مجلهٔ دانش و توسعه (علمی - پژوهشی) سال هفدهم، شمارهٔ ۳۰، بهار ۱۳۸۹

بررسی تغییرپذیری نوسانات قیمت سکه طلا درایران با استفاده از مدلهای ARCH

مجید دلاوری*

مدرس دانشگاه آزاداسلامی، واحدعلوم وتحقیقات اهواز

زینب رحمتی

کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاداسلامی واحد علوم وتحقیقات اهواز

چکیده

هدف از این مطالعه بررسی تغییرات قیمت سکه طلا و مدلسازی نوسانات بازده و واریانس شرطی آن است. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، سری زمانی روزانه قیمت سکه بهار آزادی ازابتدای سال ۱۳۸۰تا انتهای سال ۱۳۸۶ می‌باشد. بررسی سری زمانی مذکور نشان داد این سری دارای نوسانات خوشه‌ای بوده که این امراستفاده از مدلهای ARCH جهت مدلسازی نوسانات را امکان‌پذیرمی‌نماید. از بین خانواده مدلهای ARCH، مدل GARCH نمایی (EGARCH) دارای عملکرد بهتری نسبت به سایر مدلها بود. قیمت نفت و نرخ برابری دلار به ریال به عنوان عوامل مؤثر بر تغییرپذیری قیمت سکه در نظرگرفته شد. از بین این عوامل نرخ برابری دلار به ریال دارای بیشترین تأثیر بر واریانس شرطی بوده و قیمت جهانی نفت در رده بعد قرار دارد. همچنین در دوره مورد بررسی پدیده موسوم به اثرات اهرمی در بازار سکه ایران مشاهده گردید، به این مفهوم که اخبار خوب منجر به نوسانات آتی بیشتری نسبت به اخبار بد با اندازه برابر در بازار سکه ایران می‌شوند.

واژه‌های کلیدی: قیمت سکه طلا، تغییرپذیری، مدل EGARCH.

طبقه‌بندی JEL: F12, G15

(* - نویسنده مسئول) Mjd_Delavari @Yahoo.com

تاریخ دریافت: ۸۸/۳/۲ تاریخ پذیرش: ۸۸/۸/۲

The analysis of volatility of gold coin price fluctuations in Iran using ARCH models

Majed Delavare
PhD of Islamic Azad University of Ahvaz
Zeynab Rahmati
AM of Islamic Azad University of Ahvaz

Abstract

In this paper, we investigate variations of gold coin price and also probe to model the fluctuations and conditional variance of coin market returns. The data consist of daily market prices of gold coin over the 1380 – 1386 period. Since volatility clustering is viewed in time series of returns, we employ ARCH (Autoregressive conditional heteroskedasticity) methodology in order to model the variance of returns. The results suggest that EGARCH is the best choice among other models of the ARCH family. The fluctuations are influenced by oil price and exchange rate. Exchange rate has the greater effect than oil price on conditional variance. Leverage effects were observed in gold coin market. It means that good news have greater influence rather than bad news with equivalent magnitude.

Keywords: Gold coin price, Volatility, EGARCH.

JEL: F12, G15.

مقدمه

طلا همواره به عنوان فلزی گرانبها مورد توجه بشر بوده است. هزاران سال است که این فلز نقش برجسته‌ای در زمینه پیشرفت جنبه‌های اجتماعی و اقتصادی جوامع به عهده دارد. عوامل بسیاری بر قیمت طلا مؤثرند و برایند آنها طی دوره‌های زمانی مختلف به شکل متفاوتی عمل کرده است. جنگهای جهانی، افزایش ناآرامی و تنشهای ژئوپولیتیک از عوامل سیاسی مؤثر بر قیمت طلا بوده‌اند. از جمله عوامل اقتصادی مؤثر بر تغییرات قیمت طلا می‌توان به تغییرات قیمت نفت، تغییرات سود بانکی و نوسانات ارزش دلار در برابر سایر ارزها اشاره نمود. قیمت طلا در طول دهه‌های گذشته، همواره دارای روند صعودی بوده و این روند صعودی درسالهای اخیر به مراتب چشمگیرتر بوده است. با افزایش شدید بهای نفت خام وبه تبع آن درآمدهای حاصل از صادرات نفت در کشور، نقدینگی زیادی وارد بازار طلا شده و با افزایش تقاضا و سرمایه‌گذاری

در طلا روند قیمت آن صعودی شده است. همچنین بدلیل نبود بازارهای مالی متشکل در ایران، پس‌اندازهای مردم صرف خرید زمین، طلا و ارز می‌شود. لذا بخش اعظم پس‌اندازهای مردم که با افزایش قیمت طلا تحت تأثیر قرار می‌گیرد، به سمت خرید این نوع داراییها سوق یافته و تغییرپذیری را در بازارهای ارز و طلا افزایش میدهد. به عبارت دیگر از آنجا که افراد در سبد داراییهای مالی خود ترکیبات مختلفی از پول نقد، سهام، طلا، ارز و سپرده بانکی را نگهداری می‌کنند، تغییرمتغیرهای کلان اقتصادی سبب تغییر در ترکیب پرتفوی این افراد خواهد شد.

بنابراین با توجه به نقش مهمی که طلا در اقتصاد دارد و موارد مصرف متنوع آن در صنعت، جواهرات وسرمایه‌گذاری، بررسی تغییرپذیری و عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت آن می‌تواند نتایجی ارزنده برای سرمایه‌گذاران و برنامه‌ریزان به همراه داشته باشد.

محققین بسیاری به بررسی عوامل تأثیرگذار بر قیمت و نوسانات قیمت طلا با استفاده از روشهای گوناگون پرداخته‌اند.

ملوین و سالتن [Melvin & Sulttan,1990] از داده‌های ماهانه قیمت‌های آتی طلای COMEX در دوره ۱۹۷۵ تا ۱۹۸۸ و یک مدل GARCH جهت تخمین واریانس شرطی قیمتهای طلا استفاده کرده ودریافتند که آشوبهای سیاسی آفریقای‌جنوبی و تغییرات قیمت نفت، عواملی تعیین‌کننده در تخمین واریانس شرطی خطاهای پیش‌بینی قیمتهای لحظه‌ای طلا می‌باشند.

کای [Cai, 2001] به بررسی تغییرپذیری بازده‌های قیمت روزانه قراردادهای آتی طلای COMEX در دوره ۱۹۹۴-۱۹۹۷ با استفاده از مدلهای ARCH پرداخته و از بین ۲۳ متغیر کلان اقتصادی، متغیرهای اشتغال، شاخص بهای مصرف کننده، تولید ناخالص داخلی و درآمد شخصی را به عنوان عوامل مؤثر بر قیمت طلا معرفی نموده است.

لورنس [Lawrence, 2003] با استفاده از داده‌های فصلی قیمت طلای لندن از ژانویه ۱۹۷۵ تا دسامبر ۲۰۰۱ و بهره گیری از روش خودرگرسیون برداری دریافت که وابستگی معناداری بین بازده‌های قیمت طلا و تغییرات برخی متغیرهای کلان اقتصادی مثل تورم، تولید ناخالص‌داخلی و نرخ بهره وجود دارد. وی گزارش کرد که بازده قیمتی طلا به شاخص‌های بازده سهام و اوراق قرضه کمتر از بازده سایر کالاها وابسته است.

پرتال جامع علوم انسانی

تالی و لوسی [Tully & Lucey,2007] با استفاده از مدلAPGARCH[1] به بررسی قیمتهای ماهانه نقد و آتی طلای COMEX در دوره ۱۹۸۳-۲۰۰۳ پرداختند، آنها تأثیر متغیرهایی چون نرخ دلار، پوند، شاخص FTSE (نقد و آتی)، قیمت نفت برنت، شاخص S&P 500، شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) در آمریکا وانگلستان، نرخ بیکاری، شاخص‌های تولید صنعتی ونرخ بهره در آمریکا و انگلستان رابر قیمتهای نقد و آتی طلا با استفاده از تکنیک خودرگرسیون برداری بررسی نمودند. از آنجا که متغیرهای شاخص FTSE (نقد)، نرخهای دلار و پوند، نرخ بهره آمریکا و شاخص قیمت مصرف‌کننده در انگلستان مؤثر تشخیص داده شدند، بنابراین متغیرهای مذکور در معادلات میانگین و واریانس شرطی بعنوان متغیرهای درونزا وارد شدند.

سرفراز و افسر (۱۳۸۴) به بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت طلا در ایران پرداخته‌اند. در این مطالعه قیمت جهانی طلا، قیمت سهام بازار بورس تهران، شاخص بهای خرده فروشی و نرخ برابری دلار و ریال به عنوان عوامل مؤثر در نظر گرفته شده و از روش شبکه‌های عصبی فازی بر مبنای مدل تاکاگی- سوگنو برای پیش‌بینی قیمت طلا استفاده شده است. داده‌های به کار رفته در این تحقیق ماهانه بوده و مقایسه نتایج پیش‌بینی با روش شبکه‌های عصبی فازی و روش رگرسیون نشان‌دهنده برتری شبکه‌های عصبی فازی در پیش‌بینی قیمت طلا بر روش رگرسیون است.

دراین مقاله به بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت سکه طلا پرداخته شده است.

با توجه به تغییرپذیری شدید قیمت طلا و سکه سؤالات زیر مطرح می‌شوند:

۱-آیا احتمال تکان‌ها و شوکهای شدید در بازار سکه ایران وجود دارد؟

۲-آیا مدل سازی تغییرات بازده قیمت سکه طلا بر اساس خانواده مدل‌های ARCH مناسب است؟

۳-آیا نوسانات متغیرهای قیمتی کلیدی (قیمت جهانی طلا، قیمت نفت، نرخ ارز) باعث نوسانات قیمت سکه در ایران می‌شود؟

۴-آیا بازار به اخبار خوب و بد با اندازه برابر، واکنش‌های یکسان نشان می‌دهد؟

پرتال جامع علوم انسانی

1- Asymmetric Power GARCH

ادغام روز افزون بازارهای مالی عمده، علاقه زیادی به درک اثرات سرریز تغییرپذیری از یک بازار به بازار دیگر ایجاد نموده است. تحقیق زیر جهت بررسی تأثیر برخی عوامل قیمتی مؤثر بر نوسانات قیمت سکه، فرضیه‌های زیر را پیشنهاد می‌کند:

۱- قیمت نفت وست تگزاس اینترمدیت (WTI) بعنوان نماینده شاخص قیمت جهانی نفت ارتباط مستقیمی با نوسانات قیمت سکه در بازار ایران دارد.

۲- نرخ برابری دلار و ریال با نوسانات قیمت سکه در بازار ایران ارتباط معکوس دارد.

۳-اثر اخبار و اطلاعات در بازار سکه ایران نامتقارن بوده وبازار پاسخهای متفاوتی به شوکهای مثبت و منفی با اندازه برابر نشان می‌دهد.

ساختار این مقاله به‌صورت زیر ارایه می شود. در بخش دوم روش تحقیق مطرح شده وبخش سوم به بررسی روند قیمت سکه و عوامل مؤثر بر آن می‌پردازد. بخش چهارم به معرفی داده‌ها اختصاص دارد. بخش پنجم شامل نتایج و بحث بوده و در بخش ششم ضمن نتیجه‌گیری از مباحث مذکور، پیشنهاداتی ارائه گردیده است.

روش تحقیق

مدل واریانس ناهمسانی اتورگرسیو (ARCH)[1] که اولین بار توسط انگل [Engle,1982] مطرح شد و بعدها توسط بولرسلو[Bolerslev,1986] به مدلهای (GARCH)[2] تعمیم داده‌شد، عمومی‌ترین روش برای مدلسازی نوسانات و تغییرپذیری داده‌های سری زمانی مالی با فراوانی زیاد می‌باشد.

این فرایندها دارای میانگین صفر هستند و به طور دنباله‌ای ناهمبسته‌اند و واریانس شرطی (روی اطلاعات مربوط به زمان گذشته) ناثابتی داشته، در حالیکه واریانس غیرشرطی ثابتی دارند.

درمدل GARCH(1,1) معادله واریانس شرطی علاوه بر مجذورات q بازده قبلی شامل مجموع p وقفه از خودش بعنوان متغیر توضیحی می‌باشد یعنی بصورت یک فرآیند ARMA بیان می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Autoregresive conditional Heteroskedasticity
1- Generalized ARCH

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

(۴)

$$h_t = \alpha_\circ + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j h_{t-j}, t = 1,2,3,...$$

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:

$$\alpha_\circ > \circ$$
$$\alpha_i \geq \circ \quad , \ i = 1,2,...,q$$
$$\beta_J \geq \circ \quad , J = 1,2,...,p$$

گلاستن، جگنزان و رانکل [Glosten, Jaganathan, Runkle, 1994] نشان دادند که چگونه می‌توان تأثیرات متفاوت وقایع خوب و بد را بر نوسانات مدلسازی نمود. در یک نگاه $\varepsilon_{t-1} = \circ$ را می‌توان یک آستانه[1] دانست بطوری که شوکهای بزرگتر از شوک آستانه، تأثیرات متفاوتی نسبت به شوکهای کوچکتر از شوک آستانه دارند.

بدین ترتیب فرآیند GARCH آستانه‌ای (TGARCH) بصورت زیر بیان می‌شود:

$$h_t = \alpha_\circ + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \qquad (۶)$$

در مدل فوق d_{t-1} یک متغیر مجازی است که به ازای $\varepsilon_{t-1} < \circ$ برابر با یک و به ازای $\varepsilon_{t-1} \geq \circ$ برابر با صفر می‌باشد [Enders,1948].

یکی دیگر از مدلهایی که اثر عدم تقارن در اطلاعات را اندازه‌گیری می‌کند، مدل GARCH نمایی[2] (EGARCH) است که توسط دانیل بی نلسون ارائه شد[Nelson, 1991].

یکی از مشکلات مدلهای GARCH استاندارد آن است که می‌بایست مثبت بودن تمامی ضرایب را به نوعی تضمین نماییم.

در مدل EGARCH شرط نامنفی بودن پارامترها حذف شده و معادله واریانس شرطی عبارت است از:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Threshold
2- Exponential GARCH

$$\ln(h_t) = \alpha_\circ + \alpha_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_t - 1}} \right) + \lambda_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_t - 1}} \right| + \beta_1 \ln(h_{t-1}) \qquad (۷)$$

مدل ARCH-M که توسط انگل، لیلین و رابینز[Engle, Lilien, Robins, 1987] مطرح شد، اغلب در زمینه‌های مالی جایی که بازده مورد انتظار یک دارایی به ریسک مورد انتظار آن مرتبط است، کاربرد دارد. آنها چارچوب اصلی مدل ARCH را به نحوی تغییردادندکه امکان وابسته بودن میانگین یک دنباله به واریانس شرطی آن فراهم آید [Enders,1948]. بنابراین در این مدل میانگین شرطی تابع ساده‌ای از واریانس شرطی می‌باشد:

$$Y_t = x_t \Gamma + \sigma_t^2 \acute{\Gamma} + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

نلسون [Nelson,1991] معتقد است که اگر قید $\alpha_1 + \beta_1 = 1$ را در مدلسازی بازده دارایی‌ها اعمال نماییم؛ به نوعی به توزیع بازده دارایی‌ها دست خواهیم یافت که در آن خاصیت صرفه‌جویی به خوبی رعایت شده است. در برخی موارد، اعمال قید فوق باعث خواهد شد رفتار واریانس شرطی شبیه رفتار یک فرایند مشتمل بر ریشه واحد گردد که مدل GARCH هم انباشته(IGARCH)[1] نامیده می‌شود[Enders,1948] .

مدل PGARCH[2] که توسط دینگ، گرنجر و انگل [Ding, Granjer and Engle,1993] مطرح شد بصورت زیر می‌باشد:

$$\sigma_t^{\,d} = c + \sum_{j=1}^{q} \beta \sigma^{\,d}_{t-j} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i \left(|\varepsilon_{t-i}| + \lambda \varepsilon_{t-i} \right)^d + \nu_t \qquad (۹)$$

با تغییر مقادیر d,θ,β,λ مدل فوق، قابل تبدیل به انواع مختلف مدلهای خانواده ARCH می‌باشد.

در این تحقیق با توجه به بررسی ویژگیهای انواع مدلهای خانواده ARCH ودر نظرگرفتن هدف تحقیق، مدل EGARCH انتخاب گردید.

عوامل مؤثربر نوسانات قیمت سکه

قیمت سکه در ایران نه تنها تحت تأثیر قیمت جهانی طلا، دلارو نفت است، بلکه عوامل متعدد داخلی، شرایط اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی نیز بر آن مؤثراست.

پرتال جامع علوم انسانی

1- Integrated GARCH
2- Power GARCH

بطور کلی نوسانات قیمت سکه طلا می‌تواند ناشی از نوسانات متغیرهای درونی(متغیرهای خرد اقتصادی) ومتغیرهای بیرونی(متغیرهای کلان اقتصادی) باشد. متغیرهای کلان به نوبه خود به متغیرهای اقتصادی وسایر متغیرها(مانند متغیرهای سیاسی، اجتماعی و فرهنگی) تقسیم می‌شوند. متغیرهای خرد اقتصادی ماهیتا" مختص بازار سکه طلا بوده و ناشی از عملکرد عرضه و تقاضای طلا می‌باشد (مانند قیمت سکه طلا و بازده آن) اما متغیرهای کلانی چون نرخ تورم، نقدینگی، نرخ ارز، قیمت نفت و... اثر عمومی بر قیمت سکه طلا دارند.

نقدینگی وتورم از جمله عواملی هستند که نقش قابل توجهی در نوسانات قیمت داخلی سکه ایفا می‌کنند. تورم مزمن در کشور و انتظارات تورمی ناشی از افزایش متوالی حجم پول درگردش نیز موجب افزایش بی‌رویه قیمت طلا در کشور می‌گردد. عوامل دیگری مانند اعیاد و جشنها وتحولات سیاسی نیز برتقاضای طلا تأثیر می‌گذارند.

در طول سه دهه گذشته، که اقتصاد ایران فرازونشیب‌های فراوانی را پشت‌سر گذاشته، قیمت طلا و سکه نیز نوسانات زیادی داشته است. قیمت سکه درسال ۱۳۶۴ با ۴۷/۱۵ درصد رشد مواجه شده و پس از آن، رشد ۷۳/۱۲ درصدی را هم تجربه کرده است.

با پایان یافتن جنگ و پذیرش قطعنامه ۵۹۸ برای نخستین بار پس ازانقلاب، بازارسکه نوسان منفی را تجربه کرد. اما پس از آن و زمانی که سیاست‌های پولی و بانکی دستخوش تحولات تازه‌ای شد، افزایش قیمت‌ها در این بازار، رکوردی شگفت بر جای گذاشت.

در سال ۱۳۷۵ و همزمان با داغ شدن فضای انتخاباتی که با بروز ابهاماتی در فضای سیاسی ایران همراه بود، قیمت سکه با ۶ درصد افت، بیشترین میزان کاهش قیمت را در سال‌های پس از انقلاب تجربه کرد. در سال ۱۳۷۷ زمانی که قیمت نفت به پایین‌ترین حد رسیده بود، قیمت سکه، ۱۶/۴ درصد و در سال بعد، ۳۰ درصد افزایش داشت. در سال ۱۳۷۹ باز هم روند افزایش قیمت سکه کند شده ودر سال ۱۳۸۱، درصد رشد قیمت سکه تقریباً با نرخ تورم برابری می‌کرد. این روند تا سال ۱۳۸۵ ادامه داشت. طی دو سال اخیر نیز بازار سکه با فراز و نشیب‌هایی همراه بوده است .

در اکثر کشورهای دنیا طلا از طریق بورس داد و ستد و کشف نرخ می‌شود. اما در ایران با وجود آنکه قیمت طلا در بازارداخلی هماهنگی نسبی با بازارهای جهانی دارد به علت حساسیتهای موجود، نبض بازارآن به طور کامل در اختیار بانک مرکزی قرارگرفته و این نهاد به عنوان متولی تنظیم بازارسکه هر زمان با افزایش تقاضا و یا افزایش قیمتها در بازار سکه مواجه می‌شود به منظور کاهش قیمت، به حراج سکه و فروش روزانه از طریق بانک کارگشایی اقدام می‌نماید.

داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، سری زمانی روزانه قیمت سکه بهار آزادی (طرح قدیم) از تاریخ ۸۰/۱/۱ لغایت ۸۶/۱۲/۲۹ می‌باشد، که متغیر وابسته مدل را تشکیل می‌دهد، همچنین متغیرهای سری زمانی قیمت روزانه نفت وست تگزاس اینترمدیت[1] و نرخ برابری دلار و ریال به عنوان متغیرهای توضیحی بکار گرفته شده‌اند. سریهای زمانی قیمت سکه بهار آزادی ونرخ برابری دلار و ریال ازطریق اداره بررسیهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سری زمانی قیمت نفت ازطریق وزارت نفت و اداره مطالعات بین‌الملل بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران تهیه گردید.

بدلیل عدم وجود منابع آماری، بررسی تأثیرعواملی چون قیمت داخلی طلا[2] و شاخص قیمت کالاهای مصرفی[3] امکان‌پذیر نگردید.د

به منظور بررسی رابطه بین متغیرهای داخلی و جهانی، مقادیر کلیه متغیرها در روزهای مشترک کاری در بازارهای داخلی و خارجی درنظر گرفته شده و روزهای غیر مشترک از کلیه سریهای زمانی حذف گردیده است.

نتایج و بحث

مدلهای ارائه شده در این قسمت شامل دو مدل میانگین و واریانس شرطی می‌باشد. در مدل میانگین به منظور بررسی نوسانات قیمت سکه طلا از بازده‌های قیمت سکه (rs_t) استفاده شد که بوسیله لگاریتم قیمت امروز بر قیمت روز گذشته محاسبه می‌شود:

$$rs_t = Ln\left(S_t / S_{t-1}\right) \qquad (۱۰)$$

S_t : قیمت سکه در روز t ام

همانطور که در نمودار(۱) دیده می‌شود این سری حول صفر تمرکز می‌یابد و بازده‌ها دائماً در حال نوسان هستند، اندازه این نوسانها گاهی بزرگ و گاهی کوچک است که نشان‌دهنده وجود

1- WTI

۲ - قیمت داخلی طلا در هیچ یک از مراکز آماری یافت نشد.

۳ - این شاخص بصورت روزانه موجود نمی‌باشد.

تغییرات خوشه‌ای در سری زمانی بازده قیمت سکه می‌باشد. در واقع تغییرات خوشه‌ای بدین معنی است که روزهای با تغییرات زیاد قیمت در کنار هم و روزهای با تغییرات کم قیمت نیز در کنار هم رخ می‌دهند. تغییرات خوشه‌ای همان اثری است که مدل ARCH برای کنترل آن طراحی شده است.

همچنین نمودار داده‌های خام یعنی قیمت سکه (s) نیز در نمودار(۱) رسم شده است. ملاحظه می‌شود که نرخ تغییرپذیری وقتی که قیمتها افزایش می‌یابد بیشتر است.

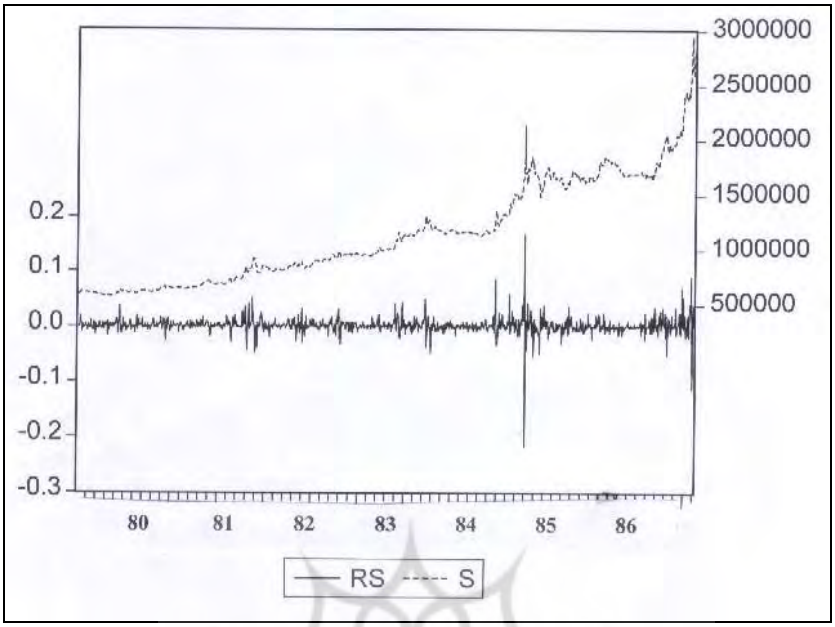
بازده‌ها دارای میانگین تقریبی صفر و میانه صفر بوده و میزان کمی چولگی به چپ نیز در آنها مشاهده می‌شود. به عنوان تعبیری برای چولگی منفی می‌توان گفت که چون بیشتر جرم احتمال بر قسمت راست توزیع بازده‌ها واقع می‌شود، بازده‌های با علامت مثبت محتمل‌تر خواهند بود و این یعنی بالا بودن احتمال پیشامد «افزایش قیمت امروز نسبت به روز قبل» نسبت به پیشامد متمم آن. به عبارت دیگر اطلاعات بازار تمایل بازار به افزایش قیمت‌ها را نشان میدهد.

مقدار کشیدگی در توزیع بازده‌ها برابر با ۷۱/۳۶۹ بوده که نسبت به توزیع نرمال با عدد کشیدگی ۳ دارای مقدار زیادی کشیدگی اضافی است. مقدار زیاد کشیدگی نشان می‌دهد نسبت به وقتی که توزیع بازده‌ها نرمال باشد، احتمال بیشتری به مقادیر انتهایی بازده‌ها تخصیص می‌یابد، به عبارت دیگر بازار، افزایش‌ها و یا کاهش‌های شدید و ناگهانی را محتمل می‌داند و می‌توان به سؤال اول تحقیق پاسخ مثبت داد. مقدار احتمال صفر مربوط به آماره Jarque- Bera نیز فرض صفر نرمال بودن توزیع بازده‌ها را رد می‌کند. نتایج آزمون ریشه واحد با استفاده از آزمون ADF حاکی ازعدم وجود ریشه واحد برای متغیر *rs* بوده و بازده قیمت سکه در سطح مانا می‌باشد. مطابق جدول ۱، آماره Ljung- Box Q برای تأخیرهای ۵ و ۱۰ در سری بازده‌ها نشان از وجود همبستگی در این سری داشته که بر این اساس فرایند AR(1) از روش آزمون وخطا برای معادله میانگین شرطی برگزیده شد. در پاسخ به سؤال دوم تحقیق، مقدار آماره آزمون ARCH از مرتبه دو (nR^2) با رد فرض توزیع همسان واریانس، مدلسازی نوسانات براساس فرایندARCH را ممکن می‌سازد (جدول۲).

به منظور بررسی تأثیر متغیرهای قیمتی بر نوسانات قیمت سکه این متغیرها را به عنوان متغیر توضیحی در معادله واریانس شرطی لحاظ می‌نماییم. متغیرهای قیمت نفت وست تگزاس اینترمدیت (O)و نرخ برابری دلار و ریال(DOL) به عنوان متغیرهای قیمتی تأثیرگذار بر نوسانات قیمت طلا در نظر گرفته شد. همچنین متغیر مجازی جهت بررسی تأثیرخریدهای پایان سال و ایام

عید نوروز در مدل لحاظ گردید. نتایج مدلهای میانگین و واریانس شرطی بصورت زیر نشـان داده می‌شوند:

نمودار ۱- نمودار قیمت و بازده سکه ۱۳۸۰-۱۳۸۶



منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۱- نتایج آزمون Ljung- Box Q برای سری بازده ها

مقدار احتمال	مقدار بحرانی	آماره Q	مرتبه تأخیر
۰	۸/۰۷۰۵	۳۲/۹۶۴	۵
۰	۱۸/۳۰۷	۵۱/۱۱۲	۱۰

منبع:یافته‌های تحقیق

جدول ۲- نتایج آزمون آرچ برای بازده‌ها

مقدار احتمال	مقدار بحرانی	مقدار آماره nR^2
۰	۵/۹۹۱۴	۲۰۸/۲۶۸۱

منبع:یافته‌های تحقیق

$$rs_t = (0.0003) + (0.1218)\, rs_{t-1} + \varepsilon_t$$

(2.0867) (4.9856)

$$\varepsilon_t = \sqrt{h_t}\ z_t$$

$$Ln(h_t) = (8.644) + 0.1601\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}\right) + 0.3325\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}\right| + 0.951\,Ln(h_{t-1})$$

(2.1403) (3.6877) (4.4714) (81.9179)

$$+0.1968\,LO_t - 1.105\,LDOL_t + 0.1016\,DUM$$

(2.8085) (−2.314) (1.7923)

LO: لگاریتم قیمت نفت WTI

LDOL: لگاریتم نرخ برابری دلار و ریال

DUM:متغیر مجازی برای خریدهای پایان سال وایام عیدنوروز

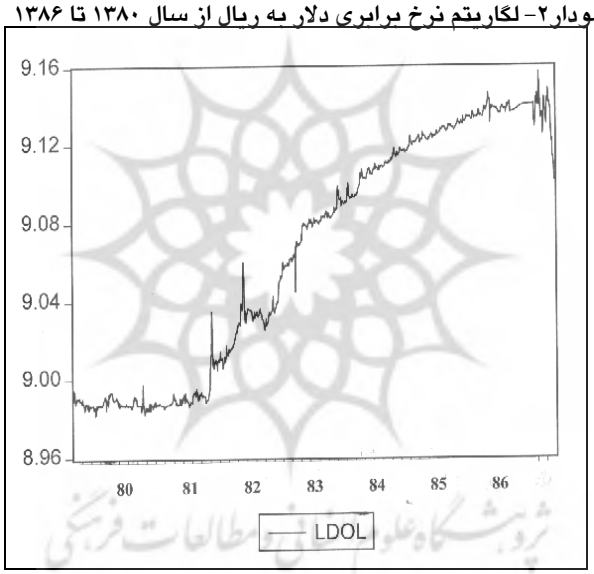
طبق نتایج بدست آمده ودر پاسخ به سؤال سوم تحقیق، ارتباط مثبت و معناداری بین لگاریتم قیمت نفت و لگاریتم واریانس شرطی وجود دارد. با افزایش درآمدهای دولت در نتیجه افزایش قیمت نفت، امکان ثابت نگهداشتن نرخ ارز فراهم شده و کاهش نوسانات نرخ ارز موجب جلب توجه بورس بازان و سرمایه‌گذاران از بازار ارز به طلا می‌شود که به علت افزایش قیمت حاصل شده در نتیجه مازاد تقاضا، افزایش تغییرپذیری مورد انتظار می‌باشد. همچنین از آنجا که کشور ما جزو صادرکنندگان نفت می‌باشد، با افزایش قیمت جهانی نفت و به تبع آن افزایش درآمدهای نفتی، تقاضای طلا بعنوان محلی برای سرمایه‌گذاری این درآمد افزایش می‌یابد که موجب افزایش قیمت طلا می‌شود. بنابراین از آنجا که طبق نمودار (۱) انتظار افزایش تغییرپذیری را در هنگام افزایش قیمتها داریم، افزایش قیمت جهانی طلا با تأثیر مثبت بر قیمت سکه موجب افزایش تغییرپذیری می‌شود. لذا مثبت بودن علامت ضریب LO مورد انتظار و منطبق با تئوری بوده و فرضیه اول تحقیق پذیرفته می‌شود. همچنین ارتباط منفی و معناداری بین نرخ برابری دلار به ریال و لگاریتم واریانس شرطی ملاحظه می‌شود. باتوجه به نمودار (۲) ملاحظه می‌شود که در دوره مورد بررسی، لگاریتم نرخ برابری دلار به ریال با افزایش مواجه بوده، اما تقعر رو به پایین این منحنی حکایت از نزولی بودن نرخ افزایش این متغیر دارد. در واقع در دوره موردبررسی تغییرپذیری نرخ ارز کاهش یافته است. با توجه به اینکه در ایران بدلیل نبود بازارهای گسترده سهام و اوراق قرضه، بازارهای طلا و دلار سرمایه‌ها را به خود جلب نموده‌است، و از آنجا که سرمایه‌گذاران سکه و شمش‌طلا را جهت سرمایه‌گذاری مناسب‌تر از سایر مصنوعات می‌دانند، لذا نوسانات کم دلار در

دوره مورد بررسی باعث افزایش توجه سرمایه‌گذاران به بازار سکه شده که افزایش تقاضا و در نتیجه افزایش قیمت را دراین بازار به دنبال داشته است. از آنجا که افزایش تغییرپذیری در هنگام افزایش قیمتها طبق توضیحات گذشته مورد انتظار است، لذا منفی بودن ضریب LDOL منطبق با تئوری بوده و فرضیه دوم تحقیق پذیرفته می‌شود.

همچنین ارتباط مثبت و معناداری بین متغیر مجازی DUM و لگاریتم واریانس شرطی دیده می‌شود که بر این اساس، افزایش خریدها در پایان سال و ایام عید نوروز موجب افزایش تغییر-پذیری در بازار سکه می‌شود.

از بین عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت سکه، نرخ برابری دلار و ریال با ضریب ۱/۱۰۵- دارای بیشترین تأثیر بر لگاریتم واریانس شرطی بوده و قیمت جهانی نفت با ضریب ۰/۱۹۶۸ در رده بعد قرار دارد. مقدار ضرایب به دست آمده و اولویت تأثیرگذاری متغیرهای مستقل با مطالعات مشابه انجام شده که در قسمت ادبیات تحقیق آمده، سازگاری دارد.

نمودار۲- لگاریتم نرخ برابری دلار به ریال از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۶



منبع:یافته‌های تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

اثرات اهرمی:

برای ملاحظه اثرات اهرمی، اثرات شوکها روی لگاریتم واریانس شرطی را به ترتیب زیر محاسبه می کنیم:

اگر $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}\rangle 0$ آنگاه:

$$\alpha_1 + \lambda_1 = ۰/۱۶۰۱+۰/۳۳۲۵=۰/۴۹۲۶$$

اگر $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}\langle 0$ آنگاه:

$$-\alpha_1 + \lambda_1 = -۰/۱۶۰۱+۰/۳۳۲۵=۰/۱۷۲۴$$

بنابراین در پاسخ به سؤال چهارم تحقیق می‌توان گفت اثر اخبار در مدل به دست آمده نامتقارن بوده وشوکهای مثبت اثرات بزرگتری نسبت به شوکهای منفی روی تغییرپذیری دارند و لذا فرضیه سوم تحقیق نیز پذیرفته می‌شود.

در مرحله کنترل تشخیصی به دنبال شناسایی مدلی هستیم که داده‌ها را به خوبی برازش کند.

در این تحقیق از معیارهای AIC و SC جهت تعیین تعداد پارامترهای بهینه بهره جسته‌ایم (پیوست).

مقایسه مدلهای مختلف نشان دادکه مدل EGARCH(1,1) دارای کمترین مقدار معیارهایAIC و SC بوده و بهینه است.

اگر هر گونه همبستگی پیاپی در پسماندها مشاهده شود، نتیجه خواهیم گرفت که معادله میانگین شرطی به درستی تصریح نشده است. مقدار احتمال مربوط به آماره Q برای تأخیرهای ۵ و ۱۰ منجر به پذیرفتن فرض صفر عدم حضور خود همبستگی در سری باقی‌مانده‌های استاندارد شده می‌شود (جدول ۳) و این نشان‌دهنده کفایت مدل میانگین شرطی برازش شده می‌باشد.

برای آزمون وجود شواهدی از واریانس شرطی در پسماندهای مدل، از آزمون ARCH استفاده شد که نتایج حاصل در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۳- نتایج آزمون Ljung- Box Q برای باقیمانده‌های استانداردشده مدل EGARCH(1,1)

مرتبه تاخیر	آماره Q	مقدار بحرانی	مقدار احتمال
۵	۹/۰۰۲۸	۸/۰۷۰۵	۰/۱۰۹
۱۰	۱۶/۱۱۵	۱۸/۳۰۷	۰/۰۹۶

منبع:یافته‌های تحقیق

جدول ۴- نتایج آزمون آرچ برای باقی‌مانده‌های استانداردشده مدل EGARCH(1,1)

مقدار احتمال	مقدار بحرانی	مقدارآماره nR^2
۰/۲٤۰۲	۵/۹۹۱۴	۲/۸۵۲

منبع:یافته‌های تحقیق

مقدار احتمال مربوط به آماره nR^2 نشان‌دهنده این است که فرض صفر عدم وجود ناهمسانی واریانس در سری باقی‌مانده‌های استاندارد شده رد نمی‌شود. بنابراین واریانس همسان بوده و مدل از کفایت لازم برخوردار است.

پیش‌بینی:

ارزیابی عملکرد پیش‌بینی مدلهای مختلف، برتری مدل ARCH نسبت به سایر مدلها را تأیید می‌کند. به این منظور ابتدا مدل برای کل نمونه تخمین زده شد و مقادیر واقعی واریانس شرطی به دست آمد. سپس مدل را برای دو سوم نمونه (از ۱۳۸۰/۱/۱ الی ۱۳۸۴/۱۲/۲۹)تخمین زده وپیش‌بینی واریانس شرطی برای دوره باقیمانده (از ۱۳۸۵/۱/۱ الی ۱۳۸۶/۱۲/۲۹) صورت گرفت. آماره‌های مختلفی برای ارزیابی عملکرد الگوهای پیش‌بینی در دوره پیش‌بینی گذشته‌نگر مورد استفاده قرار گرفته است. بر اساس این آماره‌ها میزان نزدیکی متغیر پیش‌بینی به سری واقعی اندازه گیری می‌شود.

فرض کنید دورهٔ اول (نمونه تخمین) فاصلهٔ زمانی t=1,....T و دوره دوم (پیش‌بینی گذشته‌نگر) فاصلهٔ زمانی t=T+1,..T+h را دربر می‌گیرد. مقادیر واقعی و پیش‌بینی شده در زمان t (مربوط به دوره دوم) را به ترتیب با y_t و $\hat{y}_t$ نشان می‌دهیم.

آماره‌های خطای پیش‌بینی که در این مطالعه برای ارزیابی عملکرد پیش‌بینی مورد استفاده قرار خواهند گرفت عبارتند از:

جذر میانگین مربع خطای پیش‌بینی

$$RMSE = \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2}$$

میانگین قدر مطلق خطای پیش‌بینی

$$MAE = \sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \hat{y}_t - y \right| / h$$

میانگین قدرمطلق درصدخطای پیش‌بینی

$$MAPE = \sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \frac{\hat{Y}_t - Y_t}{Y_t} \right| \Big/ h$$

ضریب نابرابری تایل

$$TIC = \frac{\sum_{t=T+1}^{T+h} \left(\hat{y}_t - y_t \right)^2 \Big/ h}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \hat{y}_t^2 \Big/ h} + \sqrt{\sum y_t{}^2 \Big/ h}}$$

بااستفاده از مقادیر پیش‌بینی و مقادیر واقعی واریانس شرطی، معیارهای ارزیابی عملکرد پیش‌بینی برای پنج مدل محاسبه شد که نتایج آن در جدول (۵) آورده شده است.

می‌دانیم مدلی که دارای کمترین خطای پیش‌بینی باشد، بهترین است. همانطور که در جدول(۵) مشاهده می‌شود مدل EGARCH بر اساس سه معیار RMSEو MAE و Theil دارای قدرت پیش‌بینی بالاتری بوده ومدل TGARCH براساس معیار MAPE قدرت پیش‌بینی بالاتری دارد.

جدول ۵-ارزیابی عملکرد پیش‌بینی

مدل	معیار خطای پیش‌بینی			
	RMSE	**MAE**	**MAPE**	**Theil**
ARCH(1)	۰/۰۰۰۰۱۶۵۸۳	۰/۰۰۰۰۱۰۲۲۵	۰/۱۰۳۳۴۸۵	۰/۰۰۰۸۳۱۷۸۵
GARCH(1,1)	۰/۰۰۰۰۱۶۵۷۷	۰/۰۰۰۰۱۰۲۴۰	۰/۱۰۴۲۰۵۸	۰/۰۰۰۸۲۶۹۷۱
TGARCH(1,1)	۰/۰۰۰۰۱۶۵۶۹	۰/۰۰۰۰۱۰۲۱۵	۰/۱۰۳۰۱۴۱	۰/۰۰۰۸۲۴۱۶
EGARCH(1,1)	۰/۰۰۰۰۱۶۵۶۸	۰/۰۰۰۰۱۰۲۱۴	۰/۱۰۳۰۱۵۹	۰/۰۰۰۸۲۳۸۴
PGARCH(1,1)	۰/۰۰۰۰۱۶۵۷۷	۰/۰۰۰۰۱۰۲۳۹	۰/۱۰۴۰۱۶۱۹	۰/۰۰۰۸۲۷۲۱۸

منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این تحقیق ضمن بررسی روند تاریخی تغییرات قیمت سکه بهار آزادی به مدلسازی نوسانات قیمت سکه وعوامل مؤثر بر نوسانات آن پرداختیم. طبق نتایج بدست‌آمده:

تغییرات بازده‌های قیمت سکه باگذشت زمان تغییر می‌کند، به عبارت دیگر بازده قیمت دارای واریانس متغیر می‌باشد، بنابراین فرایند ARCH مبنای مدل‌بندی تغییرات قیمت قرارگرفته و از یک مدل AR(1) نیز جهت کنترل همبستگی در بازده‌ها استفاده شده است.

کشیدگی زیاد توزیع بازده‌ها نشان می‌دهد نسبت به وقتی که توزیع بازده‌ها نرمال است، بازار احتمال بیشتری به مقادیر انتهایی می‌دهد. به عبارت دیگر احتمال رخداد افزایش یاکاهش‌های ناگهانی قیمت در بازار سکه وشکل‌گیری تکانه‌های شدید وجود دارد.

باتوجه به نمونه درنظرگرفته شده نوسانات قیمت سکه نامتقارن می‌باشد، به این مفهوم که اخبارخوب(شوکهای مثبت) منجر به نوسانات آتی بیشتری در قیمت و بازدهی نسبت به اخبار بد (شوکهای منفی) می‌شوند. همچنین افزایش خریدهای پایان سال و ایام عید موجب افزایش تغییرپذیری در بازار سکه ایران می‌شود.

طبق نتایج تخمینی از بین عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت سکه، نرخ برابری دلار و ریال دارای بیشترین تأثیر بر لگاریتم واریانس شرطی بوده و قیمت جهانی نفت در رده بعد قراردارد.

پیشنهادات:

وجود بازارهای مالی گسترده و متنوع موجب می‌گردد مقدار عرضه در جامعه با تقاضای موجود برای آن متناسب گردد و در نتیجه قیمت‌ها به تعادل برسند. بنابراین راه‌اندازی بورس طلا و فعال شدن بازارهای آتی طلا، نقش مؤثری در این رابطه خواهد داشت. همچنین فعال نمودن بازار بورس سهام به‌گونه‌ای که عرضه سهام دائما" وجود داشته باشد، منجر به جذب نقدینگی در مسیر تولید شده و ایجاد ثبات بیشتر در بازار طلا را به همراه خواهد داشت، لذا مسئولین باید با سرعت بخشیدن به آزادسازی و واگذاری شرکتهای دولتی به مردم در جهت فعالترنمودن بازار بورس گام بردارند.

پیشنهاد می‌گردد بررسی نوسانات و عوامل تأثیرگذار بر نوسانات قیمت طلا به جای قیمت سکه با قیمت داخلی طلا انجام شود که لازمهٔ این امر وجود این اطلاعات بصورت سری زمانی در مراکز آماری می‌باشد، لذا در شرایطی که بورس فلزات در ایران در حال فعالیت بوده و قیمت انواع فلزات بصورت هفتگی و روزانه وجود دارد و با توجه به نبود متولی جمع‌آوری اطلاعات آماری برای طلا، معرفی یک متولی آماری برای قیمت طلا مانند بانک مرکزی یا بورس فلزات راهگشا و بسیار مورد نیاز می‌باشد.

References:

1- Bollerslev, T, (1986) "**Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity**", Journal of Econometrics, 31(3), pp. 307-327.
2- Cai, J., cheung, Y, L., C. S. Wong, M., (2001)," **What moves the gold market**?", Journal of Futures Market, Mar 2001, 21, 3, 257-278.
3- Ding, Z., Granjer, C.W.J. & Engle, R.J., (1993). "**A long memory property of stock market returns and a new model**", Journal of Empirical Finance, 1, pp.83-106.
4- Edel. Tully and Brian M. Lucey, (2007), "**A Power GARCH examination of the gold market**", J. Research in International Business and Finance, Volume 21, Issue2, 2007, pp. 316- 325.
5- Enders, W., (1948),"**Applied Econometrics time series**".
6- Engle, R. F." (1982), **Autoregressive conditional Heteroscedadticity with Estimates of The variance of UK Inflation**," Econometrica,50 (4), pp. 987-1008.
7- Engle, R. F., Lilien,D.M., and Robins,R.P., (1987), "**Estimating Time varing Risk premia in the Term structure: The ARCH-M Model**", Econo metrica, March (55), pp. 391-407.
8- Glosten, L.R., Jagannathan, R. and Runkle D., (1994), "**On the Relation between the Expected value and the volatility of the Nominal Excess Return on Stocks**", Journal of Finance, 48, pp. 1779-1801.
9- Lawrence,C., (2003), "**why is Gold Different from other Assets? An Empirical Investigation**", World gold council, London.
10- Melvin, M., Suttan, J., (1990), "**South African Political unrest, oil prices, and the time varing Risk premium in the Gold Futures Market**", Journal of Futures Market, 10,2.
11- Nelson,D.B., (1991), "**Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A new Approach**", J.Econometrica, 59, pp. 347-370.
12- Sarfaraz, L.,Afsar, A.,(1384), "**The analysis of effective factors on gold price and aforecasting model using fuzzy neural network**", J. Economic Research, 5(16); 149-165 (in persion).
13- SER- HUANG poon and Clive W.J. Granger, (2003), "**Forecasting volatility in Financial Markets: A Review**", Journal of Economic Literature vol, XLI, PP. 478-539.
14- Tully,E., Lucey,B.M., (2007), "**Power GARCH examination of the gold Market**", J. Research in International Business and Finance, volume 21, Issue 2, pp. 316-325.

Received: Nov 1 2009

Accepted: Mar 11 2010

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی