دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی(دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیست ودوم، شمارۀ۹، بهار و تابستان ۱۳۹۴

اثر نوسانات نرخ ارز و شاخص بازار سهام بر قیمت سکه طلا

سعید صمدی[۱]
دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه اصفهان
نسرین ابراهیمی[۲]
کارشناسی ارشد دانشگاه اصفهان
فریباالسادات عقیلی[۳]
دانشجوی دکتری دانشگاه اصفهان

تاریخ دریافت : ۱۳۹۲/۲/۴ تاریخ پذیرش : ۱۳۹۲/۹/۲۳

چکیده

با توجه به این‌که طلا یک کالای حساس و استراتژیک است و قیمت جهانی آن در طول سال‌های گذشته دارای روند صعودی بوده است، این مطالعه بر آن است که عوامل تأثیرگذار بر قیمت سکه طلا را بررسی کند. از جمله مهم‌ترین عواملی که بر قیمت طلا در ایران تاثیر گذارند می‌توان به قیمت جهانی طلا، وجود انتظارات تورمی، نوسانات نرخ ارز، نوسانات شاخص سهام و تحریم‌های بین‌المللی اشاره کرد. هم‌چنین بررسی این عوامل می‌تواند نتایج مفیدی برای سرمایه‌گذاران و برنامه‌ریزان به همراه داشته باشد.

به دلیل اهمیت بازار ارز و بازار سهام، در این مطالعه تلاش می‌شود تا علاوه بر قیمت جهانی طلا اثر نوسانات نرخ ارز و شاخص سهام نیز بر قیمت سکه‌ی طلا در ایران از فروردین سال ۱۳۸۰ تا شهریور سال ۱۳۹۰ مورد بررسی قرار گیرد. به این منظور در این مطالعه از مدل خانواده‌ی خود توضیحی واریانس ناهمسانی شرطی[۴](ARCH) برای اندازه‌گیری نوسانات استفاده می‌شود. زیرا این مدل‌ها می‌توانند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته‌ی خود توضیح دهند و سپس با استفاده از مدل (ARDL) چگونگی اثرگذاری این نوسانات در کوتاه‌مدت و بلندمدت ارزیابی می‌شود.

نتایج نشان می‌دهد از بین عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت سکه، نرخ ارز (نرخ برابری دلار و ریال) هم در

۱- Samadi_sa@yahoo.com
۲- Nasrin.ebrahimmi@gmail.com
۳- نویسنده مسئول: f.aghili67@yahoo.com
۴- Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity

کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، مؤثرترین عامل است. ضریب قیمت جهانی طلا نیز هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت مثبت و معنی‌دار است. شایان ذکر است که ضرایب بلندمدت بزرگ‌تر از ضرایب کوتاه‌مدت است و این نشان می‌دهد که در بلندمدت قیمت سکه به نوسانات نرخ ارز و تغییر در قیمت جهانی طلا بیش‌تر واکنش نشان می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: قیمت سکه طلا، نوسانات نرخ ارز، نوسانات شاخص سهام
طبقه‌بندی JEL: F31, G12

۱- مقدمه

طلا همواره با توجه به ارزش ذاتی، فسادناپذیری، برخورداری از مقبولیت عامه، قدرت نقدشوندگی و هزینه نگهداری پایین از اهمیت بالایی برخوردار بوده است. قیمت جهانی این فلز گران‌بها و ارزشمند مانند هر کالای دیگری تحت تأثیر نیروهای عرضه و تقاضا در بازار است. اما با توجه به این‌که طلا یک کالای حساس و استراتژیک است، عوامل زیادی بر میزان عرضه و تقاضا و بالطبع قیمت آن اثر می‌گذارند. تغییرات ارزش دلار در برابر سایر ارزها، قیمت جهانی نفت، نرخ بهره بانکی و وقایع جغرافیایی- سیاسی، از جمله مهم‌ترین عوامل اثرگذار محسوب می‌شوند (وانگ و همکاران(Wang et al)، 2011). قیمت جهانی طلا در طول سال‌های گذشته دارای روند صعودی بوده و این روند در سال‌های اخیر به مراتب چشم‌گیرتر بوده است. قاعدتاً قیمت سکه و طلا در ایران نیز به تبعیت از قیمت جهانی آن روند صعودی به خود گرفته‌است. اما گاهی اوقات نوسانات قیمت طلا در کشور بیش‌تر از نوسانات قیمت در بازارهای جهانی بوده است؛ با مقایسه‌ی قیمت واقعی سکه طلا و قیمت بازاری آن می‌توان به وضوح یک شکاف قیمتی را مشاهده کرد. این شکاف قیمتی نشان می‌دهد که قیمت طلا در ایران نه تنها تحت تاثیر قیمت جهانی است، بلکه عوامل دیگری نیز در تعیین قیمت این فلز اثرگذارند. وجود انتظارات تورمی، نوسانات نرخ ارز، نوسانات شاخص سهام و یا اعلام تحریم‌های بین‌المللی می‌تواند موجب شکل‌گیری نوعی هیجان در بازار طلا برای افزایش تقاضا شود (بونگر(Bogner)، 2003 و سرفراز(Sarfaraz)، 2005). در نتیجه‌ی این افزایش تقاضا، قیمت طلا افزایش یافته و از مقدار واقعی خود فاصله می‌گیرد. با توجه به نقش مهمی که طلا در اقتصاد دارد، بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات آن می‌تواند نتایج مفیدی برای سرمایه‌گذاران و برنامه‌ریزان به همراه داشته باشد. به دلیل اهمیت بازار ارز و بازار سهام، در

این مطالعه تلاش می‌شود تا علاوه بر قیمت جهانی طلا اثر نوسانات نرخ ارز و شاخص سهام نیز بر قیمت سکه‌ی طلا در ایران از فروردین سال ۱۳۸۰ تا شهریور سال ۱۳۹۰ مورد بررسی قرار گیرد. به این منظور در این مطالعه از مدل خانواده‌ی خود توضیحی واریانس ناهمسانی شرطی[۱] (ARCH) برای اندازه‌گیری نوسانات استفاده می‌شود. زیرا این مدل‌ها می‌توانند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته‌ی خود توضیح دهند (اندرس(Enders)، 2003). بر این اساس در بخش دوم این مقاله، ادبیات موضوع و پیشینه‌ی پژوهش مورد بحث قرار می‌گیرد. در بخش سوم به مدل‌سازی نوسانات با استفاده از مدل‌های خانواده‌ی (ARCH) پرداخته می‌شود. در ادامه داده‌ها و روش پژوهش و سپس نتایج تجربی مدل ارائه خواهد شد. درپایان، نتیجه‌گیری و پیشنهادات آورده شده‌است.

2- مبانی نظری

نظریه‌ای که به عنوان مبنای تئوریک مدل این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته‌است، تئوری پورتفولیو است. پورتفولیو، سبد دارایی است که سرمایه‌گذار با ترکیبات مختلفی از دارایی‌های مالی آن را متنوع نگهداری می‌کند. این نظریه توسط مارکوویتز (Makowitz 1952) ارائه شد. نظریه‌ی وی بر این فرض استوار است که مطلوبیت سرمایه‌گذار تابع بازدهی و ریسک دارائی‌های مالی است(پاشایی‌فام و امیدپور(Pashaee & Omidpur، 2009). از این‌رو در ادامه‌ی بخش حاضر به توضیح بازدهی و ریسک پورتفولیو پرداخته می شود.

۳-۱- بازده انتظاری پورتفولیو

بازده انتظاری پورتفولیو عبارت است از مجموع وزنی بازدهی مورد انتظار دارایی‌های مالی تشکیل‌دهنده‌ی پورتفولیو. به طور کلی زمانی‌که پورتفولیو از n دارایی مالی تشکیل می‌شود، بازده انتظاری آن برابر است با :

$$R_p = \sum_{i=1}^{n} X_i R_i \qquad (۱)$$

۱- Auto Regressive Integrated Moving Average

به طوری که

R_p : بازده انتظاری پورتفولیو

X_i : نسبتی از ثروت مالی که صرف دارایی مالی i ام می‌شود

R_i : بازده انتظاری دارایی مالی i ام

اگر فرض شود که پورتفولیو افراد شامل پول، سپرده‌ی بانکی، سهام، ارز (دلار) و سکه طلاست و به عبارتی ثروت مالی افراد صرف پنج نوع دارایی مالی می‌شود[1]، بازده انتظاری سبد دارایی‌های مالی مذکور عبارت است از :

$$R_p = R_m^r m + R_d^r d + R_{st}^r st + R_{exr}^r exr + R_{cg}^r cg \qquad (۲)$$

به‌طوری که

R_m^r : بازدهی واقعی پول

m : نسبتی از ثروت مالی که صرف پول نقد می‌شود

R_d^r : بازدهی واقعی سپرده بانکی (نرخ سود بانکی)

d : نسبتی از ثروت مالی که صرف سپرده بانکی می‌شود

R_{st}^r : بازده واقعی سهام

st : نسبتی از ثروت مالی که صرف سهام می‌شود

R_{exr}^r : بازدهی واقعی ارز

exr : نسبتی از ثروت که صرف (دلار) می‌شود

R_{cg}^r : بازدهی ارز واقعی سکه طلا

cg : نسبتی از ثروت که صرف سکه طلا می‌شود

۳-۲- ریسک پورتفولیو

ریسک پورتفولیویی که از n دارایی مالی تشکیل شده است برابر است با :

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- بدیهی است که می‌بایست دارایی‌های دیگری مانند مستغلات و سایر موارد دیگر نیز به آن اضافه شود.

$$\sigma_p = \sqrt{\begin{matrix} X_1^2\ {}^2_1 + X_2^2\ {}^2_2 \text{ } + X_n^2\ {}^2_n + XX_1X_2 \text{oov}\left(R_1,R_2\right) \text{ } + \\ 2X_1X_n \text{vvv}\left(R_1,R_n\right) \text{ } + 2X_nX_{n-1} \text{cvv}\left(R_n,R_{n-1}\right) \end{matrix}} \quad (۳)$$

به طوری که

σ_p: انحراف معیار بازدهی‌های دارایی‌های مالی پورتفولیو

X_i : نسبتی از ثروت مالی که صرف دارایی مالی i–ام می‌شود

σ_i: انحراف معیار بازدهی دارایی i °ام

با توجه به این‌که پول نقد و سپرده‌های بانکی فاقد ریسک هستند، ریسک پورتفولیو شامل پنج نوع دارایی مالی مذکور برابر است با :

$$\sigma_p = \sqrt{\begin{matrix} \text{st}^2\ {}^2_{\text{tt}} + \text{exr}^2\ {}^2_{\text{exr}} + \text{coin}^2\ {}^2_{\text{coin}} + ((\text{tt})(\text{rrr})\sigma_{\text{st,exr}} + \\ 2(\text{tt})(\text{cii n})\sigma_{\text{st,coin}} + ((\text{rrr})(\text{cii n})\sigma_{\text{exr,coin}} \end{matrix}} \quad (۴)$$

مارکوویتز معتقد است شخصی که می‌خواهد بازدهی سرمایه‌گذاری خود را حداکثر و عدم اطمینان و ریسک را حداقل کند، باید بین این دو هدف متضاد یک موازنه ایجاد کند (شریعت‌پناهی و جعفری(Shareate panahi& Jafari)، 2009). راه حلی که او برای این مشکل ارائه می‌کند، تنوع بخشیدن به سبد دارایی‌های مالی است. او در مطالعات خود به این نتیجه رسیده است که اگر شخص به‌جای سرمایه‌گذاری در یک نوع اوراق بهادار در چند نوع بازار و اوراق سرمایه‌گذاری کند هم ریسک آن به حداقل می‌رسد و هم بازدهی آن سرمایه‌گذاری افزایش خواهد یافت (تهرانی و نوربخش(Tehrani & Norbakhsh)،2005). بنابراین، افراد در سبد دارایی های مالی خود ترکیبات مختلفی از پول نقد، سهام، طلا، ارز و سپرده بانکی نگهداری می‌کنند و نوسانات اوراق و بازارها سبب تغییر در ترکیب سبد دارایی‌های آن‌ها می‌شود. به عنوان مثال، نوسانات و نااطمینانی در بازارهای ارز و سهام بر روی تصمیم‌گیری افراد برای سرمایه‌گذاری در بازار طلا تأثیر می‌گذارد. یعنی نوسانات نرخ ارز و شاخص سهام از عوامل مؤثر بر تقاضا و بنابراین قیمت طلاست.

پرتال جامع علوم انسانی

3- پیشینه پژوهش

پژوهشگران بسیاری به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت طلا و نوسانات آن با استفاده از روش‌های

مختلف پرداخته‌اند. کائماسونون (Khaemasunun, 2008) نرخ ارز را مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده‌ی قیمت طلا در تایلند معرفی می‌کند به طوری‌که نرخ ارز با قیمت طلا رابطه‌ی معکوس دارد.

ایسمایل و همکاران (Ismail et al, 2009) در ارزیابی عوامل اثرگذار بر قیمت جهانی طلا با استفاده از مدل رگرسیون خطی چندگانه[1] (MLR)، به این نتیجه رسیده‌اند که نرخ مبادله‌ی دلار و یورو، نرخ تورم و حجم پول اثر معنی‌داری بر قیمت جهانی طلا دارند. میشرا و همکاران (Mishra et al, 2010) با استفاده از آزمون علیت گرنجری در چارچوب مدل تصحیح خطای برداری[2] (VECM) نشان داده‌اند که رابطه‌ی بین قیمت طلا و شاخص قیمت سهام در هند، یک رابطه‌ی دو طرفه است.

وانگ و همکاران(Wang et al, 2011) در بررسی ارتباط بین طلا و تورم در کوتاه مدت و بلندمدت به این نتیجه رسیده‌اند که تورم و طلا به عنوان یک دارایی در آمریکا و ژاپن در دوره‌ی کوتاه مدت ارتباط معناداری ندارند، اما طلا در بلندمدت بر تورم اثر می‌گذارد.

کومار (Komar, 2011) در بررسی ارتباط بین طلا و سهام براساس مدل سبد دارایی و با استفاده از VAR-GARCH به این نتیجه رسیده است که اگر سرمایه‌گذاران سبد دارایی خود را ترکیبی از طلا و سهام انتخاب کنند این سرمایه‌گذاری تنوع بهتر و مزایای بیشتری نسبت به سهام دارد.

سرفراز و افسر(Sarfaraz & Afsar, 2005) در بررسی عوامل موثر بر قیمت طلا و ارائه مدل پیش‌بینی بر مبنای شبکه‌های عصبی فازی به این نتیجه رسیده‌اند که قیمت طلا در ایران نه تنها تحت تأثیر قیمت جهانی طلاست بلکه عوامل داخلی و بخصوص تورم نقش قابل توجهی در نوسانات قیمت داخلی طلا ایفا می‌کند. تورم مزمن در کشور و انتظارات تورمی ناشی از افزایش متوالی حجم پول در گردش موجب افزایش بی رویه‌ی قیمت طلا در کشور می‌گردد. تنزل ارزش پول و تمایل صاحبان پول‌های سرگردان به طلا به عنوان وسیله‌ی ذخیره‌ی ارزش موجب تضعیف

۱- Multiple Linear Regression

۲- Vector Error Correction Model

ارزش ریال می‌شود. خلیلی‌خواه و زیرک (Khalili Khah & Zirak, 2006) عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت در بازار طلای ایران طی پنج ماهه‌ی پایانی سال ۱۳۸۴ و فروردین ۱۳۸۵ را به دو دسته‌ی عوامل خارجی و داخلی تقسیم کرده اند. بر اساس نتایج به دست آمده، پژوهش گران افزایش قیمت جهانی طلا، کاهش نرخ برابری دلار در برابر ارزهای مهم و افزایش قیمت جهانی نفت را به عنوان مهم‌ترین عوامل خارجی اثرگذار بر قیمت طلای ایران معرفی کرده‌اند. هم‌چنین رشد نقدینگی، تعدیل و کاهش نرخ سود بانکی و تشدید نگرانی‌ها در مورد مسائل هسته‌ای ایران به عنوان عوامل داخلی مؤثر ذکر شده‌اند. شایان ذکر است که سرگردانی بیش از صدها هزار میلیارد ریال نقدینگی و عدم هدایت آن از طریق سیاست‌های پولی و مالی به سمت بازارهای جذاب و زود بازده مهم ترین عامل نوسانات قیمت در بازار طلا عنوان شده است.

کشتکار (Keshtkar, 2009) در مطالعه‌ای بازار جهانی طلا و عوامل اثرگذار بر قیمت طلا را مورد بررسی قرار داده است. نتایج مطالعه‌ی وی حاکی از آن است که نوسانات کوتاه‌مدت در قیمت طلا ناشی از آشفتگی های سیاسی و مالی، تغییر در نرخ ارز و نرخ بهره و نیز تحت تأثیر همبستگی بازده طلا با سایر دارائی‌هاست. از طرفی در بلندمدت، قیمت طلا هم‌جهت با تغییر سطح عمومی قیمت‌ها (شاخص قیمت مصرف‌کننده در آمریکا) و تورم جهانی تغییر می‌کند.

دلاوری و رحمتی (Delavari & Rahmati, 2010) با استفاده از مدل‌های خانواده‌ی (ARCH) نشان داده‌اند که نرخ ارز بیش‌ترین تأثیر را بر تغییرات قیمت سکه‌ی ایران دارد. بر اساس نتایج مطالعه‌ی مذکور، قیمت جهانی نفت در رده‌ی بعدی قرار دارد.

ابراهیمی (Ebrahimi, 2011) در بررسی به این نتیجه رسیده است که عدم التزام بانک مرکزی به نرخ ارز رسمی اعلام شده از سوی خود در کنار افزایش نرخ جاری و انتظاری تورم (به دلیل اجرای طرح هدفمند کردن یارانه‌ها)، شایعات مطرح در زمینه‌ی تحریم بانک مرکزی و ورود ارز در پورتفوی خانوارها از جمله مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر نوسان‌های شدید بازار ارز و طلا در سال ۱۳۹۰ بوده است. وی معتقد است که راه خروج این بازارها از نوسان، کنترل قیمتی نیست؛ بلکه شفافیت موضع بانک مرکزی و تلاش همزمان برای خارج کردن ارز از سبد دارائی‌های خانوارها می‌تواند گره‌گشا باشد. پژوهش گر، یکی از کم ضررترین راه‌های خروج نقدینگی سرگردان از این بازارها را معرفی فرصت‌های کسب عادی جایگزین مانند سپرده‌های بلندمدت و اوراق مشارکت می‌داند که این امر می‌تواند با افزایش نرخ سود آن‌ها محقق شود.

٤- مدل‌سازی نوسانات

در مدل‌های اقتصادسنجی مرسوم فرض بر آن است که واریانس جزء اختلال در کل دوره‌ی زمانی نمونه ثابت است. اما بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی در دوره‌هایی با نوسانات زیاد همراه هستند و متعاقب آن دوره‌هایی از تغییرات اندک را پشت‌سر می‌گذارند. تحت این شرایط فرض وجود واریانس ثابت یا واریانس همسانی چندان معقول نخواهد بود. مدل خود توضیحی واریانس ناهمسانی شرطی (ARCH) که اولین بار توسط انگل(Engel) در سال ۱۹۸۲ مطرح شد و بعدها توسط بالرسلوف(Bolerslev) به مدل‌های (GARCH)[1] تعمیم داده شد، عمومی‌ترین روش برای مدل‌سازی نوسانات و تغییرپذیری داده‌های سری زمانی مالی با فراوانی زیاد می‌باشد. این فرایندها دارای میانگین صفر هستند و به‌طور دنباله‌ای ناهمبسته‌اند و واریانس شرطی(روی اطلاعات مربوط به زمان گذشته) غیرثابتی داشته، در حالی‌که واریانس غیر شرطی ثابتی دارند. یکی از دلایل استفاده از مدل‌های (ARCH) وجود خطاهای پیش‌بینی کوچک و بزرگ در خوشه‌های[2] اقتصادی (مانند نرخ ارز، سهام، تورم و ...) است. به طوری‌که ممکن است سری مذکور طی دوره‌های زمانی مختلف رفتارهای متفاوتی را از خود نشان دهد. به مفهوم دیگر، در بعضی دوره‌ها دارای نوسان کم و در بعضی دوره‌ها دارای نوسان زیاد است. در چنین شرایطی انتظار می رود که واریانس در طول روند تصادفی سری مورد نظر ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد. در مدل GARCH(1,1) معادله واریانس شرطی علاوه بر مجذورات q بازده قبلی شامل مجموع p وقفه از خودش به عنوان متغیر توضیحی می‌باشد، یعنی به‌صورت یک فرایند ARCH بیان می‌شود:

$$\varepsilon_t = \sqrt{h_t} + z_t \qquad , z_t \sim N(0,1) \qquad (۵)$$

$$\mathrm{h_t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j h_{t-j} \qquad , \mathrm{t} = 1,2,3,\ldots \qquad (۶)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- Generalized ARCH

۲- Clusters

که در آن h_t واریانس شرطی ε_t بوده(منظور از شرایط، اطلاعات موجود در زمان t می‌باشد) و برای این‌که به ازای هر t ، h_t مثبت باشد، باید داشته باشیم:

$$\alpha_0 > 0$$
$$\alpha_i \geq 0\,, \qquad i = 1,2,3,\dots,q$$
$$\beta_j \geq 0\,, \qquad j = 1,2,3,\dots,p$$

گلاستن و همکاران (Glosten et al, 1994) نشان داده‌اند که چگونه می‌توان تأثیرات متفاوت وقایع خوب و بد را بر نوسانات مدل‌سازی نمود. در یک نگاه $\varepsilon_{t-1} = 0$ را می‌توان یک آستانه[۱] دانست به‌طوری که شوک‌های بزرگ‌تر از شوک‌های آستانه، تأثیرات متفاوتی نسبت به شوک‌های کوچک‌تر از شوک‌های آستانه دارند. بدین ترتیب فرایند GARCH آستانه‌ای (TGARCH) به صورت زیر بیان می‌شود:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \qquad (۷)$$

در مدل فوق d_{t-1} یک متغیر مجازی است که به ازای $\varepsilon_{t-1} < 0$ برابر با یک و به ازای $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ برابر با صفر می‌باشد (اندرس(Enders, 2000)).

یکی دیگر از مدل‌هایی که اثر عدم تقارن در اطلاعات را اندازه‌گیری می‌کند، مدل GARCH نمایی[۲] (EGARCH) است که توسط نلسون(Nelson) در سال ۱۹۹۱ ارائه شده است. یکی از مشکلات مدل‌های GARCH استاندارد آن است که باید مثبت بودن ضرایب را به نوعی تضمین نماییم. در مدل EGARCH شرط نامنفی بودن پارامترها حذف شده و معادله واریانس شرطی عبارت است از:

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}\right) + \lambda_1 \left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}\right| + \beta_1 \ln(h_{t-1}) \qquad (۸)$$

۵- داده‌ها و روش پژوهش

دوره زمانی این مطالعه از فروردین سال ۱۳۸۰ تا شهریور سال ۱۳۹۰ است. قیمت سکه‌ی بهارآزادی (طرح جدید)، قیمت جهانی طلا، شاخص قیمت سهام و نرخ ارز (نرخ برابری دلار و

۱- Treshold

۲- Exponential GARCH

ریال) متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در این مطالعه هستند. داده‌ها به صورت ماهانه از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده‌اند. در این پژوهش، ابتدا نوسانات نرخ ارز و شاخص سهام با استفاده از مدل‌های خانواده‌ی (ARCH) استخراج شده‌است. در واقع واریانس ناهمسانی شرطی مربوط به مجذور باقی‌مانده‌های هر مدل به عنوان جایگزینی برای نوسان متغیر مورد مطالعه در نظر گرفته شده‌است. سپس با توجه به تئوری پورتفولیو و با الهام از مطالعات مذکور در این پژوهش، اثر قیمت جهانی طلا، نوسانات نرخ ارز و شاخص سهام بر قیمت سکه‌ی طلا در ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. بدین منظور، مدل مورد استفاده به صورت زیر قابل تصریح است :

$$coin_{\mathrm{t}} = \gamma_0 + \gamma_1\, gold_{\mathrm{t}} + \gamma_2\, vexr_t + \gamma_3\, vst_t + \mathcal{U}_t \qquad (۹)$$

به طوری‌که

$coin_{\mathrm{t}}$: قیمت سکه بهارآزادی(طرح جدید) در زمان t

$gold_t$: قیمت جهانی طلا در زمان t

$vexr_t$: نوسانات نرخ ارز (در بازار آزاد) در زمان t

vst_t : نوسانات شاخص قیمت سهام در زمان t

$\mathcal{U}_{\mathrm{t}}$: جزء اخلال

بر اساس رابطه‌ی (۹) و به کمک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی[۱] (ARDL) چگونگی اثرگذاری این نوسانات بر قیمت سکه‌ی طلا در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار گرفته‌است. زیرا در این الگو هیچ الزامی به هم‌جمع بودن تمامی متغیرهای الگو از درجه‌ی یک نیست بلکه برآوردگرهای معادله می‌توانند هم‌جمع از مرتبه‌ی یک I(1) و یا صفر I(0) باشند (نوفرستی(Noferesti, 2010)).

٦- نتایج تجربی مدل

۱- Auto ° Regressive Distributed Lag

۶-۱- استخراج شاخص نوسانات با استفاده از مدل‌های خانواده‌ی (ARCH)

الف- مدل تصریح شده مربوط به نوسانات موجود در نرخ ارز

بر اساس نتایج گزارش شده در جدول (۱) قدرمطلق آماره‌ی آزمون دیکی ° فولر تعمیم‌یافته[1] (ADF)، ۸/۹۷-، از کمیت بحرانی در حالت وجود روند و عرض‌از مبدأ (۳/۴۵-) بزرگ‌تر است و بنابراین فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سری زمانی نرخ ارز در سطح ۵ درصد رد می‌شود و سری مورد نظر پایا[2] است.

جدول(۱): نتایج آزمون دیکی فولر سری نرخ ارز در سطح

متغیر	تعداد وقفه	آماره آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته (ADF)	کمیت بحرانی
Exr	۱	-۸/۹۷	-۳/۴۵

منبع : یافته‌های پژوهش

مقدار آماره‌ی آزمون ARCH از مرتبه‌ی دو، فرضیه‌ی همسانی واریانس را رد می‌کند و استفاده از فرایند ARCH را ممکن می‌سازد.

جدول (۲): نتایج آزمون ARCH برای پسماندهای سری نرخ ارز

$T*R^2$	۸/۴۹۵	Prob	۰/۰۱۴۲
F	۴/۴۶۱	Prob	۰/۰۱۳۶

منبع : یافته‌های پژوهش

پس از بررسی مدل‌های خانواده ARCH، مدل GARCH(1,1) دارای عملکرد بهتری در رفع واریانس ناهمسانی جزءاخلال نسبت به سایر مدل‌هاست. نتایج حاصل از آزمون ARCH بعد از استفاده از مدل GARCH(1,1) نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر واریانس همسانی جزءاخلال رد نمی‌شود:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- Augmented Dickey Fuller

۲- Stationary

جدول(۳): نتایج آزمون ARCH برای پسماندهای استاندارد شده‌ی مدل GARCH(1,1)

T*R2	۰/۶۹۴	Prob	۰/۴۰۴
F	۰/۶۸۶	Prob	۰/۴۰۹

منبع : یافته‌های پژوهش

نتاج به‌دست‌آمده حاصل از تخمین مدل میانگین و واریانس شرطی به شرح زیر است:

معادله‌ی میانگین :

$$DL(exr) = /00104 + /145\ AR(9) + /223\ MA(1) + \varepsilon \qquad (۱۰)$$
$$(.000197)\ \ (.031)\qquad (.065)$$

معادله‌ی واریانس :

$$h_t = 2/63\ \varepsilon_{t-1}^2 + /2081\ h_{t-1} \qquad (۱۱)$$
$$(/420)\qquad (/051)$$

ب- مدل تصریح شده مربوط به نوسانات موجود در شاخص سهام

از آن جایی‌که قدرمطلق آماره‌ی آزمون دیکی ° فولر تعمیم‌یافته (۶/۳۴-) از کمیت بحرانی در حالت عدم وجود روند و عرض‌از مبدأ (۱/۹۴-) بزرگ‌تر است، سری زمانی شاخص سهام پایاست. نتایج این آزمون در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول(٤): نتایج آزمون دیکی فولر سری شاخص سهام در سطح

متغیر	تعداد وقفه	آماره آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته (ADF)	کمیت بحرانی
شاخص سهام	۱	-۶/۳۴	-۱/۹۴

منبع : یافته‌های پژوهش

هم‌چنین، مقدار آماره‌ی آزمون ARCH از مرتبه‌ی دو، فرضیه‌ی همسانی واریانس را رد می‌کند و استفاده از فرایند ARCH را ممکن می‌سازد.

جدول(۵): نتایج آزمون ARCH برای پسماندهای سری شاخص سهام

T*R2	۶/۲۱۶	Prob	۰/۰۴۴۶
F	۳/۱۹۱	Prob	۰/۰۴۴۵

منبع : یافته‌های پژوهش

از بین مدل‌های خانواده‌ی ARCH ، مدل GARCH(1,1) عملکرد بهتری در رفع واریانس

ناهمسانی جزء اخلال نسبت به سایر مدل‌ها داشت. نتایج حاصل از آزمون ARCH بعد از استفاده از مدل GARCH(1,1) نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر واریانس همسانی جزء اخلال رد نمی‌شود:

جدول(٦): نتایج آزمون ARCH برای پسماندهای استاندارد شده‌ی مدل GARCH(1,1)

T*R2	۰/۰۴۱	Prob	۰/۸۴۱
F	۰/۰۳۹	Prob	۰/۸۴۲

منبع : یافته‌های پژوهش

نتاج به‌دست‌آمده حاصل از تخمین مدل میانگین و واریانس شرطی به شرح زیر است:

معادله‌ی میانگین

$$DL(st) = /015 + /395\ AR(1) + /281\ MA(12) + \varepsilon \qquad (۱۲)$$
$$(/007)\quad (/086)\qquad (/104)$$

معادله‌ی واریانس :

$$h_t = /000127 + /192\ \varepsilon_{t-1}^2 + /761\ h_{t-1} \qquad (۱۳)$$
$$(/000131)\quad (/086)\quad (/118)$$

٦-۲- تخمین مدل قیمت سکه‌ی طلا با استفاده از الگوی (ARDL)

الف- نتایج آزمون بلندمدت

قبل از ارائه‌ی هرگونه برآوردی از نتایج الگوی بلندمدت و کوتاه‌مدت، ابتدا لازم است وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها مورد بررسی و تأیید قرار گیرد. شرط این‌که متغیرها هم‌جمع باشند این است که مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه‌ی وابسته که به عنوان متغیر توضیحی در الگو ظاهر شده‌اند، کوچک‌تر از یک باشد. طبق نتایج به‌دست آمده از آزمون هم‌جمعی الگوی پویا و بر اساس معیار شوارتز ° بیزین و با استفاده از نرم‌افزار تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیر وابسته یعنی قیمت سکه‌ی طلا برابر یک و برای سایر متغیرها برابر صفر است. قدر مطلق آماره‌ی آزمون مربوط به ضریب قیمت سکه با یک وقفه (۸/۹۹-) از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی ، دولادو و مستر (Benerjee, Dolado and Mastre, 1992) در سطح اطمینان ۹۵ درصد (۳/۸۲-) بزرگ‌تر است. بنابراین، یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد به‌طوری که :

$$coin = /305\ \text{gold} + 18/67\ vexr + 2\ vst - /15\ \text{DUM} \qquad (۱۴)$$
$$(/119)\qquad (4/08)\qquad (2)\qquad (/05)$$

با توجه به معادله‌ی فوق نوسانات نرخ ارز در بلندمدت بیش‌ترین اثر را بر نوسانات قیمت سکه داشته است، به‌طوری که ۱ درصد افزایش (کاهش) نرخ ارز منجر به ۱۸/۶۷ درصد افزایش (کاهش) در قیمت سکه طلا می‌شود. نوسانات قیمت جهانی طلا با نوسانات قیمت سکه در ایران رابطه‌ی مستقیم دارد و دومین عامل اثرگذار محسوب می‌شود. شاخص قیمت سهام با قیمت سکه طلا رابطه‌ی مستقیم دارد اما از نظر آماری معنادار نیست.

ب- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا[1] (ECM)

وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوی تصحیح خطاست. این الگو نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. نتایج به‌دست آمده از الگوی تصحیح خطا برای قیمت سکه‌ی طلا در ایران، به صورت زیراست :

$$\Delta(coin) = 0/24\Delta(\text{gold}) + 14/61\ \Delta(vexr) + 1/56 \ln \Delta(vst) - 0/78\ \text{ECM}(-1) \quad (۱۵)$$
$$(0/091) \qquad (2/491) \qquad (1/621) \qquad (0/087)$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود، ضرایب در الگوی کوتاه‌مدت همانند بلندمدت است. نوسانات نرخ ارز موجب تغییر خلاف جهت در قیمت سکه ی طلا می‌شود و بیش‌ترین تأثیر را در بین متغیرها دارد. ضریب کوتاه‌مدت قیمت جهانی طلا هم‌چون بلندمدت مثبت و معنی‌دار است و به این معنی است که در کوتاه‌مدت وقتی قیمت جهانی طلا یک درصد افزایش می‌یابد، قیمت سکه در ایران ۰/۲۴ درصد افزایش می‌یابد. هم‌چنین، ضریب مربوط به نوسانات شاخص سهام مثبت اما از نظر آماری بی‌معنی است. شایان ذکر است که ضرایب بلندمدت بزرگ‌تر از ضرایب کوتاه‌مدت است و این نشان می‌دهد که در بلندمدت قیمت سکه به نوسانات نرخ ارز و تغییر در قیمت جهانی طلا بیش‌تر واکنش نشان می‌دهد. متغیر ECM(-1) که در واقع مهم‌ترین جزء است و از رگرسیون هم‌جمعی به‌دست آمده، به خطای تعادلی موسوم است. ضریب برآورد شده‌ی این جزء، سرعت رسیدن به تعادل بلندمدت از طریق ابزارهای سیاستی لحاظ شده در الگو را نشان می‌دهد. مقدار

۱- Error Correction Model

ضریب جمله‌ی تصحیح خطا در الگوی قیمت سکه‌ی طلا ۰/۷۸- و معنی‌دار است. یعنی اگر شوکی به مدل وارد شود، در هردوره ۰/۷۸ درصد از این عدم تعادل در دوره‌ی بعد تعدیل می‌شود. در این حالت شوک وارده به الگو به صورت نمایی و به تدریج از الگو خارج می‌شود.

۷- جمع بندی نتیجه‌گیری

در این مطالعه اثر نوسانات نرخ ارز و شاخص سهام بر قیمت سکه‌ی طلا در ایران مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور، ابتدا با استفاده از مدل‌های خانواده‌ی (ARCH) جایگزینی برای نوسانات نرخ ارز و شاخص سهام استخراج شده و سپس با استفاده از مدل (ARDL) چگونگی اثرگذاری این نوسانات در کوتاه‌مدت و بلندمدت ارزیابی شد. نتایج نشان می‌دهد از بین عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت سکه، نرخ ارز (نرخ برابری دلار و ریال) هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، مؤثرترین عامل است. بنابراین، تبدیل نوسان‌های بازار ارز و باثبات شدن آن به منزله ایجاد ثبات نسبی در بازار طلاست. هم‌چنین، ضریب مربوط به نوسانات شاخص قیمت سهام نشان دهنده‌ی وجود یک رابطه مستقیم بین نوسانات در بازار بورس و قیمت سکه است، اما این ضریب از نظر آماری در کوتاه‌مدت و بلندمدت، بی‌معنی است. این امر می‌تواند به دلیل ضعیف بودن بازار بورس ایران باشد.

براساس نتایج به‌دست آمده، تعیین یک رژیم ارزی مطلوب می‌تواند تعادل پایدار را به بازار طلا و ارز در ایران برگرداند. به نظر می‌رسد، شناور شدن مازاد ارز و تقویت این بازار از طریق سیاست های ارشادی بانک مرکزی که متناسب با کاهش دخالت مستقیم در بازار ارز است، می‌تواند زمینه‌های سفته‌بازی در این بازار را کاهش دهد و نوسان‌های رو به بالای قیمت‌های ارز و طلا را بکاهد. در کشورهایی که بازارهای مالی خصوصاً بازار سهام پیشرفته و فعال وجود ندارد یا نهادینه نشده است، مردم دارایی‌های خود را به صورت واقعی (غیرمولد) پس‌انداز می‌کنند. یکی از این نوع دارایی‌ها که قابلیت نقدشوندگی بالایی دارد، طلاست. از این رو مسؤلین باید برای جذب پس‌اندازهای مردم در بازار بورس، مسیر تولید و ایجاد ثبات بیشتر در بازار طلا اقدامات لازم را به عمل آورند.

در این مطالعه از مدل‌های ARCH برای بررسی نوسانات استفاده شد و نتایج نشان داد که این

مدل‌ها توانایی بالاتری در پیش‌بینی قیمت طلا و عوامل موثر برآن نسبت به سایر مدل‌های رگرسیونی دارند، زیرا این مدل‌ها می‌توانند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته‌ی خود توضیح دهند.

References

[1] Ali Ahmadi, S. and Ahmadlo, M. (2011), **Forecast the Gold Coin Future Contracts prices by ARIMA models in Iran Mercantile Exchange (IME)**, Financial Knowledge of Securities Analysis, 1(9):74-61. (In Persian)

[2] Bogner, S. (2003). "Gold vs. US Dollar".

[3] Delavari, M. and Rahmati, Z.(2010),**The analysis of volatility of gold coin price fluctuations in Iran using ARCH models**, Knowledge & Development, 17(30):51-68. (In Persian)

[4] Ebrahimmi, A. (2011), **Adherence to the official exchange rate, the central bank in currency markets and gold challenge**, Economic News, 130: 124-133. (In Persian)

[5] Enders, W. ( ). **Applied Econometric Time Series**. University of Alabama.

[6] Ismail, z., Yahya, A. and Shabri, A. (2009). **Forecasting Gold Prices Using Multiple Linear Regression Method**. American Journal of Applied Sciences, 6(8): 1509- 1514.

[7] Keshtkar, M.(2009), **A Study of the status of the world gold market in recent decades and the factors influencing on this market**, Economy News, 124:34-52. (In Persian)

[8] Khaemasunun, P. (2008). **Forecasting Thai Gold Prices**. www.wbiconpro.com/3-pravit.

[9] Khalili Khah, A. and Zirak, M. (2006), **The Study on Factors affecting the price volatility of gold during the final five months of 1384 and April 1385**,Economic Journal,6(61,62):5-14. (In Persian)

[10] Kumar, D. (2014).**Return and volatility transmission between gold and stock sectors: Application of portfolio management and hedging effectiveness**. IIMB Management Review, 32: 1-12

[11] Mishra, P. K., Dus,J. R. and Mishra, S. K. (2010). **Gold Price Volatility and Stock Market Returns in India**. American Journal of Scientific Research, 9: 47-55.

[12] Noferesti, M. (2010), **Unir Root and Co-integration in Econometrics**: Tehran: Ressa. (In Persian)

[13] P. Jones, C. (2005), **Investment Management**: Translation: Tehrani, R. and Norbakhsh, A. Tehran: Negahe Danesh. (In Persian)

[14] Pashaeefam, R. and , Omidipour, R. (2009), **The Effect of Inflation Rate on Real Stock Return in Iran Economy**, Journal of Economic Research

and Policies, 50:93-133. (In Persian)
[15] Sarfaraz, L. and Afsar, A. (2005), **A study on the factors affecting gold price and a neuro-fuzzy model of forcast**, Economic Research, 16:149-165. (In Persian)
[16] Shafiee, S. and Topal, E. (2010). **An Overview of Global Gold Market and Gold Price Forecasting**. Resources Policy, 35: 178-189.
[17] Sharp, F. (2009). **Investment Management**: translation: Shareat Panahi, S. M. and Jafari, A. Tehran: Etehad. (In Persian)
[18] Wang, K. M., Lee, Y. M. and Nguyen, T. (2011). **Time and place where gold acts as an inflation hedge: An application of long-run and short-run threshold model**. Economic Modelling, 28: 806˚819.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی