



## انتخاب مدل بهینه جهت توصیف و پیش‌بینی نوسانات بازدهی طلا در بازار ایران: مقایسه مدل‌های گارچ متعارف، انباشته و انباشته کسری

مهدی شهرازی<sup>۱</sup>

تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۰/۲۳

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۸/۰۶

### چکیده

طلا به عنوان یک پوشش در برابر شرایط معکوس بازار نقشی اساسی ایفا می‌کند. از این رو، درک صحیح رفتار نوسانات قیمت طلا جهت مدیریت ریسک، اتخاذ استراتژی‌های پوششی، انتخاب بهینه سبد دارایی و ... حائز اهمیت است. امروزه، مدل‌های خانواده گارچ بطور گسترده‌ای در مدل‌سازی فرآیند نوسانات بازدهی قیمت دارایی‌های مختلف مورد استفاده قرار می‌گیرند. این مقاله به مقایسه سه مدل  $GARCH(1,1)$ ،  $IGARCH(1,1)$  و  $FIGARCH(1,d,1)$  در ارزیابی رفتار نوسانات قیمت طلا در بازار طلای ایران می‌پردازد. برای این منظور، از داده‌های روزانه بازدهی طلا در فاصله زمانی ۱۳۸۲/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۴/۱۰/۰۳ استفاده شده است. خروجی نرم افزار OxMetrics 6.00 نشان می‌دهد که تصریح  $FIGARCH$  بهترین مدل جهت تعیین همبستگی نوسانات بازدهی طلا است. همچنین، پارامتر حافظه بلندمدت، مثبت و به لحاظ آماری معنادار است. در نتیجه، حافظه بلندمدت یک ویژگی مهم بازدهی نوسانات طلا بوده و باید در تصمیمات سرمایه گذاری مدنظر قرار گرفته شود. در نهایت، برای مقایسه دقت سه مدل مذکور در زمینه پیش‌بینی نوسانات بازدهی طلا، کل دوره به دو زیر دوره (زیر دوره اول شامل مشاهدات درون نمونه‌ای و زیر دوره دوم شامل مشاهدات برون نمونه‌ای) تقسیم می‌گردد. نتایج نشان می‌دهد که بر اساس هر سه معیار میانگین مطلق خطا (MAE)، جذر میانگین مربعات خطا (RMSE) و شاخص نابرابری تایل (TIC) مدل  $FIGARCH$  نسبت به دو مدل دیگر عملکرد بهتری در زمینه پیش‌بینی نوسانات سری زمانی بازدهی طلای ایران دارد.

**واژه‌های کلیدی:** مدل‌سازی نوسانات، پیش‌بینی بازدهی طلا، حافظه بلندمدت،  $FIGARCH$ .

۱- دکترای اقتصاد و عضو هیئت علمی دانشگاه گلستان m.m.shahrazi@gu.ac.ir

## ۱- مقدمه

در طول یک دهه گذشته، بازارهای سهام تحت تأثیر بحران مالی نوسانات شدیدی را تجربه کرده‌اند. از این رو، سرمایه‌گذاران برای حفاظت از دارایی‌هایشان در برابر سقوط بازارهای مالی در صدد یافتن راه‌های جایگزین برآمدند. با توجه به اینکه طلا بطور سنتی بعنوان یک پناهگاه امن<sup>۱</sup> شناخته می‌شود، یک استراتژی که می‌تواند ریسک را در طول زمان تعدیل کند، افزودن این کالا به سبد دارایی است. ویژگی‌های منحصر به فرد طلا، آن را به یک هدف سرمایه‌گذاری جذاب تبدیل کرده است. طلا بعنوان یک ذخیره ثروت، یک واسطه مبادله و یک معیار سنجش عمل می‌کند [۱۹]. علاوه بر این، طلا قدرت نقدشوندگی بالایی دارد و در حجم‌های بالا و با شکاف قیمتی پایین قابل تبدیل به پول نقد است [۲۴]. همچنین، از آنجایی که بازدهی طلا با بازدهی سهام همبستگی منفی دارد، در دوران بی‌ثباتی مالی سبب کاهش ریسک سبد دارایی می‌شود [۴]. بنابراین، شناسایی رفتار بازدهی‌های طلا برای ارزیابی سرمایه‌گذاری، انتخاب پورتنفو، مدیریت ریسک، سیاست‌گذاری پولی و سیاست‌های ارزش در معرض ریسک<sup>۲</sup> اهمیت دارد [۱۴]. بعلاوه، حافظه بلندمدت<sup>۳</sup> به این مطلب اشاره دارد که نوسانات برای یک افق زمانی بلندمدت، پایدار باقی می‌ماند [۱۵].

این پژوهش دو هدف عمده را دنبال می‌کند. هدف اول، بررسی کیفیت مدل‌های خانواده GARCH در توضیح رفتار نوسانات طلا است. در این راستا، ابتدا تصریح‌های  $GARCH(1,1)$ ،  $IGARCH(1,1)$  و  $FIGARCH(1,d,1)$  برآورد گردیده و سپس به منظور انتخاب مدل بهینه جهت برازش داده‌ها از معیار لگاریتم درست‌نمایی<sup>۴</sup> (LL)، معیار اطلاعات آکائیک<sup>۵</sup> (AIC) و معیار اطلاعات شوارتز<sup>۶</sup> (SIC) استفاده می‌شود. هدف دوم، مقایسه قدرت پیش‌بینی برون نمونه‌ای مدل‌های مذکور است که این مهم با استفاده از سه معیار میانگین مطلق خطا<sup>۷</sup> (MAE)، جذر میانگین مربعات خطا<sup>۸</sup> (RMSE) و شاخص نابرابری تایلر<sup>۹</sup> (TIC) صورت می‌پذیرد. دوره زمانی مورد بررسی، یک دوره ۱۲ ساله از ۱۳۸۲/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۴/۱۰/۰۳ می‌باشد.

## ۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

مدل اولیه  $GARCH(1,1)$  جهت مدل‌سازی واریانس شرطی ابتدا توسط بلسلو [۹] مطرح شد. این مدل فرض می‌کند که شوک‌های نوسان با یک نرخ نمایی سریع کاهش می‌یابد، بنابراین، احتمالاً برای توصیف وضعیت‌های واقعی‌تر که سری زمانی دارای ویژگی حافظه بلندمدت است مناسب نیست. پس از این مدل اولیه، مدل  $IGARCH(1,1)$  توسط انگل و بلسلو<sup>۱۰</sup> [۱۸] مطرح گردید. در این تصریح، فرض می‌شود که سری زمانی دارای حافظه نامحدود<sup>۱۱</sup> است. این حالت در دنیای واقعی به ندرت اتفاق می‌افتد. بدین ترتیب، مدل  $IGARCH$  نیز برای توضیح رفتار نوسانات سری‌های زمانی مناسب بنظر نمی‌رسد [۵]. برای فائق آمدن بر این نقیصه‌ها، بایلی و همکاران<sup>۱۲</sup> تعمیمی از مدل  $IGARCH$  ارائه داده و آن را مدل گارچ انباشته کسری<sup>۱۳</sup> یا مدل  $FIGARCH$  نامیدند. در این تصریح فرض می‌شود که واریانس شرطی با یک نرخ هایپرپولیک کاهش می‌یابد و شدت حافظه بلندمدت از طریق پارامتر تفاضل کسری (d) اندازه‌گیری می‌شود. در اینجا لازم به ذکر است که ویژگی حافظه بلندمدت، بر پیش‌بینی‌پذیری سری زمانی و نقض شکل ضعیف کارایی اطلاعاتی

بازار<sup>۱۴</sup> دلالت دارد [۱۶]. وجود حافظه بلندمدت نشان می‌دهد که دارایی تحت بررسی، یک انحراف مثبت یا منفی از تعادلش دارد. در نتیجه چنین کالایی یک پوشش امن نخواهد بود زیرا در فراهم نمودن یک پناهگاه مناسب در مقابل شرایط معکوس بازار با شکست مواجه می‌شود [۶].

یک مزیت عمده مدل FIGARCH این است که هم مدل GARCH و هم مدل IGARCH را بعنوان حالت‌های خاص در بر می‌گیرد، بطوریکه پارامتر تفاضل برای مدل GARCH صفر ( $d=0$ ) و برای مدل IGARCH یک ( $d=1$ ) است [۸].

مطالعات داخلی و خارجی متعددی پیرامون ویژگی حافظه بلندمدت و نیز پیش‌بینی و مدل‌سازی صحیح نوسانات با استفاده از مدل‌های خانواده گارچ و مدل‌های رقیب صورت گرفته است که در ادامه به برخی از آنها اشاره می‌شود.

ویلاسوسو<sup>۱۵</sup> [۲۵] دقت مدل‌های FIGARCH، IGARCH و GARCH را در پیش‌بینی نوسانات شش نرخ ارز (دلار کانادا، فرانک فرانسه، مارک آلمان، لیر ایتالیا، ین ژاپن و پوند انگلیس در مقابل دلار آمریکا) مقایسه کرد. نتایج این مطالعه نشان داد که دقت پیش‌بینی مدل FIGARCH در تمامی دوره‌های زمانی نسبت به دو مدل دیگر بیشتر است و بنابراین، استفاده از مدل FIGARCH نتایج پیش‌بینی را به طور قابل ملاحظه‌ای بهبود می‌بخشد.

کیتیکاراساکون و تسه<sup>۱۶</sup> [۲۱] با استفاده از الگوهای ARFIMA و FIGARCH بازارهای سهام آسیا را مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که این بازارها دارای ویژگی حافظه بلندمدت هستند. پونگ و همکاران<sup>۱۷</sup> [۲۲] بر اساس داده‌های درون نمونه‌ای از ابتدای جولای ۱۹۸۷ تا انتهای دسامبر ۱۹۹۳ و داده‌های برون‌نمونه‌ای از ژانویه ۱۹۹۴ تا دسامبر ۱۹۹۸ به تخمین و پیش‌بینی نوسانات ارزهای پوند، ین و مارک در مقابل دلار پرداخته و به این نتیجه رسیدند که مدل‌های با حافظه بلندمدت همچون ARFIMA نسبت به مدل‌های با حافظه کوتاه مدت نظیر GARCH برای پیش‌بینی نوسانات نرخ ارز دارای عملکرد بسیار بهتری هستند.

کانگ و همکاران<sup>۱۸</sup> [۲۰] به مقایسه قدرت پیش‌بینی چهار مدل GARCH، IGARCH، CGARCH و FIGARCH برای سه بازار نفت برنت، دویی و تگزاس در دوره زمانی ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۶ پرداختند. آنها دریافتند که مدل‌های CGARCH و FIGARCH نسبت به دو مدل دیگر در پیش‌بینی‌های نوسانات برون‌نمونه‌ای دارای عملکرد بهتری هستند.

کشاورز و صمدی [۳] نوسانات شاخص بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از چندین مدل از خانواده GARCH بررسی نمودند. نتایج این پژوهش وجود اثرات حافظه بلندمدت در سری زمانی بازدهی بورس اوراق بهادار را مورد تأیید قرار داد و نیز نشان داد که مدل FIGARCH، دارای بهترین عملکرد در بین مدل‌های خانواده GARCH بوده است.

شعراپی و ثنایی اعلم [۱] وجود حافظه بلند مدت در سری زمانی بازده و نوسانهای شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۷ را مورد بررسی قرار داده و دقت پیش‌بینی

مدل‌هایی که حافظه بلندمدت را در نظر نمی‌گیرند را با مدل‌های مشابهی که این ویژگی را در نظر می‌گیرند مقایسه نمودند. نتایج این مطالعه وجود حافظه بلند مدت در بازده و واریانس شاخص بورس تهران را تایید نمود. همچنین، یافته‌های این مطالعه نشان داد که مدل ARMA نسبت به مدل ARFIMA و مدل FIGARCH نسبت به مدل GARCH به لحاظ دقت پیش‌بینی عملکرد بهتری دارند.

فلاح‌پور و میرزایی [۲] به مقایسه مدل گارچ ناپارامتری با مدل‌های پارامتری در پیش‌بینی نوسانات قیمت طلای جهانی طی دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۲ پرداختند. نتایج آزمون دایبولد-ماریانو<sup>۱۹</sup> نشان داد که قدرت پیش‌بینی مدل گارچ ناپارامتری بطور معناداری نسبت به مدل‌های گارچ پارامتری بیشتر است.

### ۳- روش‌شناسی پژوهش

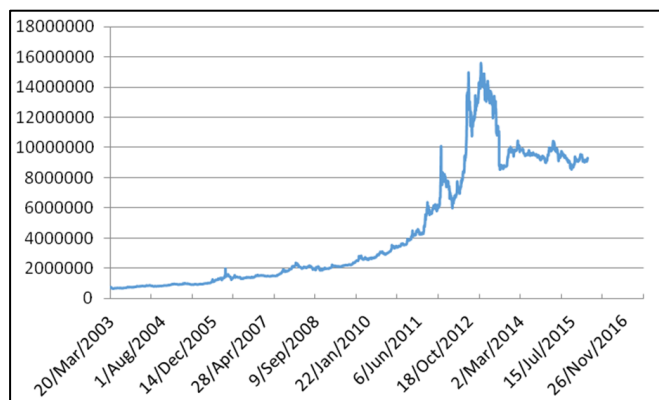
پژوهش حاضر، عملکرد مدل‌های GARCH، IGARCH و FIGARCH را با توجه به آزمونهای تشخیصی جاک-برا، آزمون مجذور پسماند یانگ-باکس و آزمون آرچ مورد مقایسه قرار می‌دهد. علاوه بر این، جهت رتبه‌بندی مدل‌ها از معیارهای آکائیک (AIC) و معیار اطلاعات شوارتز (SIC)، شوارتز و لگاریتم درست‌نمایی (LL) استفاده می‌شود. در نهایت، با استفاده از سه معیار میانگین مطلق خطا (MAE)، جذر میانگین مربعات خطا (RMSE) و شاخص نابرابری تایلر (TIC) قدرت پیش‌بینی برون نمونه‌ای مدل‌های مذکور مورد مقایسه قرار می‌گیرد. برآورد ضرایب با استفاده از نرم افزار OxMetrics 6.00 انجام می‌شود.

در این پژوهش از اطلاعات مربوط به قیمت سکه طلای طرح جدید در بازه زمانی ۱۳۸۲/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۴/۱۰/۰۳ استفاده می‌شود. تعداد مشاهدات ۳۶۰۵ و داده‌ها بصورت روزانه هستند که از بانک مرکزی ایران اخذ شده است. بازدهی روزانه سکه طلا از طریق تفاضل‌گیری از لگاریتم قیمت آن در دو دوره متوالی قابل محاسبه است:

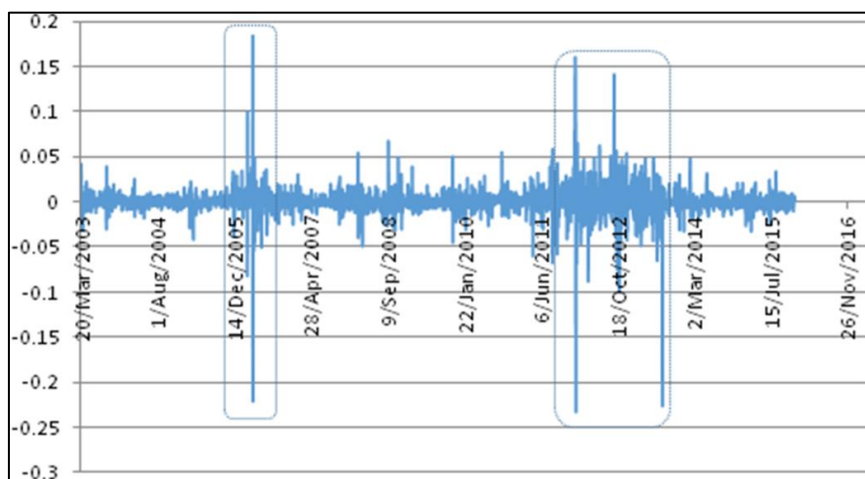
$$R_t = \ln \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \quad (۸)$$

بطوریکه  $R_t$  بیانگر بازدهی طلا در زمان  $t$  و  $P_t$  و  $P_{t-1}$  بیانگر قیمت‌ها در زمان  $t$  و  $t-1$  است. نمودار ۱ حرکات روزانه سکه طلای طرح جدید در دوره زمانی مورد نظر را نشان می‌دهد. این تصویر به روشنی بیانگر رشد فزاینده قیمت تمام-سکه طلا در فاصله زمانی ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۳ میلادی می‌باشد که تقریباً مقارن است با دیماه ۱۳۸۹ تا دیماه ۱۳۹۱ شمسی. همچنین، بر اساس این نمودار از سال ۲۰۱۳ میلادی تاکنون روند قیمت کاهشی بوده و بویژه، رفتار قیمت طلا در اواخر دوره حاکی از آن است که بازار طلای ایران تمایل به تثبیت دارد.

نمودار ۲ سری زمانی بازدهی روزانه سکه طلای طرح جدید را نشان می‌دهد. در این تصویر، دوره‌های پرنوسان با خط چین مشخص شده است. در شکل ۲ رفتار خوشه‌ای<sup>۲۰</sup> به وضوح قابل مشاهده است. این رفتار می‌تواند دال بر وجود اثرات آرچ باشد.



نمودار ۱- قیمت سکه طلای طرح جدید در فاصله زمانی ۱۳۸۲/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۴/۱۰/۰۳



نمودار ۲- بازدهی سکه طلای طرح جدید در فاصله زمانی ۱۳۸۲/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۴/۱۰/۰۳

اولین دلیل رشد ناگهانی قیمت‌ها و نوسات طلا در ایران در فاصله زمانی ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۳ میلادی را می‌توان به افزایش قیمت اونس در بازارهای جهانی نسبت داد. دلیل دوم می‌تواند به فشار تقاضا ارتباط داشته باشد. در واقع، افزایش در قیمت نفت خام سبب افزایش شدید درآمدهای دولت و به دنبال آن رشد نقدینگی و تورم شده است. با توجه به اینکه طلا بطور سنتی به عنوان پوششی در برابر تورم بکار می‌رود تقاضا برای آن افزایش یافته و قیمت آن نیز طبق قانون عرضه و تقاضا بالا می‌رود. سومین و شاید مؤثرترین دلیل، با نرخ برابری دلار در برابر ریال ارتباط دارد. افزایش قیمت دلار در برابر ریال سبب افزایش قیمت طلا

در بازار داخلی می‌شود. علاوه بر این، تحمیل تحریم روی فروش طلا و فلزات گرانبها و نیز تحریم بانک مرکزی ایران از سوی آمریکا و اتحادیه اروپا از دیگر عوامل مهمی است که در روند صعودی قیمت طلا در ایران و تشدید نوسانات آن در برهه زمانی مذکور مؤثر بوده است. در ادامه این بخش، مدل‌های GARCH، IGARCH و FIGARCH ارائه گردیده و راجع به معایب و مزایای آنها بطور مختصر بحث می‌شود.

### ۳-۱- مدل GARCH(p,q)

سری زمانی  $R_t$  با خطای پیش‌بینی  $\varepsilon_t$  را در نظر بگیرید:

$$R_t = \mu + \sum_{i=1}^p \rho_i R_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t}, \quad z_t \sim N(0,1) \quad (1)$$

مدل GARCH(p,q) بصورت زیر بیان می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2 \quad \alpha \geq 0, \beta \geq 0, \omega > 0 \quad (2)$$

در رابطه فوق  $L$  بیانگر عملگر وقفه است بطوریکه  $\alpha(L) = \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \dots + \alpha_q L^q$  و همچنین،  $\beta(L) = \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_p L^p$  بیانگر واریانس شرطی می‌باشد.

تصریح GARCH(p,q) نسبت به مدل ابتدایی ARCH(q) مطرح شده توسط انگل [۱۷] مزایایی دارد؛ به این صورت که اولاً دارای صرفه جویی<sup>۲۱</sup> بیشتری است و ثانیاً از برازش بیش از حد<sup>۲۲</sup> اجتناب می‌کند [۱۲]. با این حال، این تصریح همانطور که پیش تر عنوان شد فرض می‌کند که شوکها با سرعت و با نرخ نمایی میرا شده و از این رو، برای توصیف ویژگی حافظه بلندمدت نامناسب بوده و صرفاً برای فرآیندهای دارای حافظه کوتاه مدت مناسب است.

### ۳-۲- مدل IGARCH(p,q)

به منظور رفع معایب مذکور، انگل و بلرسلو (۱۹۸۶) مدل گارچ انباشته یا IGARCH را معرفی نمودند که بر خلاف مدل GARCH برای توصیف فرایندهای  $I(0)$  بکار می‌رود، فرایندهای  $I(1)$  را در بر می‌گیرد. مدل IGARCH(p,q) بصورت زیر بیان می‌شود:

$$\phi(L)(1-L)\varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]u_t \quad (3)$$

بطوریکه  $u_i = \varepsilon_i^2 - \sigma_i^2$  و  $(4L^{-1} + \phi(L) - \beta(L))$  می‌باشد. همچنین تمامی ریشه‌های  $\phi(L)$  و  $[1 - \beta(L)]$  خارج از دایره ریشه واحد قرار می‌گیرد [۷]. اما از آنجایی که مدل IGARCH بر این فرض استوار است که شوکها هرگز میرا نمی‌شوند، بنابراین این مدل نیز برای توصیف ویژگی حافظه بلندمدت در فرآیند نوسان کاملاً رضایت‌بخش نیست. برآستی، محقق شدن چنین فرضی در دنیای واقعی بسیار بعید است.

### ۳-۳- مدل FIGARCH(p,q)

همانگونه که در مقدمه اشاره شد، بایلی و همکاران مدل گارچ انباشته کسری یا FIGARCH را به منظور توصیف فرآیند حافظه بلندمدت سری‌های زمانی طراحی کردند. بر خلاف یک سری زمانی  $I(0)$  که در آن شوکها با یک نرخ نمایی سریع از بین می‌روند و یک سری زمانی  $I(1)$  که در آن شوکها هرگز از بین نمی‌روند، مدل FIGARCH یک سری زمانی را بصورت  $I(d)$  در نظر می‌گیرد بطوریکه  $0 < d < 1$  و بر اساس آن، شوکها به آرامی و با نرخ هایپربولیک میرا می‌شوند [۱۳].

مدل FIGARCH با جایگزینی عملگر تفاضل‌گیری  $L$  در معادله ۳ با عملگر تفاضل‌گیری کسری  $(1-L)^d$  بدست می‌آید:

$$\phi(L)(1-L)^d \varepsilon_i^2 = \omega + [1 - \beta(L)]u_i \quad (4)$$

با بازنویسی معادله ۴ می‌توان مدل FIGARCH را بصورت زیر بیان نمود:

$$[1 - \beta(L)]\varepsilon_i^2 = \omega + [1 - \beta(L) - \phi(L)](1-L)^d \varepsilon_i^2 \quad (5)$$

واریانس شرطی در مدل FIGARCH بصورت زیر بدست می‌آید:

$$\sigma_i^2 = \frac{\omega}{[1 - \beta(L)]} + [1 - \frac{\phi(L)}{[1 - \beta(L)]}] (1-L)^d \varepsilon_i^2 \quad (6)$$

$$\sigma_i^2 = \frac{\omega}{[1 - \beta(L)]} + \lambda(L)\varepsilon_i^2 \quad \lambda(L) = \lambda_1 L + \lambda_2 L^2 + \dots \quad (7)$$

پارامترها را می‌توان با استفاده از روش برآورد شبه حداکثر درست‌نمایی تقریبی<sup>۳۳</sup> (QML) مطرح شده توسط بلرسلو و ولدريج<sup>۳۴</sup> [۱۱]، برآورد کرد. همانطور که قبلاً عنوان شد، با توجه به اینکه مدل FIGARCH هر دو مدل GARCH و IGARCH را بعنوان حالت‌های خاص در بر می‌گیرد نسبت به این دو مدل از انعطاف بیشتری در مدل‌سازی واریانس شرطی برخوردار است.

#### ۴- فرضیه‌های پژوهش

بر اساس نتایج حاصل از پژوهش‌های مشابه، انتظار می‌رود که مدل گارچ انباشته کسری تصریح بهینه جهت توضیح همبستگی و پیش‌بینی نوسانات بازدهی طلای ایران در مقایسه با مدل گارچ متعارف و مدل گارچ انباشته باشد. بنابراین فرضیه‌های پژوهش عبارتند از:

**فرضیه اول-** مدل FIGARCH بهترین مدل جهت تعیین همبستگی نوسانات بازدهی طلا در مقایسه با مدل GARCH و IGARCH است.

**فرضیه دوم-** مدل FIGARCH در زمینه پیش‌بینی بازدهی طلای ایران در دوره زمانی تحت بررسی، نسبت به دو مدل GARCH و IGARCH عملکرد بهتری دارد.

#### ۵- یافته‌های پژوهش

جدول ۱ آماره‌های توصیفی مربوط به بازدهی روزانه سکه طلای طرح جدید ایران در دوره زمانی موردنظر را نشان می‌دهد. بر اساس پانل A، میانگین بازدهی طلا مقداری مثبت اما در قیاس با انحراف معیار بسیار کوچک است. چولگی سری زمانی مذکور منفی بوده و کشیدگی آن بسیار بالاتر از توزیع نرمال است. آزمون جارک-برا نیز غیرنرمال بودن توزیع سری زمانی بازدهی‌ها را رد نمی‌کند. از این رو، لازم است بجای توزیع نرمال از توزیع دیگری نظیر توزیع  $t$  استفاده کرد که همخوانی بیشتری با سری زمانی مورد نظر دارد. همچنین، با توجه به پانل B هر دو آزمون یانگ باکس<sup>۲۵</sup>  $Q(10)$  و بروش گادفری<sup>۲۶</sup> حاکی از وجود همبستگی میان سری زمانی بازدهی‌ها بوده و آزمون آرچ<sup>۲۷</sup> و مجذور یانگ باکس  $Q^2(10)$  بر وجود ناهمسانی واریانس دلالت دارد. برای آزمون ریشه واحد از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و آزمون KPSS استفاده شده است. فرضیه صفر آزمون ADF بر وجود ریشه واحد و نامانایی سری زمانی دلالت دارد اما فرضیه صفر آزمون KPSS دال بر مانایی سری زمانی است. بر اساس پانل C، آماره‌های این دو آزمون نشان می‌دهد که سری زمانی مذکور در سطح مانا بوده و بنابراین، می‌توان بررسی تجربی را ادامه داد.

جدول ۱- آماره‌های توصیفی، آزمون‌های ریشه واحد و آزمون ناهمسانی

آماره‌های توصیفی						
Mean	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	Q(10)	LM(10)
۰.۰۰۰۵	۰.۰۱۴	-۲.۱۲	۷۴.۴۶۸	۷۶۹۲۸۸.۶ (۰.۰۰۰)	۸.۹۱۹(۰.۰۰۳)	۸.۶۳۶(۰.۰۰۰)
آزمون‌های ناهمسانی واریانس						
ARCH-LM				Q <sup>2</sup> (10)		
۲۴.۸۶۹(۰.۰۰۰)				۱۳۲.۴۵(۰.۰۰۰)		
آزمون‌های ریشه واحد						
		ADF		KPSS		
intercept		-۲۵.۵۰۹		۰.۱۱۶		
Trend + intercept		-۲۵.۵۰۷		۰.۱۱۵		



با توجه به اینکه طبق جدول ۱ شواهدی مبنی بر وجود همبستگی سریالی در سری زمانی بازدهی‌ها وجود دارد، ابتدا یک مدل خودرگرسیون  $AR(p)$  برازش می‌شود تا اثرات همبستگی سریالی حذف گردد. بر اساس تابع خودهمبستگی و تابع خودهمبستگی جزئی مدل  $AR(9)$  انتخاب می‌شود. در جدول ۲ آماره‌های توصیفی و آزمون‌های تشخیصی پسماندهای مدل  $AR(9)$  گزارش شده است.

جدول ۲- آنالیز پسماند مدل برآورد شده  $AR(9)$ 

آماره‌های توصیفی						
Mean	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	Q(10)	LM(10)
$2.50E-19$	$0.014$	$-2.172$	$75.229$	$783871.7$ ( $0.000$ )	$0.007$ ( $0.929$ )	$1.122$ ( $0.3405$ )
آزمون‌های ناهمسانی واریانس						
ARCH-LM				$Q^2(10)$		
$129.5848(0.000)$				$125.27(0.000)$		

آماره جارک-برا فرضیه صفر نرمال بودن را در تمام سطوح معناداری رد می‌کند. بعلاوه، آماره‌های یانگ باکس  $Q(10)$  و بروش گادفری بیانگر عدم وجود خودهمبستگی در جمله پسماند فرآیند  $AR(9)$  است و بدین ترتیب، تصریح  $AR(9)$  برای حذف همبستگی سریالی موجود در داده‌ها مناسب بنظر می‌رسد. در عین حال، همانگونه که آماره‌های  $ARCH-LM(10)$  و  $Q^2(10)$  نشان می‌دهد کماکان ناهمسانی واریانس وجود دارد. این یافته وجود اثرات آرچ را تأیید می‌کند و از این رو، برای لحاظ نمودن این ویژگی داده‌ها استفاده از مدل‌های خانواده گارچ مناسب بنظر می‌رسد.

اکنون، عملکرد مدل‌های  $AR-GARCH$ ،  $AR-IGARCH$  و  $AR-FIGARCH$  با توجه به آزمونهای تشخیصی جارک-برا، آزمون مجذور پسماند یانگ-باکس و آزمون آرچ مورد مقایسه قرار می‌گیرد. علاوه بر این، جهت رتبه‌بندی مدل‌ها از معیارهای آکائیک، شوارتز و لگاریتم درست‌نمایی استفاده می‌شود. برآورد ضرایب با استفاده از نرم افزار OxMetrics6.00 انجام می‌شود. نتایج برآورد مدل‌های مذکور در جدول ۳ گزارش شده است. بطور کلی، کلیه ضرایب مربوط به معادله واریانس برای هر سه مدل مثبت و قویاً معنادار بدست آمد. با توجه به اینکه مجموع ضرایب  $\alpha$  و  $\beta$  در هر سه تصریح به عدد یک نزدیک هستند (بالاتر از ۰,۹ هستند) که این نتیجه نشان می‌دهد که پایداری نوسانات در طول زمان بالا است بطوریکه شوکهای ایجاد شده در فرایند نوسان تمایل اندکی به بازگشت به میانگین نوسانات دارد.

عدم معناداری آماره‌های  $ARCH-LM(10)$  و  $Q^2(10)$  نشان داد که اثرات آرچ که پیش از استفاده از تصریحات گارچ موردنظر در جملات پسماند مشاهده می‌شد اکنون حذف شده است و این خود بیانگر مناسب بودن این تصریحات جهت لحاظ کردن این ویژگی داده‌ها است. بعلاوه، پارامتر حافظه بلندمدت در

مدل FIGARCH(1,d,1) معنادار و برابر با ۰,۶۵ می‌باشد ( $d=0,650978$ ). در نتیجه، حافظه بلندمدت یک ویژگی مهم بازدهی نوسانات طلا بوده و باید در تصمیمات سرمایه گذاری مدنظر قرار گرفته شود. در نهایت، جهت انتخاب مدل بهینه بمنظور توصیف همبستگی شرطی موجود در فرآیند نوسان، سه معیار LL، SIC و BIC مورد استفاده قرار می‌گیرد. مطابق با [۲۳] مناسب ترین مدل مدلی است که تابع LL را حداکثر و معیارهای SIC و BIC را حداقل نماید. بر اساس جدول ۳، هر سه معیار LL، SIC و BIC نشان می‌دهند که مدل FIGARCH(1,d,1) بهترین مدل و IGARCH(1,1) بدترین مدل برای توصیف همبستگی موجود در واریانس شرطی هستند. بنابراین، مطابق با یافته‌های پژوهش حاضر، مدل FIGARCH جهت توصیف رفتار نوسانات بازدهی طلا در بازار طلای ایران مناسب تر بنظر می‌رسد. بدین ترتیب، فرضیه اول پژوهش تأیید می‌شود.

جدول ۳- برآورد مدل‌های GARCH و IGARCH و FIGARCH

	GARCH(1,1)	IGARCH(1,1)	FIGARCH(1,d,1)
Variance equation			
$\omega$	۰,۰۰۰۲۷۶ (۰,۰۰۶)	۰,۰۰۰۳۱۲ (۰,۰۰۲)	۰,۰۰۰۳۱۸ (۰,۰۰۱۴)
$\alpha$	۰,۱۶۳۶۳۳ (۰,۰۳۲)	۰,۱۵۵۸۰۶ (۰,۰۰۲)	۰,۲۸۳۹۵۹ (۰,۰۰۰)
$\beta$	۰,۸۳۱۶۰۶ (۰,۰۰۰)	۰,۸۴۴۱۹۴ (۰,۰۳۷)	۰,۷۱۰۰۸۷ (۰,۰۰۰)
d	-	-	۰,۶۵۰۹۷۸ (۰,۰۰۰)
AIC	-۶,۷۹۴۲۹۲	-۶,۷۹۱۲۶۵	-۶,۸۰۱۰۹۷
SIC	-۶,۷۷۰۲۳۷	-۶,۷۶۸۹۲۸	-۶,۷۷۵۳۲۲
LL	۱۲۲۵۰,۵۲۱	۱۲۲۴۴,۰۶۹	۱۲۲۶۳,۷۷۵
J-B	۴۱۹۶۵ (۰,۰۰۰)	۴۵۷۷۰ (۰,۰۰۰)	۴۵۷۴۵ (۰,۰۰۰)
ARCH-LM	۰,۷۴۷۴۸ (۰,۶۷۹۹)	۰,۷۶۰۹۸ (۰,۶۶۶۹)	۰,۷۲۷۶۶ (۰,۶۹۹۰)
$Q^2(10)$	۱۵,۶۶۵۸ (۰,۱۰۹۶)	۸,۹۵۰۷۳ (۰,۵۳۶۷)	۷,۵۵۶۳۷ (۰,۶۷۲۱)

در بخش پایانی این پژوهش، توان پیش‌بینی سه مدل مذکور مورد مقایسه قرار می‌گیرد. برای این منظور، کل دوره به دو زیر دوره تقسیم می‌گردد. دوره اول دوره درون نمونه‌ای است که برای ساختن مدل‌ها استفاده می‌شود و دوره دوم یا دوره برون نمونه‌ای برای تولید پیش‌بینی‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. هر چند انتخاب نقاط شروع و پایان دوره درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای دلخواه و بنابه صلاحدید محقق است، اما با این حال در این مطالعه از یک قاعده تجربی رایج استفاده شده است که بر مبنای آن طول دوره برون نمونه‌ای نباید بیش از یک سوم طول کل دوره باشد. بر این اساس، تعداد داده‌های درون نمونه‌ای ۲۴۰۵ و تعداد داده‌های برون نمونه‌ای ۱۲۰۰ مشاهده می‌شود. مقایسه عملکرد پیش‌بینی هر مدل بر اساس سه معیار

رایج میانگین مطلق خطا (MAE)، جذر میانگین مربعات خطا (RMSE) و شاخص نابرابری تایلر (TIC) انجام می‌گیرد:

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |y_t - \hat{y}_t| \quad (9)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{n}} \quad (10)$$

$$TIC = \frac{\sqrt{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}}{\sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n y_t^2}{n} + \frac{\sum_{t=1}^n \hat{y}_t^2}{n}}} \quad (11)$$

بطوریکه  $n$  تعداد پیش‌بینی‌ها و  $y$  و  $\hat{y}$  مقادیر مشاهده شده و پیش‌بینی شده  $y$  در زمان  $t$  است. مطابق با روش‌شناسی، بهترین مدل پیش‌بینی مدلی است که کمترین خطای پیش‌بینی را داشته باشد. جدول ۴ نتایج مربوط به آماره‌های خطای پیش‌بینی برون نمونه‌ای سری زمانی بازدهی و نوسان را نشان می‌دهد. مطابق با این جدول، معیارهای MAE، RMSE و TIC مربوط به مدل FIGARCH نسبت به دو مدل دیگر کوچکتر می‌باشد. بدین ترتیب، مدل FIGARCH در زمینه پیش‌بینی بازدهی طلای ایران در دوره زمانی تحت بررسی، عملکرد بهتری دارد و فرضیه دوم پژوهش نیز مورد تأیید واقع می‌شود. همچنین هر سه معیار فوق، مدل GARCH را بعنوان بدترین مدل پیش‌بینی معرفی می‌کند.

جدول ۴- مقایسه دقت پیش‌بینی نوسان مدل‌های GARCH و IGARCH و FIGARCH

FIGARCH	IGARCH	GARCH	مدل معیار دقت پیش‌بینی
۰,۰۰۳۰۱۴	۰,۰۰۳۰۴۱	۰,۰۰۳۰۴۲	MAE
۰,۰۰۴۰۸۸	۰,۰۰۴۱۰۳	۰,۰۰۴۱۱۲	RMSE
۰,۸۵۶۶	۰,۸۶۳۸	۰,۸۶۹۱	TIC

#### ۶- نتیجه‌گیری و بحث

شناسایی رفتار بازدهی‌های طلا برای ارزیابی سرمایه‌گذاری، انتخاب پورترفوی، مدیریت ریسک، سیاست‌گذاری پولی و سیاست‌های ارزش در معرض ریسک اهمیت دارد. از سوی دیگر، برخی حقایق سبک

شده نظیر توزیع‌های غیرنرمال، اثرات خوشه‌ای و حافظه بلندمدت تمایل زیادی برای بکارگیری مدل‌های خانواده گارچ بمنظور مدل‌سازی نوسانات بازدهی دارایی‌ها در میان محققان ایجاد نموده است. این پژوهش دو هدف عمده را دنبال می‌نماید. هدف اول، بررسی کیفیت مدل‌های خانواده GARCH در توضیح رفتار نوسانات طلا بود. در این راستا، ابتدا تصریح‌های  $GARCH(1,1)$ ،  $IGARCH(1,1)$  و  $FIGARCH(1,d,1)$  برآورد گردید و سپس به منظور انتخاب مدل بهینه جهت برازش داده‌ها از معیار لگاریتم درست‌نمایی (LL)، معیار اطلاعات آکائیک (AIC) و معیار اطلاعات شوارتز (SIC) استفاده شد. هدف دوم، مقایسه قدرت پیش‌بینی برون نمونه‌ای مدل‌های مذکور بود که این مهم با استفاده از سه معیار میانگین مطلق خطا (MAE)، جذر میانگین مربعات خطا (RMSE) و شاخص نابرابری تایل (TIC) صورت گرفت. برای این منظور، از داده‌های روزانه بازدهی طلا در فاصله زمانی ۱۳۸۲/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۴/۱۰/۰۳ استفاده شد. مطابق با برلسلو و میکلسن<sup>۲۸</sup> [۱۰] اگر میان نوسانات بازدهی‌ها همبستگی‌های بلندمدت وجود داشته باشد آنگاه تخصیص بهینه سید دارایی به افق زمانی سرمایه‌گذاری بسیار حساس خواهد بود. بنابراین، در نظر گرفتن ویژگی حافظه بلندمدت حائز اهمیت است. شواهد نشان داد که مدل  $FIGARCH(1,d,1)$  با یک پارامتر حافظه بلندمدت معنادار با مقدار عددی ۰٫۶۵، فرایند نوسان را نسبت به دو مدل رقیب بهتر توصیف می‌نماید. بر این اساس، نتیجه‌گیری می‌شود که حافظه بلندمدت یکی از ویژگی‌های اساسی نوسانات بازدهی طلا در بازار ایران بوده و باید در تصمیمات سرمایه‌گذاری مورد توجه قرار بگیرد. در نهایت، برای مقایسه دقت سه مدل مذکور در زمینه پیش‌بینی نوسانات بازدهی طلا، کل دوره به دو زیر دوره (زیر دوره اول شامل مشاهدات درون نمونه‌ای و زیر دوره دوم شامل مشاهدات برون نمونه‌ای) تقسیم گردید. نتایج نشان داد که بر اساس هر سه معیار میانگین مطلق خطا (MAE)، جذر میانگین مربعات خطا (RMSE) و شاخص نابرابری تایل (TIC) مدل  $FIGARCH$  نسبت به دو مدل دیگر عملکرد بهتری در زمینه پیش‌بینی نوسانات سری زمانی بازدهی طلای ایران دارد. بدین ترتیب، هر دو فرضیه مطرح شده در این پژوهش مورد تأیید قرار گرفت.

#### فهرست منابع

- \* شعراپی، سعید و ثنایی اعلم، محسن (۱۳۸۹)، بررسی وجود حافظه بلندمدت در بورس اوراق بهادار تهران و ارزیابی مدل‌هایی که حافظه بلند مدت را در نظر می‌گیرند، پژوهش‌های حسابداری مالی، سال دوم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۶)، زمستان ۱۳۸۹ صفحات ۱۷۳-۱۸۶.
- \* فلاح پور، سعید و هداوند میرزایی، امید (۱۳۹۵)، پیش‌بینی نوسانات بازده طلا با استفاده از مدل گارچ ناپارامتری و مقایسه با مدل‌های گارچ پارامتری، مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، بهار ۱۳۹۵ - شماره ۲۶، صفحات ۱۶۱ - ۱۸۲.
- \* کشاورز حداد، غلامرضا و صمدی، باقر (۱۳۸۸). برآورد و پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روشها در تخمین ارزش در معرض خطر: کاربردی از مدل‌های خانواده FIGARCH، تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۶، صفحات ۱۹۳-۲۳۵.

- \* Arouri, M. E., Hammoudeh, S., Lahian, A. & Nguyen, D.K. (2012), Long Memory and Structural Breaks in Modeling the Return and Volatility Dynamics of Precious Metals. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 52: 207–218.
- \* Baillie, R.T., Bollerslev, T. & Mikkelsen, H.O. (1996), Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 74: 3–30.
- \* Baur, D. G. and Lucey, B.M. (2010), Is Gold a Hedge or a Safe Haven? An Analysis of Stocks, Bonds and Gold, *Financial Review*, 45(2), 217-229.
- \* Bentes, S.R., (2016). Long Memory Volatility of Gold Price Returns: How strong is the evidence from distinct economic cycles?, *Physica A*, 443: 149–160.
- \* Bentes, S.R., Menezes, R. & Mendes, D.A. (2008), Long memory and Volatility Clustering: Is the Empirical Evidence Consistent across Stock Markets?. *Physica A*, 387: 3826–3830.
- \* Bollerslev, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 31: 307–327.
- \* Bollerslev, T. & Mikkelsen, H.O. (1999), Long-term Equity Anticipation Securities and Stock Market Volatility Dynamics, *Journal of Econometrics*, 92: 75–99.
- \* Bollerslev, T. & Wooldridge, J.M. (1992), ‘Quasi-maximum Likelihood Estimation of Dynamic Models with Time Varying Covariance’, *Econometric Reviews*, 11: 143–172.
- \* Brooks, C. (2008), *Introductory Econometrics for Finance*, 2nd edition, Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- \* Brunetti, C. & Gilbert, C.L. (2000), Bivariate FIGARCH and Fractional Cointegration, *Journal of Empirical Finance*, 7: 509–530.
- \* Chkili, W., Hammoudeh, S. & Nguyen, D.C. (2014), ‘Volatility Forecasting and Risk Management for Commodity Markets in the Presence of Asymmetry and Long Memory, *Energy Economics*. 41: 1–18.
- \* Cotter, J. (2005), Uncovering Long Memory in High Frequency UK Futures, *European Journal of Finance*, 11: 325-337.
- \* Elder, J. & Serletis, A. (2008), Long Memory in Energy Future Prices, *Review of Financial Economics*, 17: 146–155.
- \* Engle, R.F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, 50: 987–1007.
- \* Engle, R.F. & Bollerslev, T. (1986), Modeling the Persistence of Conditional Variances, *Econometric Review*. 5: 1–50.
- \* Goodman, B. (1956), The Price of Gold and International Liquidity, *Journal of Finance*, 11: 15–28.
- \* Kang, S.H., Kang, S.M., Yoon, S.M., (2009), Forecasting volatility of crude oil markets, *Energy Econ*. 31, 119–125.
- \* Kittiakarasakun, J. & Tse, Y., (2011), Modeling the Fat Tails in Asian Stock Markets, *International Review of Economics*, 20(3):430-440.
- \* Pong, S., Shackleton, M., Taylor, S. and Xu, X. (2004), Forecasting Currency Volatility: A Comparison of Implied Volatilities & AR (FI) MA Models, *Journal of Banking and Finance*, 10: 2541-2563.
- \* Sin, C.Y. & White, H. (1996). Information Criteria for Selecting Possibly Misspecified Parametric Models, *Journal of Econometrics*, 71: 207–325.
- \* Tully, E. & Lucey, B.M. (2007), A Power GARCH Examination of the Gold Market. *Research in International Business and Finance*, 21: 316–325.
- \* Vilasuso, J. (2002), Forecasting Exchange Rate Volatility. *Economics Letters*, 59-64

## یادداشت‌ها

1. Safe Haven
2. Value-at-Risk
3. Long Memory
4. Log Likelihood
5. Akaike Information Criteria
6. Schwarz Information Criteria
7. Mean Absolute Error
8. Root Mean Squared Error
9. Theil's Inequality Coefficient
10. Engle and Bollerslev (1986)
11. Infinite Memory
12. Baillie et al. (1996)
13. Fractionally Integrated GARCH
14. Weak Form of Informational Market Efficiency
15. Vilasuso (2002)
16. Kittiakarasakun & Tse (2011)
17. Pong et al (2004)
18. Kang et al (2009)
19. Diebold–Mariano Test
20. Clustering Behavior
21. Parsimony
22. Overfitting
23. Approximate Quasi-Maximum Likelihood Estimation Technique
24. Bollerslev and Wooldridge (1992)
25. Ljung–Box Test
26. Breusch–Godfrey LM Test
27. ARCH-LM and Test
28. Bollerslev and Mikkelsen (1999)