ماهیانه متغیرهای مورد بررسی

www.SID.ir

Archive of SID

ضریب همبستگی پیرسون بین بازده ماهیانه سه متغیر مورد بررسی در جدول ۲ نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، شاخص کل بیش‌ترین همبستگی مثبت را با سکه طلا دارد. از طرفی ضریب همبستگی بالای (۰/۶۹۰) بین نرخ دلار و سکه طلا جالب توجه است و مؤید ارتباط و همبستگی شدید بین قیمت سکه بهار آزادی و نرخ دلار در بازار ایران است.

جدول ۲. ضرایب همبستگی پیرسون بین متغیرهای مورد بررسی

	شاخص کل	دلار	سکه طلا
سکه طلا	۰/۱۱۰	۰/۶۹۰	۱
دلار	۰/۰۶۰	۱	
شاخص کل	۱		

در این پژوهش، مانایی سری‌های زمانی ماهیانه متغیرهای مورد بررسی یعنی شاخص کل، قیمت دلار و قیمت سکه طلا با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) مورد بررسی قرار گرفته است. در جدول ۳، نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر در تفاضل مرتبه اول متغیرها نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود با توجه به مقادیر آماره و مقادیر احتمالات (P-value)، در هر سطح اطمینان، تمامی سه متغیر در تفاضل مرتبه اول خود، مانا است و ریشه واحد ندارند؛ بنابراین تمامی سری‌های زمانی مورد بررسی، انباشته از مرتبه اول ((I(1)) هستند.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول

متغیرها	احتمال	آماره ADF	مقادیر بحرانی	
			٪۱	٪۵
شاخص کل (dTRI)	۰/۰۰	-۸/۰۶	-۳/۴۶	-۲/۸۸
سکه طلا (dGOLD_COIN)	۰/۰۰	-۱۳/۵۷	-۳/۴۶	-۲/۸۸
دلار (dDOLLAR)	۰/۰۰۲	-۵/۰۱	-۳/۴۶	-۲/۸۸

با الگو قراردادن روش تجزیه بلانچارد-کوآ (۱۹۸۹) و با اعمال محدودیت‌های بلندمدت به‌صورت ماتریس زیر، به تخمین مدل SVAR پرداخته می‌شود. محدودیت‌های ماتریس C به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

ـ نوسانات بازدهی شاخص کل در بلندمدت تأثیری بر نوسانات بازدهی دلار ندارد.

ـ نوسانات بازدهی شاخص کل در بلندمدت تأثیری بر نوسانات بازدهی سکه طلا ندارد.

ـ نوسانات هر یک از متغیرها با خودش در طول زمان بدون تغییر است.

www.SID.ir

Archive of SID

در نتیجه ماتریس C به‌منظور تخمین مدل به‌صورت زیر خواهد بود:

$$C = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ NA & 1 & NA \\ NA & NA & 1 \end{pmatrix}$$ رابطه (۱۱)

در جدول ۴، نتایج مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) با اعمال محدودیت‌های بلندمدت بالا، به‌منظور بررسی تأثیر سه متغیر مورد نظر بر یکدیگر در بازه زمانی پژوهش نمایش داده شده است.

جدول ۴. نتایج تخمین مدل SVAR با اعمال محدودیت‌های بلندمدت برای متغیرها

الگوی واکنش بلندمدت: $\mathbf{C} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ C(1) & 1 & C(4) \\ C(2) & C(3) & 1 \end{pmatrix}$

	ضریب	انحراف معیار	آماره z	احتمال
C(1)	-۰/۰۴۴۰	۰/۰۹۹۸	-۰/۴۴۰۹	۰/۶۵۹۳
C(2)	-۰/۰۲۹۲	۰/۱۱۹۵	-۰/۲۴۴۲	۰/۸۰۷۱
C(3)	۱/۱۶۵۲	۰/۰۰۳۵	۳۳۱/۷۲۱۸	۰/۰۰۰۰
C(4)	۰/۸۰۳۲	۰/۰۰۲۸	۲۹۱/۲۳۹۹	۰/۰۰۰۰
تخمین ماتریس اولیه:				
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰		
۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰		
۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰		
تخمین ماتریس ثانویه:				
۰/۰۱۹۹	۰/۰۱۲۷	۰/۵۹۹۱		
۰/۶۶۶۴	۰/۸۳۴۱	۰/۰۶۱۰		
۰/۸۸۳۱	۱/۰۱۶۱	۰/۰۵۲۷		

براساس جدول ۴، در بلندمدت بازدهی دلار و سکه طلا به ترتیب با ضرایب C(1) = -۰/۰۴ و C(2) = -۰/۰۳ بر بازدهی شاخص کل تأثیر دارند. با توجه به نتایج مدل بالا، بازدهی دلار و سکه طلا نیز تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر بازدهی یکدیگر در بلندمدت دارند؛ به‌طوری‌که دلار در بلندمدت با ضریب C(4) = ۰/۸۰ بر بازدهی سکه تأثیرگذار است و بازدهی سکه طلا در

www.SID.ir

Archive of SID

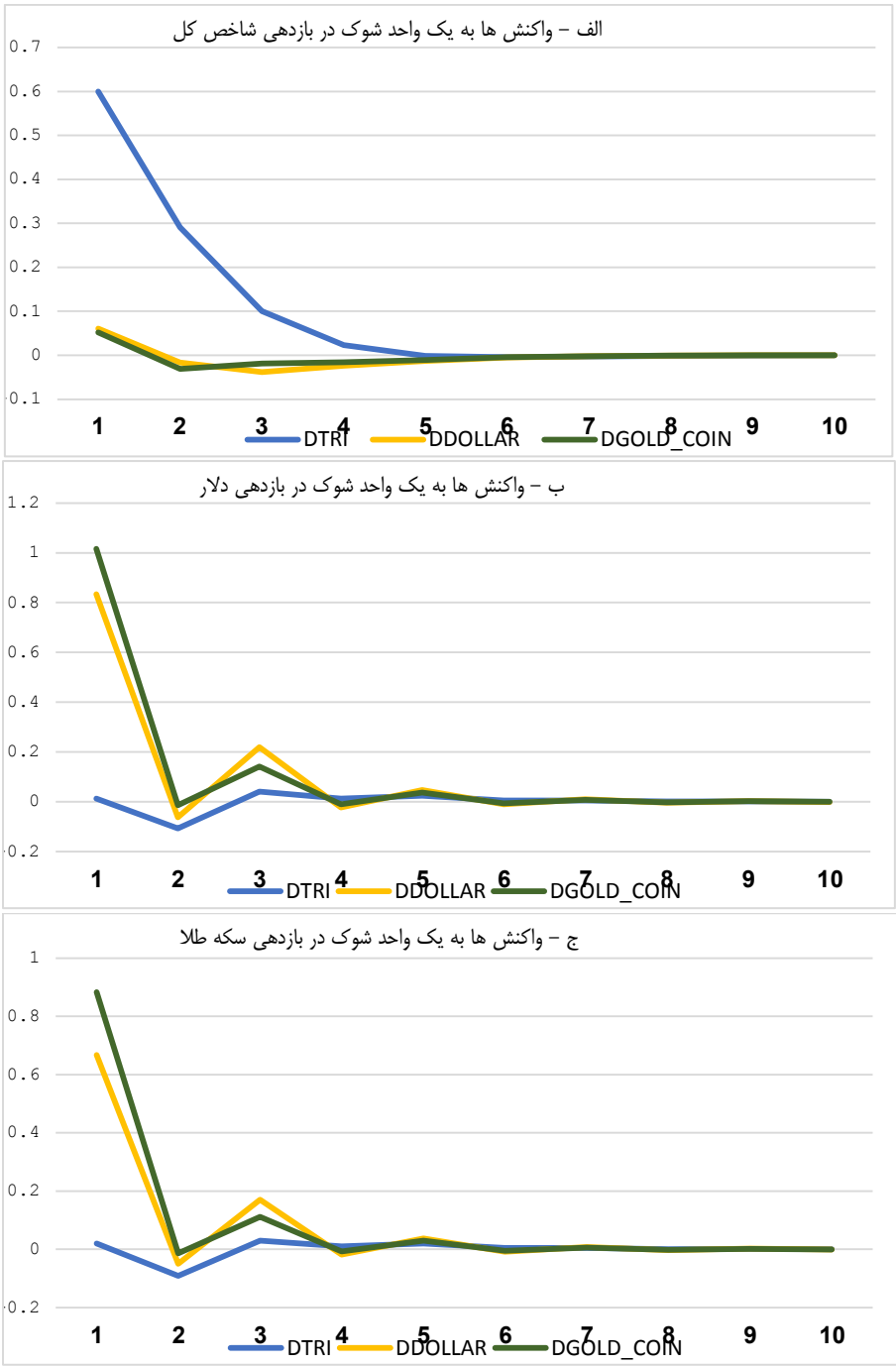
بلندمدت با ضریب C(3) = ۱/۱۶ بر بازدهی دلار تأثیر دارد.

با استفاده از توابع واکنش آنی ساختاری اثر تکانه‌ها در مدل خودرگرسیون برداری ساختاری بررسی شده است. مطابق با نمودار (۲–الف)، شاخص کل در ماه اول ۰/۶۰ واحد نسبت به یک واحد شوک در خودش واکنش نشان می‌دهد، در ماه دوم و سوم این واکنش کاهش‌یافته و اثر آن در ماه ششم به صفر می‌رسد. همان‌طور که مشاهده می‌شود الگوی واکنش سکه طلا و دلار به شوک در شاخص کل تقریباً مشابه هم هستند. واکنش سکه طلا و دلار به شوک وارده به شاخص کل بعد از حدود شش ماه به مقدار صفر می‌رسد.

نرخ دلار در ماه اول ۰/۸۳ واحد نسبت به یک واحد شوک در خودش واکنش نشان می‌دهد، در ماه دوم این واکنش به کمتر از صفر رسیده و مجدداً در ماه سوم به ۰/۲۲ واحد افزایش می‌یابد؛ به‌طورکلی اثر یک واحد شوک از نرخ دلار بر خودش بعد از حدود هفت ماه به صفر می‌رسد. نکته جالب توجه در نمودار (۲– ب) واکنش بازدهی سکه طلا به یک واحد شوک بر بازدهی دلار است. این واکنش در ماه اول ۱/۰۲ واحد بوده و الگویی همانند واکنش دلار در نمودار فوق دارد. لازم به ذکر است در تخمین مدل SVAR در جدول ۴ نیز تأثیر چشمگیر بازدهی دلار بر تغییرات بازدهی سکه طلا (ضریب C(4)) و برعکس تأثیر بازدهی سکه طلا بر بازدهی دلار (ضریب C(3)) مشاهده شد. در واقع نمودار (۲– ب) مؤید نتایج به‌دست‌آمده در تخمین مدل SVAR برای متغیرها است. مطابق نمودار (۲– ج) سکه طلا در ماه اول ۰/۸۸ واحد نسبت به یک واحد شوک در خودش واکنش نشان می‌دهد، در ماه دوم این واکنش به ۰/۰۱– رسیده و مجدداً در ماه سوم به ۰/۱۱ واحد افزایش می‌یابد؛ به‌طورکلی اثر یک واحد شوک از بازدهی سکه طلا بر خودش بعد از ۷ ماه به صفر می‌رسد. دلار نیز در نمودار (۲– ب) که در آن واکنش شدید سکه طلا به شوک وارده بر نرخ دلار مشاهده شد، نسبت به شوک وارده بر بازدهی سکه دلار در ماه اول ۰/۶۶ واحد واکنش نشان داده است.

www.SID.ir

Archive of SID



نمودار ۲. توابع واکنش آنی برای متغیرهای مورد بررسی در مدل SVAR

www.SID.ir

Archive of SID

به منظور آزمون وجود ناهمسانی واریانس در سری‌های پسماند متغیرها در مدل SVAR، از آزمون آرچ انگل استفاده شده است. نتایج آزمون آرچ انگل در جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون آرچ انگل برای بررسی اثر ناهمسانی واریانس در مدل SVAR

سری پسماند	احتمال	مقدار آماره F	مقدار بحرانی
سری پسماند شاخص کل	۰/۶۹	۰/۱۶	۵/۹۹
سری پسماند بازدهی سکه طلا	۰/۰۰	۱۴/۹۱	۵/۹۹
سری پسماند بازدهی دلار	۰/۰۰	۱۴/۹۲	۵/۹۹

با توجه به نتایج انجام آزمون در جدول ۵، در مورد سری‌های پسماند دلار و سکه طلا، مقدار آماره F به‌طور قابل ملاحظه‌ای از مقدار بحرانی بزرگ‌تر است؛ بنابراین فرض صفر به نفع فرض یک مبنی بر وجود ناهمسانی واریانس در سری‌های پسماند، تأیید نمی‌شود؛ اما در مورد سری پسماند شاخص کل مقدار آماره از مقدار بحرانی کوچک‌تر است و لذا دلیلی برای رد فرض صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس وجود ندارد.

با توجه به نتایج آزمون اخیر مبنی بر وجود اثر گارچ در سری‌های پسماند دلار و سکه طلا، به‌منظور بررسی تأثیر اخبار و رویدادهای گذشته هر یک از متغیرهای مدل بر یکدیگر، از مدل گارچ چند متغیره استفاده شده است. نتایج برازش مدل گارچ شرطی برای پسماندهای مدل SVAR در جدول ۶ خلاصه شده است.

جدول ۶. نتایج برازش مدل گارچ شرطی در مدل SVAR

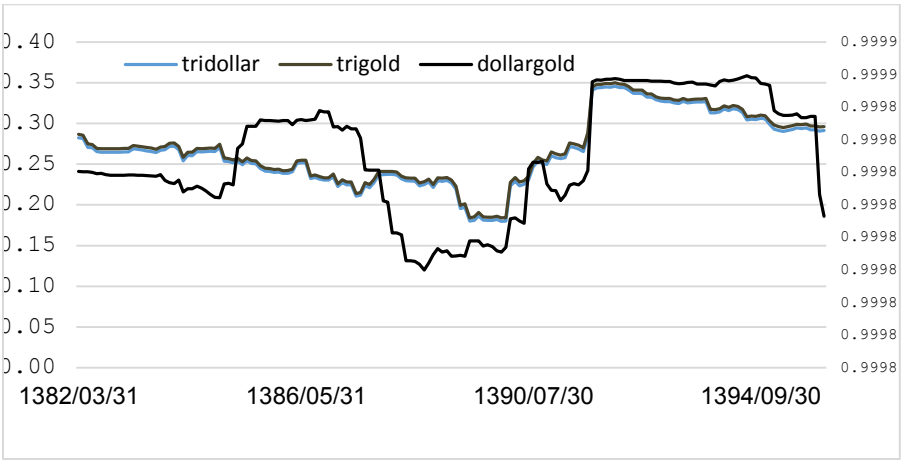
	پارامتر	مقدار تخمین	انحراف معیار	آماره t	احتمال
پسماند شاخص کل	امگا	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۲۵۶۴	۰/۷۹۷۷
	آلفا	۰/۰۵۰۸	۰/۰۶۱۸	۰/۸۲۱۹	۰/۴۱۱۲
	بتا	۰/۹۰۰۲	۰/۱۴۱۶	۶/۳۵۶۶	۰/۰۰۰۰
پسماند دلار	امگا	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۳	۰/۰۴۲۲	۰/۹۶۶۳
	آلفا	۰/۰۶۲۰	۰/۰۹۵۰	۰/۶۵۲۶	۰/۵۱۴۰
	بتا	۰/۸۹۵۹	۰/۱۷۰۶	۵/۲۵۲۷	۰/۰۰۰۰
پسماند سکه طلا	امگا	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۱	۰/۱۰۶۰	۰/۹۱۵۶
	آلفا	۰/۰۵۵۹	۰/۰۹۳۹	۰/۵۹۵۲	۰/۵۵۱۷
	بتا	۰/۸۹۸۲	۰/۱۶۳۵	۵/۴۹۳۰	۰/۰۰۰۰
معیارهای اطلاعاتی:		آکاییک	شوارتز	هنان کویین	
		-۹/۳۶۱۱	-۹/۰۴۱۱	-۹/۲۳۱۲	

www.SID.ir

Archive of SID

همان‌گونه که مشاهده می‌شود ضرایب ثابت هر سه پسماند نزدیک به صفر است؛ اما پارامترهای آلفا و بتا معنادار هستند.

همبستگی شرطی پویا در مدل SVAR با توجه به تعریف رابطه بلندمدت در نمودار ۳ نشان داده شده است. همبستگی بین دلار و سکه طلا در طول زمان تقریباً برابر یک است و همبستگی بین شاخص و دلار و همچنین شاخص و سکه طلا تقریباً با هم برابر است. در دی ماه سال ۱۳۹۲ همبستگی بین متغیرها به‌صورت هم‌زمان افزایش یافته است.



نمودار ۳. همبستگی شرطی پویا در مدل SVAR

در این قسمت با استفاده از روش تجزیه واریانس به‌بررسی اثر سرریز نوسان بین سه متغیر مدل پرداخته می‌شود. نتایج انجام تجزیه واریانس در مدل SVAR در جدول ۷ نشان داده شده است. لازم به ذکر است در پیاده‌سازی روش تجزیه واریانس برای سری‌های پسماند بازدهی متغیرها در مدل VAR، از رویکرد ساختاری به منظور متعامدسازی استفاده شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۷. نتایج روش تجزیه واریانس در مدل *SVAR*

دوره	انحراف معیار	شاخص کل	دلار	سکه طلا
تجزیه واریانس شاخص کل:				
۱	۰/۵۹۹۶	۹۹/۸۴۴۸	۰/۰۴۵۲	۰/۱۱۰۰
۲	۰/۶۸۰۷	۹۵/۶۳۹۷	۲/۴۶۹۳	۰/۸۹۱۰
۳	۰/۶۸۹۹	۹۵/۲۳۱۴	۲/۷۴۶۸	۲/۰۲۱۹
۴	۰/۶۹۰۴	۹۵/۱۸۵۰	۲/۷۷۶۸	۲/۰۳۸۲
۵	۰/۶۹۱۲	۹۴/۹۶۴۷	۲/۹۱۱۱	۲/۱۲۴۲
۶	۰/۶۹۱۳	۹۴/۹۵۱۴	۲/۹۱۹۱	۲/۱۲۹۵
۷	۰/۶۹۱۳	۹۴/۹۳۸۸	۲/۹۲۶۷	۲/۱۳۴۵
۸	۰/۶۹۱۴	۹۴/۹۳۸۷	۲/۹۲۶۸	۲/۱۳۴۶
۹	۰/۶۹۱۴	۹۴/۹۳۸۳	۲/۹۲۷۰	۲/۱۳۴۷
۱۰	۰/۶۹۱۴	۹۴/۹۳۸۳	۲/۹۲۷۰	۲/۱۳۴۷
تجزیه واریانس دلار:				
۱	۱/۰۶۹۴	۰/۳۲۴۹	۶۰/۸۴۱۹	۳۸/۸۳۳۲
۲	۱/۰۷۲۴	۰/۳۴۶۸	۶۰/۸۳۵۲	۳۸/۸۱۸۰
۳	۱/۱۰۶۸	۰/۴۴۴۵	۶۰/۷۴۶۹	۳۸/۸۰۸۶
۴	۱/۱۰۷۵	۰/۴۹۹۱	۶۰/۷۱۴۶	۳۸/۷۸۶۲
۵	۱/۱۰۹۲	۰/۵۱۴۶	۶۰/۷۰۳۴	۳۸/۷۸۲۱
۶	۱/۱۰۹۳	۰/۵۱۷۷	۶۰/۷۰۱۶	۳۸/۷۸۰۷
۷	۱/۱۰۹۳	۰/۵۱۸۱	۶۰/۷۰۱۲	۳۸/۷۸۰۶
۸	۱/۱۰۹۳	۰/۵۱۸۲	۶۰/۷۰۱۲	۳۸/۷۸۰۶
۹	۱/۱۰۹۳	۰/۵۱۸۲	۶۰/۷۰۱۲	۳۸/۷۸۰۶
۱۰	۱/۱۰۹۳	۰/۵۱۸۲	۶۰/۷۰۱۲	۳۸/۷۸۰۶
تجزیه واریانس سکه طلا:				
۱	۱/۳۴۷۲	۰/۱۵۳۲	۵۶/۸۸۱۴	۴۲/۹۶۵۴
۲	۱/۳۴۷۷	۰/۲۰۴۴	۵۶/۸۵۰۷	۴۲/۹۴۴۸
۳	۱/۳۵۹۸	۰/۲۱۸۶	۵۶/۹۱۸۹	۴۲/۸۶۲۵
۴	۱/۳۵۹۹	۰/۲۳۰۵	۵۶/۹۱۲۸	۴۲/۸۵۶۷
۵	۱/۳۶۰۷	۰/۲۳۵۸	۵۶/۹۱۳۲	۴۲/۸۵۰۹
۶	۱/۳۶۰۷	۰/۲۳۷۲	۵۶/۹۱۲۶	۴۲/۸۵۰۲
۷	۱/۳۶۰۷	۰/۲۳۷۴	۵۶/۹۱۲۶	۴۲/۸۵۰۰
۸	۱/۳۶۰۷	۰/۲۳۷۴	۵۶/۹۱۲۶	۴۲/۸۴۹۹
۹	۱/۳۶۰۷	۰/۲۳۷۵	۵۶/۹۱۲۶	۴۲/۸۴۹۹
۱۰	۱/۳۶۰۷	۰/۲۳۷۵	۵۶/۹۱۲۶	۴۲/۸۴۹۹

با توجه به قسمت اول در جدول ۷، سهم عمده مقدار واریانس خطای پیش‌بینی یا اثر شوک‌ها در شاخص کل در بلندمدت، ناشی از نوسانات خود شاخص کل است و در بلندمدت سهم

www.SID.ir

Archive of SID

نوسانات شاخص کل به حدود ۹۵ درصد می‌رسد. این درحالی است که در بلندمدت سهم نوسانات دلار و سکه طلا در واریانس خطای پیش‌بینی شاخص کل به ترتیب ۲/۹۲ و ۲/۱۳ درصد است. در قسمت دوم جدول که مربوط به تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی دلار است، در بلندمدت، سهم ۶۰/۷ درصدی دلار از کل نوسانات دلار مشاهده می‌شود؛ همچنین سهم عامل سکه طلا در بلندمدت ۳۸/۸ درصد و سهم سکه شاخص کل از نوسانات دلار ۰/۵۲ درصد است. در قسمت سوم جدول و در بررسی نتایج تجزیه واریانس بازدهی سکه طلا، سهم ۵۶/۹ درصدی عامل دلار در نوسانات بازدهی سکه طلا مشاهده می‌شود. این درحالی است که خود سکه طلا ۴۲/۸ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی خود را در بر می‌گیرد.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

افزایش هم‌گرایی و تأثیرگذاری بازارهای مالی بر یکدیگر در دهه‌های اخیر، انتقال اطلاعات بین آنها را تشدید کرده است. امروزه هر تکانه یا نوسانی در یک بازار، بازارهای دیگر را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. این مسئله دغدغه اصلی پژوهش حاضر را بر درک نحوه انتقال نوسانات بین بازاری و تأثیر آنها بر یکدیگر متمرکز کرده است.

با بررسی بازده ماهانه سه بازار سهام، ارز و طلا در بازه زمانی ۱۳۸۲/۰۱/۰۱ تا ۱۳۹۵/۱۱/۳۰ در ایران، مشخص شد سهم عمده مقدار واریانس خطای پیش‌بینی یا اثر شوک‌ها در شاخص کل در مدل SVAR، ناشی از نوسانات خود شاخص کل است و در بلندمدت سهم نوسانات شاخص کل به حدود ۹۵ درصد می‌رسد. این درحالی است که در بلندمدت سهم نوسانات دلار و سکه طلا در واریانس خطای پیش‌بینی شاخص کل به ترتیب ۲/۹ و ۲/۱ درصد است. درخصوص شوک‌های وارد به دلار، بیشترین اثر توسط خود دلار به میزان ۶۰/۷ درصد و بعد از آن سکه طلا مشاهده شد و شاخص کل تنها حدود ۰/۵ درصد بر شوک‌های وارده بر دلار اثرگذار است؛ اما در مورد سکه طلا، بیش از ۵۶ درصد از نوسانات دلار به طلا منتقل می‌شود و درخصوص شاخص این مقدار به زیر یک درصد می‌رسد.

همبستگی شرطی پویا در مدل SVAR با توجه به تعریف رابطه بلندمدت نشان می‌دهد همبستگی بین دلار و سکه طلا در طول زمان تقریباً برابر یک است و همبستگی بین شاخص و دلار و همچنین شاخص و سکه طلا تقریباً با هم برابر است. در دی ماه سال ۱۳۹۲ همبستگی بین متغیرها به‌صورت هم‌زمان افزایش یافته است.

توابع واکنش آنی با زمان‌بندی اثر تکانه‌ها نشان دادند اثر شوک متغیرها بر یکدیگر پس از شش ماه حذف می‌شود. پس از اطمینان از عدم ناهمسانی واریانس، نتایج برازش مدل نشان داد، پسماند متغیرها به‌صورت معناداری به شوک‌های یک دوره قبل وابسته هستند.

www.SID.ir

Archive of SID

تشخیص صحیح رفتار نوسانات قیمت دارایی‌های مالی جهت تخصیص بهینه منابع، قیمت‌گذاری صحیح دارایی‌های مالی، مدیریت ریسک سبد دارایی و بهبود پیش‌بینی نوسانات قیمتی آینده حائز اهمیت است. نوسان در یک بازار، سرمایه‌گذاران را ترغیب می‌کند تا سبد دارایی خود را تعدیل کرده و ترکیب دارایی‌های خود را تغییر دهند. این مسئله می‌تواند از یک سو آشفتگی در بازار بحران‌زده را تشدید کند و از سوی دیگر، نوسانات و تکانه‌ها را به بازارهای دیگر انتقال دهد.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

1. Arouri, M., Lanhiani, A. & Nguyen, D., (2015). World gold prices and stock returns in china: Insights for hedging and diversification strategies. *Economic Modelling, 44:* 273-282.
2. Badshah, I. U., Frijns, B. & Tourani-Rad, A., (2013). Contemporaneous spill-over among equity, gold and exchange rate implied volatility indices. *Journal of Futures Markets, 33(6):* 555-572.
3. Bhunia, A., (2013). Cointegration and Casual Relationship among Crude Price, Domestic Gold Price and Financial Variables: An Evidence of BSE and NSE. *Journal of Contemporary Issues in Business Research, 2:* 1-10.
4. Blanchard, O. & Quah, D., (1989). The dtnamic Effect of Aggregate Demand and Suplly Disturbances. *American Economic Reviw, 79:* 655-673.
5. Brooks, C., (2014). *Introductory Econometrics for Finance.* 3 ed. s.l.:Cambridge University Press.
6. Ehrmann, M., Fratcher, M. & Rigobon, R., (2011). Stocks, bonds, money markets and exchange rates: Measuring international financial transmission. *Journal of Applied Econometrics, 26:* 948-974.
7. Gencer, H. & Musoglu, Z., (2014). Volatility Trasmission and Spillovers among Gold, Bonds and Stocks: An Emprical Evidence from Turkey. *International Journal of Economics and Financial Issues, 4(4):* 705-713.
8. Greene, H., (2002). *Econometric Analysis.* New York University: Prentice Hall.
9. Hammoudeh, S., Yuan, Y., McAleer, M. & Thompson, M., (2010). Precious metal-exchange rate volatility transmission and hedging strategies. *International Review of Economics$Finance, 19(4):* 633-647.
10. Hein, L., (2015). Investigating Correlation and Volatility Transmission among Equity, Gold, Oil and Foreign Exchange. *Research in Business and Economics, 2:* 1-15.
11. Jiranyakul, K., (2104). Does Oil Price Uncertainty Transmit to the Thai Stock Market?. *Journal of Economic & Financial Studies, 2(6):* 16-25.
12. Kilian, L., (2011). Structural Vector Autoregression. 2 October: 1-52.
13. Kim, M. & Dilts, D., (2011). The relationship of the value of the dollar, and the prices of gold and oil: a tale of asset risk. *Economics Bulletin, 31(2):*1151-1162.
14. Litterman, R., (1986). A statistical approach to economic forecasting. *Journal of Business & Economic Statistics, 4(1):*1-4.
15. Masih, R., Peters, S. & Mello, L., (2011). Oil price volatility and stock price fluctuations in an emerging market: Evidence from South Korea. *Energy Economics, 33:* 975-986.
16. McNees, S., (1986). Forecasting accuracy of alternative techniques: A comparisioan of US macroeconomic forcasts. *Journal of Business and Economic Statistic, 4:* 5-15.
17. Mensi, W., Beljid, M., Boubaker, A. & MAnagi, S., (2013). Correlations and Volatility Spillover across Commodity and Stock Markets: Linking Energies, Food, and Gold. *Economic Modelling, 32:* 15-22.
18. Partalidou, X., Kiohos, A., Giannarakis, G. & Sariannidis, N., (2016). The Impact of Gold, Bond, Currency, Metal and Oil Markets on the USA Stock Market. *International Journal of Energy Economcs and Policy, 6(1):* 76-81.

www.SID.ir

Archive of SID

19. Rigobon, R., (2003). Identification through heteroskedasticity. *Review of Economics and Statistics, 85:* 777-792.
20. Sari, R., Hammoudeh, S. & Soytas, U., (2010). Dynamic of oil price, precious metalprices, and exchange rate. *Energy Economics, 32(2):* 351-362.
21. Sims, C., (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica, 48(1):* 1-48.
22. Sui, L. & Sun, L., (2015). Spillover Effect between Exchange Rate and Stock Prices: Evidence from BRICS around the Global Financial Crisis. *Research in International Business and Finance:* 1-30.
23. Wang, m. l., Wang, c. p. & Huang, t. y., (2010). Relationships among Oil Price, Gold Price, Exchange Rate and International Stock Markets. *International Research Journal of Finance and Economics, 47(1):* 83-92.
24. Zakaria, S. & Abdalla, S., (2013). Modelling the Impact of Oil Price Fluctuations on the Stock Returns in an Emerging Market: The Case of Saudi Arabia. *Interdisciplinary Journal of Research in Business, 2(10):* 10-20.

www.SID.ir