

بررسی عوامل مؤثر بر تغییر پذیری قیمت های آتی سکه طلا

مجید دلاوری^۱

نفیسه روشنی بروجنی^۲

دریافت: ۱۳۹۱/۱/۱۷ پذیرش: ۱۳۹۱/۳/۱۰

چکیده

بازار قرارداد های آتی عامل مهم ومؤثری در گردش، حرکت و کارآ شدن اقتصاد است؛ ماهیت قیمت طلا به عنوان یک کالای فیزیکی و دارایی مالی و وجود عوامل متعدد تأثیرگذار بر بازارهای آتی طلا موجب شده است که تحلیل روابط متغیرهای اصلی این بازارها پیچیده تر شود. هدف از این مطالعه بررسی عوامل مؤثر بر تغییر پذیری قیمت های آتی سکه طلا است. داده های مورد استفاده در این تحقیق، سری زمانی روزانه قیمت های آتی و نقدی سکه بهار آزادی از ۹۰/۳/۳۱ تا ۹۱/۴/۲۰ می باشد. قیمت جهانی طلا، قیمت نقدی سکه طلا، نرخ برابری دلار به ریال و شاخص کل بورس اوراق بهادار به عنوان عوامل مؤثر بر تغییر پذیری قیمت آتی سکه در نظر گرفته شده است. بررسی سری زمانی قیمت آتی سکه نشان داد این سری دارای نوسانات خوشه ای بوده که این امر استفاده از مدل های ARCH جهت مدلسازی نوسانات را امکان پذیر می نماید. از بین خانواده مدل های ARCH، مدل EGARCH دارای عملکرد بهتری نسبت به سایر مدلها بود. از بین این عوامل بازده قیمت نقدی سکه (روز قبل)، قیمت پیش بینی شده نرخ برابری دلار به ریال، بازده شاخص کل بورس و قیمت پیش بینی شده طلای جهانی به ترتیب دارای بیشترین تاثیر بر واریانس شرطی بوده است.

واژگان کلیدی: قیمت نقد و آتی سکه طلا، تغییر پذیری، مدل GARCH و EGARCH

طبقه بندی JEL: G10, G17, G18

۱. مدرس دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات خوزستان (نویسنده مسئول)، Email: Mjd_Delavari @Yahoo.com

۲. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات خوزستان، Email: Nafiseh_Roshani@yahoo.com

۱. مقدمه

بازارهای مالی، دارای نقش کلیدی در تجهیز و هدایت وجوه موجود در اقتصاد به سمت بخشهای تولیدی و صنعتی و به تبع آن بهبود رشد اقتصادی هستند. توسعه اقتصادی مستلزم انباشت سرمایه است. بازار سرمایه به عنوان یکی از رکن های بازار مالی نقش به سزایی در بسیج امکانات مالی و سرمایه ای به منظور رشد و توسعه اقتصادی کشورها دارد و هم اکنون در بسیاری از کشورها ی جهان نقش تامین مالی اعتبارات مورد نیاز بنگاه های اقتصادی را برعهده دارد (صنوبر، ۱۳۸۶).

بی ثباتی قیمت ها و ناکارآمدی بازارهای کالا از جمله موانع اصلی رشد و توسعه اقتصادی به حساب می آیند. در طول تاریخ، جوامع مختلف رویکردهای متفاوتی را در مواجهه با این مسائل و کاهش اثرات آن در پیش گرفته اند. به تأیید مباحث نظری و به گواه یافته های تجربی، در حل مسائل و مشکلات بازارها از قبیل عدم شفافیت، ریسک نوسانات قیمت، هزینه های بالای مبادله و غیره ابزارهای مبتنی بر بازار در سراسر دنیا به عنوان راه حل موفق تر نسبت به رویکردهای جایگزین آن شناخته شده و از سوی بسیاری از کشورها بکار برده می شوند. از نهادهای اصلی در رویکرد مبتنی بر بازار، بورس های کالا و ابزارهای مشتق کالایی هستند، که در کشورهای توسعه یافته و برخی اقتصادهای نوظهور اثرات مثبت بی شماری را در فرایند رشد و توسعه ایفا نموده و به عنوان یکی از ارکان اصلی اقتصادی عمل می کنند (زنگنه، ۱۳۸۷).

ابزارهای مشتقه نوعی از ابزارهای مالی می باشند که حجم بالایی از معاملات بازارهای مالی را به خود تخصیص داده اند. از ابزارهای مشتقه می توان، قراردادهای آتی، اختیار معامله و سوآپ را نام برد. بیش از چندین دهه از ایجاد بازارهایی که این ابزارها در آن معامله می کردند، در جهان می گذرد. از جمله این بازارها که قدمت بیشتری دارد، بازار آتی می باشد (احمدپورو نیکزاد، ۱۳۹۰).

با توجه به مزیت های گسترده این نوع ابزارها در حوزه تأمین و تثبیت مالی، بورس کالای ایران نیز در راستای گسترش معاملات مشتقه به عرضه معاملات کالایی اقدام به راه اندازی قراردادهای آتی در این بورس کرده است. قرارداد آتی به نوعی قرارداد اشاره دارد که در آن طرفین معامله انتقال دارایی پایه در تاریخ معین و با قیمت معین را منعقد می کنند. دارایی

پایه می‌تواند شامل دارایی های مالی (مانند سهام، شاخص سهام) و دارایی های فیزیکی (مانند سکه طلا، مس، آهن، محصولات کشاورزی و غیره) باشد.

اشخاص معمولاً در صورت فعال و کارآ بودن بازارهای مالی، دارایی های خود را به صورت دارایی های مالی^۱ و در صورت وجود تورم به صورت دارایی های واقعی^۲ نگهداری می‌کنند. در یک اقتصاد پویا انتقال وجوه در خانوارها از طریق بازارهای مالی (بانکها، بازار سهام و سایر مؤسسات مالی از قبیل صندوق پس انداز و وام، شرآتهای بیمه، صندوقهای بازنشستگی) به بنگاهها موجب رشد اقتصادی و افزایش اشتغال می‌گردد. در کشورهایی که بازارهای مالی خصوصاً بازار سهام پیشرفته و فعال وجود ندارد یا نهادینه نشده است و ارزش پول نیز به دلیل تورم مداوم کاهش می‌یابد، مردم برای جلوگیری از زیانهای ناشی از تورم، دارایی های خود را به صورت واقعی (غیر مولد) پس انداز می‌کنند. یکی از این نوع دارایی ها که قابلیت نقدشوندگی بالایی نیز دارد طلاست که در ایران همواره به عنوان پس اندازی مطلوب در جامعه با استقبال روبه رو بوده است. (سرافراز و افسر، ۱۳۸۴).

در حال حاضر در بورس کالای ایران قرارداد های آتی بر روی دارایی های فیزیکی انجام می‌شود. قرارداد آتی سکه طلا از تاریخ ۱۳۸۷/۰۴/۰۱ در بورس کالای ایران مورد معامله قرار گرفته است، که این قرار داد برای تحویل ۱۰ سکه تمام بهار آزادی تدوین شده است. (علی احمدی و احمدلو، ۱۳۹۰).

در کنار بررسی مواردی همچون کشف قیمت، ثبات بازار و کارایی بازار از جمله موضوع های مهم که از نقطه نظر مالی، از اهمیت بیشتری برخوردار بوده چگونگی ارتباط بین بازارها (نقد و آتی) می‌باشد. (chiristos floras, 2007).

سفته بازان، آربیتراژرها و پوشش دهندگان ریسک که از جمله فعالان بازارهای آتی می‌باشند، هر یک بر اساس نیاز و هدف خود فعالیت خاصی را انجام می‌دهند. تفاوت بین قیمت های بازار نقد و آتی سکه طلا و نوع ارتباط بین این دو بازار از جمله مسائل مهم برای این فعالان اقتصادی می‌باشد. برای یافتن این اطلاعات باید به بررسی روند قیمتی در بازار نقد و بازار آتی و ارتباط این دو قیمت با یکدیگر پرداخت و براساس مدل برآورد شده، بهترین

-
1. Financial Assets
 2. Real Assets

پیش بینی قیمتی را انجام داد. (احمد پور و نیکزاد، ۱۳۹۰).

قیمت قرارداد های آتی به عنوان مهم ترین عامل در انعقاد قرارداد از عواملی مانند شرایط سیاسی، اقتصادی، واکنش رفتاری فعالان بازار و غیره تأثیر پذیر هستند. مشخص کردن تمام این عوامل تا حدودی مشکل است اما، بر اساس فرضیه بازار کارا که بر اساس آن اطلاعات به سرعت در بازار منتشر می شوند، می توان قیمت قرارداد های آتی را به عنوان جانشینی برای نشان دادن تمام این عوامل مورد استفاده قرار داد. (علی احمدی و احمدلو، ۱۳۹۰).

قیمت طلا در سطح جهان با توجه به مقدار عرضه و تقاضا برای آن تعیین می گردد. تولیدکنندگان طلا^۱ (معادن)، بانکهای مرکزی و فروشندگان طلای قراضه از بزرگترین عرضه کنندگان طلا به بازارهای جهانی هستند. جواهرسازان، صنعتگران، محتکران شمش طلا و سرمایه گذاران از متقاضیان اصلی طلا در بازار به شمار می روند. کاربردهای طلا، تولید جواهرآلات، سکه، پول و مصارف صنعتی است. علاوه بر عرضه و تقاضا، عوامل متعدد دیگر از قبیل بحرانهای اقتصادی، تشنجات سیاسی، بورس بازی، نوسانات نرخ ارزهای کلیدی خصوصاً دلار و نرخ بهره در آمریکا بر قیمت طلا تأثیر می گذارند. (سرفراز و افسر، ۱۳۹۰).

هدف اصلی این تحقیق استفاده از یک مدل واریانس ناهمسان شرطی (EGARCH)، جهت بررسی عوامل مؤثر بر تغییر پذیری قیمت های آتی سکه طلا در بازارهای ایران است. در واقع این تحقیق به دنبال پاسخ دادن به این سؤالات است که: آیا ارتباط معناداری بین بازار های نقدی و آتی طلا وجود دارد؟ آیا تغییر پذیری قیمت نقدی طلا بر قیمت آتی تأثیر دارد؟ و آیا متغیرهای قیمتی کلیدی (قیمت جهانی طلا، قیمت نقدی سکه طلا، شاخص کل بورس اوراق بهادار، نرخ ارز) باعث نوسانات قیمت آتی سکه در ایران می شود؟ و در این راستا فرض می شود که ارتباط معناداری بین بازار های نقدی و آتی طلا وجود دارد، تغییر پذیری قیمت نقدی طلا بر قیمت آتی تأثیر دارد و متغیرهای قیمتی کلیدی (قیمت جهانی طلا، شاخص کل بورس اوراق بهادار، نرخ ارز) باعث نوسانات قیمت آتی سکه در ایران می شود.

۱. کشورهای افریقای جنوبی، آمریکا، کانادا، استرالیا و روسیه از تولیدکنندگان عمده طلا هستند.

در ادامه، مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است، بخش دوم شامل مبانی نظری، و در بخش سوم پیشینه تحقیق مطرح شده، در بخش چهارم روش تحقیق و در بخش پنجم نتایج تحقیق بررسی شده است. در بخش ششم ضمن نتیجه گیری از مباحث مذکور، پیشنهاداتی ارائه گردیده است.

۲. مبانی نظری

قراردادهای آتی در دهه های اخیر توجه بسیاری را به خود جلب کرده و حجم بسیار بالایی از مبادلات را به خود اختصاص داده است. قرارداد آتی، قراردادی است که فروشنده بر اساس آن متعهد می شود در سررسید معین، مقدار معینی از کالای مشخص را به قیمتی که در حال حاضر تعیین می کند، بفروشد و در مقابل، طرف دیگر قرارداد متعهد می شود آن کالا را با مشخصات تعیین شده خریداری نماید و برای جلوگیری از امتناع طرفین از انجام قرارداد، طرفین به صورت شرط ضمن عقد متعهد می شوند مبلغی را به عنوان وجه تضمین نزد اتاق پایاپای بگذارند و متناسب با تغییرات قیمت آتی، وجه تضمین را تعدیل کنند و اتاق پایاپای از طرف آنان وکالت دارد متناسب با تغییرات، بخشی از وجه تضمین هر یک از طرفین را به عنوان اباحه تصرف در اختیار دیگری قرار دهد و او حق استفاده از آن را خواهد داشت تا در سررسید با هم تسویه کنند. قیمت مورد توافق طرفین در معاملات آتی را قیمت قرارداد آتی می گویند. قیمت تسویه آخرین قیمت معامله در طول روز نیست، بلکه معمولاً این قیمت، میانگین قیمت چند قیمتی است که در پایان (اواخر) روز کاری، در این قیمت ها معامله صورت می گیرد.^۱

در مقابل قرار داد نقدی تحویل فوری را ایجاب می کند و بوسیله افرادی که در زمان حال به کالا نیاز دارند، مورد استفاده قرار می گیرد. قراردادهای نقدی را نمی توان بدون موافقت طرفین لغو کرد. بنابراین با توجه به قراردادهای مورد معامله، دو بازار آتی و آتی وجود دارد. بازار آتی، بازاری است که تحویل فوری در آن صورت می گیرد و قیمت آتی منعکس کننده قیمت فعلی بازار کالا است. انجام معامله در زمان نیاز، در بازار آتی، ریسک های زیادی را به

۱. دستور العمل اجرایی معاملات قراردادهای آتی در شرکت بورس کالای ایران

همراه دارد که از آن جمله می‌توان به ریسک نوسانات قیمت، ریسک کمیابی و غیره اشاره نمود.

همانند سایر کشورها معاملات قراردادهای آتی در کشور ما نیز در بورس کالا به عنوان یک بازار سازمان یافته و متشکل انجام می‌شود. ویژگی اصلی این بورس ها فراهم کردن امکان کشف قیمت برای کالا یا قرارداد مورد معامله در آن از طریق مکانیسم بازار است. به عبارت دقیق‌تر بر اساس تئوری انتظارات نا اریب، فرایندی که در بورس ها در مورد قیمت ها اتفاق می‌افتد کشف قیمت است و نه قیمت گذاری، به این معنی که هیچ تصمیمی از طرف بورس در مورد قیمت قراردادهای مورد معامله اتخاذ نمی‌شود بلکه صرفاً ترجیحات معامله گران بازار و میزان عرضه و تقاضا است که قیمت های آتی را تعیین می‌کند. در اینکه به لحاظ تئوریک قیمت یک قرارداد آتی با سررسید مشخص چه مقدار باشد طبق شناخته شده ترین مدل که همان مدل هزینه حمل است ترجیحات معامله گران خود تابع انتظارات آن ها از قیمت های نقد در آینده می باشد.

عوامل تأثیر گذار بر انتظارات افراد از قیمت های آتی سکه طلا را می توان همچون عواملی مانند، قیمت جهانی طلا و قیمت سهام، تغییرات نرخ ارز و قیمت های نقدی طلا دانست، طی ماه های اخیر نوسانات بسیار شدیدی که عمدتاً روند افزایشی داشته است را در قیمت های جهانی طلا و نیز نرخ ارز شاهد بوده ایم که باعث نوسانات شدیدی در قیمت های نقدی سکه طلا نیز شده است، که خود باعث تحت تأثیر قرار گرفتن قیمت آتی سکه طلا گردیده است. در کشور ما در مقاطع خاصی عوامل دیگری غیر از نوسانات نرخ ارز و قیمت های جهانی طلا نیز قیمت نقدی سکه طلا و در نتیجه قیمت های آتی را تحت تأثیر قرار داده است. و آن نیز ورود نقدینگی به بازار معاملات سکه طلا و عوامل سیاسی و اقتصادی بوده است که برای

تصریح عامل اول باید از نظریه تعادل عمومی بهره جست. (سیاح و صالح آبادی، ۱۳۸۴) پس از اجرای طرح هدف مندی یارانه ها، بازار ارز و بازار نقدی طلا با مازاد تقاضای شدید مواجه شده است که این امر باعث تغییرات شدید در قیمت های این دو کالا در بازار شده است. بروز این وضعیت، این سؤال را برای برخی از مردم ایجاد کرده است که این افزایش شدید تقاضا ناشی از چیست؟ اگر نظریه تعادل عمومی والراس را بپذیریم باید پاسخ این سوال را در بازارهای رقیب جستجو نماییم. بررسی بازارهای رقیب نظیر بازار پول، بازار

سرمایه و بازار های مای دیگر، نشان می‌دهد در بازار پول به دلیل پایین بودن نرخ سود بانکی، تقاضای سرمایه گذاری در این بازار کاهش یافته و نقدینگی بسیاری از این بازار خارج شده است. در بازار سرمایه نیز به دلیل برخی مسائل از جمله افت شاخص کل تقاضای سرمایه گذاری در این بازار نیز کاهش یافته است و نقدینگی زیادی از این بازارها به سمت بازار ارز و سکه جاری شده است و این عامل تعادل موجود در بازار نقدی طلا و ارز را برهم زده است که تأثیر این عدم تعادل به بازار آتی سکه طلا نیز سرایت کرده است. لذا برای برگرداندن تعادل به این بازار استفاده از راه حل تعادل جزئی امکان پذیر نیست. به عبارت دیگر اگر بانک مرکزی سیاستهای مناسبی در مورد سود بانکی نداشته باشد و یا سیاست پایداری در رابطه نرخ ارز اتخاذ نکند، قیمت های آتی تحت تأثیر این دو عامل خواهند بود و نوسانات شدید این قیمت ها با توجه به نوسانات پارامترهای تأثیرگذار قابل توجه خواهد بود. از سوی دیگر بهای جهانی طلا در سال های اخیر متأثر از کاهش ارزش دلار آمریکا در برابر یورو و سایر ارزها، افت شدید و غیرقابل کنترل شاخصها در بازارهای سرمایه جهان، افزایش قیمت نفت و سایر کالاهای پایه^۱ به دلیل افزایش تنشها در خاورمیانه، بسته شدن احتمالی تنگه هرمز توسط ایران و پدید آمدن جنگ بین ایران و غرب، بروز نشانه‌هایی مبنی بر به پایان رسیدن بحران بدهیها در اروپا و افزایش ارزش یورو، رشد متناسب شاخصها در بازارهای جهانی و افزایش تقاضا برای مصرف طلا در صناعی چون ساخت جواهرآلات، پزشکی، لوازم الکترونیک، کامپیوتر و ابزار دقیق، خودروسازی و غیره، کاهش برخی شاخصهای اقتصادی در آمریکا از جمله آمار اشتغال، شاخص اعتماد مصرف‌کننده، شاخص تولیدات کارخانه‌ای و عوامل دیگر روند افزایشی داشته است. همچنین افزایش تقاضا برای سرمایه‌گذاری در قالب خرید فیزیکی شمش، سکه‌های یادبود، خرید اوراق معاملاتی و سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری با پشتوانه طلا، خرید شمش توسط بانک‌های مرکزی و افت میزان تولید و استحصال طلا در معادن، قیمت طلا را با افزایش مواجه خواهد کرد. افت بیشتر رتبه اعتباری در آمریکا نیز به عنوان عامل مهمی برای افزایش قیمت طلا در خلاف جهت ارزش دلار موثر واقع خواهد شد. در همین راستا هر عاملی که موجب افزایش نرخ رشد اقتصادی در آمریکا و چین شود، نظر به افزایش تقاضا برای مصرف کالاها بر قیمت

طلا تاثیر افزایشی دارد. نگرانی از افزایش تورم و تمایل به خرید دارایی‌های پر ریسک نیز قیمت طلا را بالاتر می‌برد. از جمله عواملی که در سال‌های اخیر به مرور مورد توجه دولت‌های مخالف آمریکا قرار گرفته است، حذف دلار آمریکا از مراودات تجاری فی مابین است. حذف دلار از تجارت بین ایران و ترکیه، ایران و تایلند، ایران و روسیه، چین و ژاپن و برخی دیگر کشورها که به تازگی گزارش‌هایی از آنها منتشر شده نیز احتمال افزایش قیمت طلا در جهان را بیشتر خواهد کرد.

دلار در قیمت گذاری طلا در بازارهای جهانی نقش غالب دارد. معاملات طلا در هر جای دنیا انجام گیرد، ارزش آن بر حسب دلار و یا به صورت پول ملی کشور مزبور تعیین می‌شود. چنانچه ارزش طلا بر حسب پول ملی یک کشور تعیین گردد، این محاسبه از طریق نرخ برابری دلار و پول ملی، و دلار و طلا تعیین می‌شود. بنابراین ارزش طلا در جهان بر اساس نرخ برابری آن با دلار و نرخ برابری دلار با پول ملی یک کشور تعیین می‌شود. در نتیجه قیمت طلا علاوه بر سایر عوامل مرتبط، متأثر از ارزش دلار نیز هست. ارزش دلار خود تحت تأثیر مسائل داخلی و خارجی آمریکا، کسری تراز پرداخت، کسری بودجه، نرخ تورم و نرخ بهره (سیاست‌های پولی و مالی آمریکا) و سیاست خارجی این کشور قرار دارد.

۳. پیشینه تحقیق

چان و همکاران (۱۹۹۱)^۱ با استفاده از مدل گارچ دو متغیره قیمت های نقد و آتی شاخص S&P500 را مورد آزمون قرار داده و به این نتیجه رسیده اند که قیمت های بازار آتی قیمت های بازار نقد را با یک وقفه ۵ دقیقه ای هدایت می‌کنند.

کای (۲۰۰۱)^۲ به بررسی تغییرپذیری بازده های 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.

1. Chan, et
2. Cai

تالی ولوسی (۲۰۰۷)^۱ با استفاده از مدل APGAR^۲ به بررسی قیمت های ماهانه نقدوآتی طلای COMEX در دوره ۱۹۸۳-۲۰۰۳ پرداختند، آنها تأثیر متغیرهایی چون نرخ دلار، پوند، شاخص FTSE (نقدوآتی) قیمت نفت برنت، شاخص S&P ۵۰۰، شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) در امریکا و انگلستان، نرخ بیکاری، شاخصهای تولید صنعتی و نرخ بهره در امریکا و انگلستان را بر قیمت های نقدوآتی طلا با استفاده از تکنیک VAR بررسی نمودند. از آنجا که متغیرهای شاخص FTSE (نقد) نرخ های دلار و پوند، نرخ بهره امریکا، شاخص قیمت مصرف کننده در انگلستان مؤثر تشخیص داده شدند، بنابراین متغیرهای مذکور در معادلات میانگین و واریانس شرطی بعنوان متغیرهای درونزا وارد شدند.

فلرس (۲۰۰۷)^۳ رابطه بین قیمت های دو بازار نقد و آتی شاخص سهام آتن را با استفاده از مدل دو متغیره GARCH مورد بررسی قرار داده اند. بازار آتی هدایت کننده بازار نقد می باشد و همچنین بازار نقد نقش کشف قیمت را برای بازار آتی بازی می کند.

لین (۲۰۱۰)^۴ به بررسی پیش بینی قیمت طلا با استفاده از مدل های آریما و گارچ (GARCH) پرداخت. در این تحقیق ابتدا از داده های دوره ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۸ برای تخمین مدل آریما استفاده کردند. نتیجه تخمین نشان داد که میانگین موزون با $q \neq p$ یک (یعنی $MA(1,1)$) مدل مناسبی برای قیمت طلا است. سپس از این مدل برای پیش بینی دوره ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۰ استفاده شد. همچنین نتایج نشان داد که مدل $(GARCH(1,1))$ مدل مناسبی برای پیش بینی قیمت طلا است.

میازاکی و هموری (۲۰۱۲)^۵ طی مطالعه خود به بررسی آزمون علیت بین بازده طلا و عملکرد بازار سهام برای سرمایه گذاری طلا در مواقع اضطرابی پرداخته اند. نتایج تجربی این مطالعه برای دوره نمونه ای کامل: از ۴ جولای ۲۰۰۰ تا ۲۸ آوریل ۲۰۱۱ روی بازده قیمتی طلا و بازده شاخص S&P500 بازار سهام است که با در نظر گرفتن مجموعه ای از حداکثر تاخیرات $AR(10)$ و EGARCH $(2,2), (2,1), (1,2), (1,1)$ ، در نهایت مدل برگزیده

-
1. Tully & Lucey
 2. Asymmetric Power Garch
 3. Floros
 4. Lin
 5. Miazaky & Hamori

براساس معیار آکائیک (AIC) به صورت مدل $AR(9)$ -EGARCH (1,1) برای بازده طلا و $AR(4)$ -EGARCH(2,1) برای بازده شاخص S&P500 بازار سهام است. دلاوری و رحمتی (۱۳۸۹) بابررسی عوامل موثر بر تغییر پذیری نوسانات بازده قیمت طلا به کمک مدل (۱ و ۱) EGARCH برای سری زمانی قیمت روزانه سکه بهار آزادی در بازار تهران از ابتدای سال ۱۳۸۰ تا انتهای سال ۱۳۸۶، به این نتیجه رسیدند که پدیده موسوم به اثرات اهرمی در بازار سکه ایران وجود دارد به عبارت دیگر اخبار خوب منجر به نوسانات آتی بیشتری نسبت به اخبار بد با اندازه برابر در بازار سکه ایران شده است. آنها دریافتند از بین خانواده اتورگرسیو شرطی بر اساس دو معیار RMSE و Theil مدل EGARCH برای سری مذکور، دارای قدرت پیش بینی بالاتری می باشد. علی احمدی و احمد لو (۱۳۹۰) طی تحقیقات و مطالعات انجام داده پیش بینی قیمت قراردادهای آتی سکه طلا با استفاده از مدل آریما در بورس کالای ایران را انجام داده اند. در این تحقیق از روش باکس- جنکینز برای بررسی توانایی پیش بینی قیمت آتی قراردادهای سکه طلا استفاده شده است. که نتایج تحقیق نشان می دهد که برای دوره مورد بررسی، مدل آریما (ARIMA) با دو وقفه خود رگرسیونی و دو وقفه میانگین متحرک برای پیش بینی قیمت قراردادهای آتی سکه طلا مدل مناسبی است و توانایی پیش بینی قیمت قرارداد آتی سکه طلا را دارد.

۴. روش تحقیق

مدل واریانس ناهمسانی اتورگرسیو (ARCH)^۱ که اولین بار توسط انگل [۱۹۸۲] مطرح شد و بعدها توسط بولرسلو [۱۹۸۶]^۳ به مدل های (GARCH)^۴ تعمیم داده شده، عمومی ترین روش برای مدلسازی نوسانات و تغییرپذیری داده های سری زمانی مالی با فراوانی زیاد می باشد. این فرایندها دارای میانگین صفر هستند و به طور دنباله ای ناهمبسته اند و واریانس

-
1. Autoregressive conditional Heteroskedasticity
 2. Engle
 3. Bolerslev
 4. Generalized ARCH

شرطی (روی اطلاعات مربوط به زمان گذشته) ناآبیتی داشته، در حالیکه واریانس غیرشرطی ثابتی دارند.

انگل (۱۹۸۲) نشان داد که به جای انتخاب دنباله های X_t متعدد و یا تبدیل داده ها می توان میانگین و واریانس یک سری از داده ها را به طور هم زمان مدل سازی نمود:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$u_t \sim N(0,1) \quad \varepsilon_t = u_t \sqrt{h_t} \quad (2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (3)$$

که در آن h_t واریانس شرطی ε_t است که این شرایط را اطلاعات موجود از زمان t تعیین می کند. u_t در عبارت (۲) فرآیند نوفه سفید^۱، با فرض $\sigma_u^2 = 1$ می باشد. u_t و ε_{t-1} مستقل از هم بوده و α_0 و α_1 مقادیر ثابت هستند، با فرض آن که $\alpha_0 > 1$ ، $0 < \alpha_1 < 1$. (اندرس، ۲۰۰۴).

پارامتر مهم در مدل $ARCH$ ، h_t می باشد که معادله (۳) بیان کننده چگونگی تغییرات h_t تحت شرایط ε_{t-1}^2 قبلی است. با ترکیب (۲) و (۳) خواهیم داشت:

$$\varepsilon_t = u_t \sqrt{\alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2} \quad (4)$$

در ε_{t-q} معادله (۴) تمامی شوک ها از ε_{t-1} تا ε_{t-q} تأثیر مستقیمی بر ε_t دارند؛ به طوری که واریانس شرطی (۴) دارای الگویی مشابه یک فرآیند اتورگرسیون از مرتبه q است. (اندرس، ۲۰۰۴، ۲۶۲).

۱. فرآیند تصادفی که دارای میانگین صفر و واریانس زیگما به توان دو باشد و با یک دیگر وابستگی نداشته باشد.

در سال ۱۹۸۶ تیم بالرسلو، یکی از شاگردان برجسته انگل مدل $ARCH$ را به مدل $GARCH(p, q)$ تعمیم داد که در آن معادله واریانس شرطی علاوه بر مجذورات q ؛ P وقفه از خودش به عنوان متغیر توضیحی می‌باشد. به بیان دیگر وی روشی ابداع کرد که بر اساس آن واریانس شرطی می‌تواند یک فرآیند $ARMA$ باشد:

$$\varepsilon_t = \vartheta_t \sqrt{h_t} \quad (5)$$

به طوری که $\sigma_{\vartheta}^2 = 1$ باشد و

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (6)$$

از آن جا که فرآیند $\{\vartheta_t\}$ یک فرآیند نوفه‌ی سفید است. میانگین شرطی و غیر شرطی ε_t برابر با صفر است با محاسبه امید ε_t به آسانی می‌توان ثابت کرد که:

$$\varepsilon_t = E(\vartheta_t (h_t)^{\frac{1}{2}}) = 0 \quad (7)$$

نکته‌ی اساسی در این جا آن است که واریانس شرطی ε_t برابر است با:

$$E_{t-1} \varepsilon_t^2 = h_t \quad (8)$$

لذا واریانس شرطی ε_t یک فرآیند $ARMA$ است که در آن الگوی h_t مطابق با معادله (۸) می‌باشد. در این مدل $ARCH(p, q)$ تعمیم یافته که اصطلاحاً $GARCH(p, q)$ نامیده می‌شود؛ هم اجزای خود همبسته و هم اجزای میانگین متحرک در معادله واریانس ظاهر می‌شوند.

اگر $p=0$ و $q=1$ شوند، در این صورت مدل $ARCH$ مرتبه اول در معادله (۶) یک مدل $ARCH(1, 0)$ خواهد بود؛ به عبارت دیگر مدل همان $ARCH(p)$ خواهد شد (اندرس،

1948: (۲۶۳).

ویژگی اصلی مدل های $GARCH$ در آن است که واریانس شرطی اجزای اخلاص دنباله $\{y_t\}$ دارای الگوی $ARMA$ می باشد. به عبارت دیگر می توان از الگوی پسماند حاصل از تخمین یک مدل $ARMA$ ؛ وجود الگوی $GARCH$ را تشخیص داد. ویژگی دیگر این مدل ها اصل صرفه جویی می باشد که یکی از مزایای آشکار مدل های $GARCH$ در این است که به جای تخمین یک مدل $ARCH$ مرتبه بالا؛ می توان یک مدل $GARCH$ را جایگزین آن نمود که ثمره ی آن کاهش تعداد محدودیت های ضرایب در مدل و آسان تر شدن تشخیص و تخمین مدل مذکور است.

در تخمین فرآیند مدل های $GARCH$ دو معادله ی مرتبط به هم ذیل برآورد می شود:

$$y_t = \alpha_0 + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\varepsilon_t = u_t (\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \dots + \beta_p h_{t-p})^{0/5} \quad (10)$$

که در آن x_t یک فرآیند $ARMA$ با درجه (p^m, q^n) می باشد و یا این که مشتمل بر متغیرهای برونزا می باشد. معادله اول در (۹) مدل میانگین و معادله دوم مدل واریانس است.

در رابطه (۹) لازم نیست که درجه فرآیند $ARMA$ و مدل میانگین با درجه فرآیند $GARCH(p, q)$ در معادله واریانس برابر باشد. در این خصوص نمادهای p^m, q^n مؤید این مطلب است. عامل اصلی ارتباط دو معادله رابطه (۹) این است که h_t واریانس شرطی ε_t است. یعنی فرآیندهای $GARCH$ در رابطه (۹) واریانس شرطی معادله میانگین است. (اندرس، ۱۹۴۸: ۲۹۳-۲۹۲).

سایر مدل های واریانس شرطی

تحلیل گران بازار مالی اشتیاقی تمام، به یافتن تخمین هایی دقیق از واریانس شرطی قیمت دارایی های مالی دارند. از آنجا که مدل های $GARCH$ توانایی پیش بینی نوسانات شرطی را

دارا هستند؛ می‌توان از آنها برای اندازه‌گیری ریسک یک دارایی در طول دوره نگهداری استفاده کرد. بدین علت شکل‌های کامل‌تری از خانواده مدل‌های GARCH ظهور یافته‌اند که بطور خاص برای تخمین واریانس شرطی دارایی‌ها و ابزارهای مالی مورد استفاده قرار می‌گیرند.

مدل EGARCH

یکی دیگر از مدل‌هایی که اثر عدم تقارن در اطلاعات را اندازه‌گیری می‌کند، مدل GARCH نمایی^۱ (EGARCH) است که توسط دانیل بی نلسون ارائه شد. برای کنترل اثر نامتقارن اخبار بر نوسانات، نلسون الگوی EGARCH

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right) + \lambda_1 \left| \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right) \right| + \beta_1 \ln(h_{t-1}) \quad (11)$$

یا گارچ نمایی را تعریف می‌کند که در آن اثر اخبار نامتقارن است. تصریح الگوی گارچ نمایی به صورت بالا است.

طرف چپ معادله به صورت لگاریتمی آمده است و متضمن این نکته است که واریانس شرطی مثبت باشد و نیازی به ایجاد محدودیت در ضرایب ندارد. اثر نامتقارنی با فرضیه‌ی $\lambda_1 < 0$ آزمون می‌شود. اگر λ_1 به صورت معناداری مخالف صفر باشد آنگاه اثر اخبار بر نوسانات نامتقارن خواهد بود. بین الگوی معرفی شده توسط نلسون و الگوی EGARCH برآورد شده با نرم افزار Eviews دو تفاوت وجود دارد: اول اینکه نلسون فرض می‌کند توزیع ε_t توزیع خطای عمومی^۲ (GED) است در حالی که نرم افزار Eviews به ما حق انتخاب توزیع t -استیودنت و توزیع GED را می‌دهد. دوم این که تصریح الگوی معرفی شده توسط نلسون حالت خاصی از الگوی زیر است:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^q B_j \log(\sigma_{t-1}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left[\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} - E \left(\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right) \right] + \sum_{k=1}^r \lambda_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \quad (12)$$

1. Exponential GARCH
2. Generalized Error Distribution

اگر فرض شود توزیع ε_t نرمال باشد، الگوی $EGARCH$ به صورت زیر تخمین زده می شود:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^q B_j \log(\sigma_{t-1}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right| + \sum_{k=1}^r \lambda_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \quad (13)$$

در مدل $EGARCH$ به جای استفاده از مقدار ε_{t-1}^2 از مقدار استاندارد شده آن یعنی $\frac{\varepsilon_{t-1}}{(h_{t-1})^{0.5}}$ استفاده شده است. با این استاندارد سازی امکان تغییر طبیعی تر اندازه پایداری شوک فراهم می شود. نلسون (۱۹۹۱) فایده دیگر این کار این است که مقدار استاندارد شده ε_{t-1} بستگی به واحد اندازه گیری ندارد. تأثیرات اهرمی در مدل $EGARCH$ لحاظ می شود:

$$\begin{aligned} &\text{اگر: } \frac{\varepsilon_{t-1}}{(h_{t-1})^{0.5}} \text{ مثبت باشد آنگاه } \alpha_1 + \lambda_1 \\ &\text{و اگر: } \frac{\varepsilon_{t-1}}{(h_{t-1})^{0.5}} \text{ منفی باشد آنگاه } -\alpha_1 + \lambda_1 \end{aligned}$$

در این تحقیق با توجه به بررسی ویژگی های انواع مدل های خانواده ARCH و پس از آزمون و خطا با در نظر گرفتن هدف تحقیق، مدل $EGARCH$ انتخاب گردید.

۵. جامعه و نمونه تحقیق

داده های مورد استفاده در این تحقیق، سری زمانی روزانه متغیر های مدل از تاریخ ۹۰/۳/۳۱ تا ۹۱/۴/۲۰ می باشد. متغیر وابسته مدل راسری زمانی قیمت آتی سکه بهار آزادی تشکیل می دهد. (قیمت مورد توافق طرفین در معاملات آتی را قیمت قرارداد آتی می گویند. قیمت هایی که در این تحقیق به عنوان قیمت های آتی در نظر گرفته می شوند، قیمت تسویه^۱ می باشند. این قرارداد ها از سال ۱۳۸۷ تا کنون در بورس اوراق بهادار کالا

مورد معامله قرار گرفته است. برای انتخاب دوره تحقیق نمونه از معیار زیر استفاده شد: دوره انتخاب شده دارای بیشترین روزهای تعداد معامله باشد. علت انتخاب معیار بالا را می توان به مدل های سری زمانی ارتباط داد. زیرا در این گونه مدل ها هرچه دوره زمانی بیشتر باشد، پیش بینی بر اساس مدل سری زمانی از توانایی بیشتری برخوردار خواهد بود. همچنین متغیر های سری های زمانی روزانه قیمت نقدی سکه بهار آزادی (sp)، قیمت پیش بینی شده طلای جهانی (hp-wg)، قیمت پیش بینی شده نرخ ارز (hp-e) و شاخص کل بورس اوراق بهادار (bors) به عنوان متغیرهای توضیحی بکار گرفته شده اند. سریهای زمانی قیمت نقدی سکه بهار آزادی و نرخ برابری دلار و ریال از اداره بررسی های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سری زمانی قیمت آتی سکه بهار آزادی از سایت اینترنتی شرکت بورس کالای ایران^۱، شاخص بورس اوراق بهادار از سایت اینترنتی بورس اوراق بهادار تهران^۲ و قیمت جهانی طلا از سایت اینترنتی کیتکو^۳ تهیه گردید. تحلیلی که توسط مدل ARCH صورت می گیرد، روی بازده های قیمت متغیر های مدل (R) است که به وسیله لگاریتم قیمت امروز بر قیمت روز گذشته محاسبه می شود:

$$RY_t = \text{Ln} \left(\frac{R_t}{R_{t-1}} \right) \quad yt: \text{متغیر های مدل است.}$$

۶. برآورد مدل

در جدول (۲) مقادیر میانگین، بیشینه، کمینه، انحراف معیار، ضریب چولگی، ضریب کشیدگی، آماره جارق - بر^۴ و میزان معنی داری آن به منظور نرمال بودن هر یک از متغیرهای مرتبط با تحقیق حاوی آمار ارائه گردیده است.

-
1. www.ime.co.ir
 2. www.irbourse.com
 3. www.kitko.com
 4. Jarque-Bera

جدول ۱. آمار توصیفی بازده های روزانه متغیر های مدل

نام متغیر	میانگین Mean	میانه Median	انحراف معیار Std.Dev	چولگی Skewness	کشیدگی Kurtosis	آماره JB Jarque_Be ra	احتمال P_Value
RFP	۰/۰۰۰۳۱۴	۰/۰۰۰۶۶۹	۰/۰۱۱۹۹۷	-۰/۴۲۲۴۹۳	۶/۵۳۳۹۸۷	۳۸۱/۷۸۸۷	۰/۰۰۰۰۰
RSP	۰/۰۰۰۳۵۷	۰/۰۰۰۵۰۲	۰/۰۱۰۷۵۱	-۰/۴۰۹۸۱۲	۶/۳۵۱۹۱۰	۳۴۴/۲۹۴۲	۰/
BORS	7/78e-05	۰/۰۰۱۰۲۸	۰/۰۱۷۵۵۱۳ .	-۰/۲۷۴۴۷۹	۴/۵۰۸۵۴۰	۷۸/۵۱۹۶۶	۰/
RE	۰/۰۰۰۴۵۳	۰/۰۰۰۸۷۲	۰/۰۱۳۱۰۷	-۰/۳۸۱۶۷۳	۵/۹۴۰۱۱۱	۲۸۸/۸۱۲۶	۰/
RWG	۰/۰۰۰۶۱۸	۰/۰۰۱۰۱۲	۰/۰۱۱۸۰۶	-۰/۵۷۸۵۲۷	۷/۸۳۲۰۶۶	۷۱۳/۸۸۴۲	۰/

منبع: یافته های پژوهشگر

طبق جدول بالا بازده قیمت آتی سکه دارای میانگین تقریبی صفر و میانه تقریبی صفر می باشند، همچنین میزان کمی چولگی به چپ نیز در آنها مشاهده می شود. به عنوان تعبیری برای چولگی منفی می توان گفت که چون بیشتر جرم احتمال بر قسمت راست توزیع بازده ها واقع می شود، بازده ها با افزایش قیمت امروز نسبت به « علامت مثبت محتمل تر خواهند بود. به عبارت دیگر اطلاعات بازار تمایل بازار به افزایش قیمت ها را « روز قبل نشان می دهد.

مقدار کشیدگی در توزیع بازده قیمت آتی سکه برابر با ۶/۵۲۳ بوده که نسبت به توزیع نرمال با عدد کشیدگی ۳ دارای مقدار زیادی کشیدگی اضافی است. مقدار زیاد کشیدگی نشان می دهد نسبت به وقتی که توزیع بازده ها نرمال باشد، احتمال بیشتری به مقادیر انتهایی بازده ها تخصیص می یابد، به عبارت دیگر بازار، افزایش ها و یا کاهش های شدید و ناگهانی را محتمل می داند. مقدار احتمال صفر مربوط به آماره Jarque-Bera نیز فرض صفر نرمال بودن توزیع بازده ها را رد می کند.

برای بررسی مانایی از آزمون دیکی - فولر (DF)^۱ یا دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)^۲ استفاده می‌شود. نتیجه آزمون ریشه واحد برای سری زمانی متغیر های قیمتی مدل در جدول (۱) آورده شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد سری زمانی متغیر های قیمتی مدل

آماره آزمون ADF						
نام متغیر ها	تفاضل مرتبه اول			سطح		
	با عرض از مبدا		نتیجه کلی	با عرض از مبدا		
	آماره t	احتمال		آماره t	احتمال	
LFP	پایاست	۷۴-28/53	0۰/۰	پایا نیست	-1/6759	0/4431
LSP	پایاست	۷۰-28/12	0/00	پایا نیست	۰۷-1/39	۷۹0/58
LWG	پایاست	-29/086	0/00	پایا نیست	-1/3975	0/5846
LBORS	پایاست	-25/855	0/00	پایا نیست	-2/0886	0/2495
LE	پایاست	-27/615	0/00	پایا نیست	-1/3492	0/6080

منبع: یافته های پژوهشگر

*در جدول بالا Ln بیان کننده لگاریتم طبیعی است.

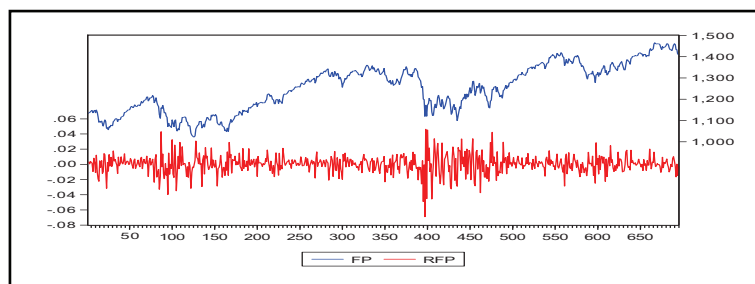
*با توجه به مقادیر بحرانی زیر تمام آزمونها در سطح اهمیت 5% معنی دار می باشند. نتایج آزمون ریشه واحد برای کلیه متغیر ها با استفاده از آزمون ADF حاکی از وجود ریشه واحد برای کلیه متغیر ها به جز تفاضل مرتبه اول متغیر ها بوده، یعنی بازده قیمت ها (تفاضل مرتبه اول لگاریتم متغیر ها) پایا بوده است و این به معنای عدم پذیرش فرض H0 است. پس سری های بازده ما پایا از درجه یک هستند I(1).

همان طور که در نمودار (۱) دیده می‌شود، سری بازده قیمت آتی سکه حول صفر تمرکز می‌یابد و بازدهها دائماً در حال نوسان هستند، اندازه‌ی این نوسانها گاهی بزرگ و گاهی کوچک است که نشان دهنده وجود تغییرات خوشه‌ای در سری زمانی بازدهی قیمت آتی

1. Dicky- Fuller
2. Augmented Dicky-Fuller

سکه است. 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 داده های خام قیمت آتی سکه در نمودار زیر رسم شده است.

نمودار ۱. قیمت و بازده آتی سکه طلا



منبع: یافته های پژوهشگر

با استفاده از آزمون Ljung-Box-Pierce Q وجود همبستگی در سری بازده قیمت آتی سکه طلا بررسی گردید. نتایج این آزمون در جدول (۳) ارائه شده است. مقادیر احتمال برای تاخیر های ۱، ۳ و ۵ منجر به رد فرضیه عدم وجود خود همبستگی در سری بازده ها گردید.

جدول ۳. نتایج آزمون Ljung-Box Q برای سری بازده قیمت آتی طلا (سکه بهار آزادی)

مقدار احتمال	مقدار بحرانی	آماره Q	مرتبۀ تأخیری
۳۰/۰	3/84146	۴/۶۸۳۵	۱
۰۰۱/۰	7/81473	۱۶/۶۸۱	۳
۰۰۰/۰	11/0705	۳۳/۲۶۴	۵

منبع : یافته های پژوهشگر

آزمون آرچ انگل^۱ جهت بررسی وجود ناهمسانی واریانس از طریق انجام رگرسیون مجذور باقی مانده ها^۲ روی یک ثابت و تاخیرهای مربعات باقی مانده ها مورد استفاده قرار می گیرد .

1. ARCH Test

2. $\sigma_t^2 = f(e_{t-1}^2 + e_{t-2}^2 + \dots + e_{t-p}^2)$

این آزمون، فرض صفر عدم وجود ناهمسانی واریانس را مورد آزمون قرار می دهد. تحت فرض صفر، آماره R^2 (obs) دارای توزیع کای اسکور با m درجه آزادی (تعداد جملات مربعات باقیمانده هاست) می باشد. نتایج آزمون در جدول (۴) آورده شده است. مقدار احتمال صفر مربوط به آماره nR^2 منجر به رد فرض صفر عدم حضور ناهمسانی واریانس شده، بنابراین بازده ها دارای ناهمسانی واریانس می باشند. جدول ۴. نتایج آزمون آرج برای بازده قیمت آتی طلا (سکه بهار آزادی)

مقدار nR^2 مقدار آماره‌ی	مقدار بحرانی	مقدار احتمال
۱۸/۹۷۸۴	۵/۹۹۱۴۷	۰۰۰۰/۰

منبع: یافته های پژوهشگر

پس از بررسی فروض کلاسیک دریافتیم که، پسماندهای مدل برآورد شده که در جدول (۴) ارائه گردیده، دارای خودهمبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی (وجود اثرات آرج) می باشد. بنابراین جهت رفع خودهمبستگی سریالی جملات پسماند می بایست از مدل های AR ، MA و یا مدل ترکیبی $ARMA$ استفاده نمود. همچنین جهت رفع مشکل واریانس ناهمسانی، می توان از خانواده مدل های $ARCH$ نیز بهره جست.

تفکیک بین تغییرات موقتی و دائمی در یک سری زمانی می تواند با استفاده از روش فیلترینگ انجام شود. از جمله روش های فیلترینگ تک متغیره، روش هودریک-پروسکات^۱ و باکستر و کینگ است که از شهرت بیشتری نسبت به سایر روش ها برخوردار هستند. تجزیه شوک های قیمت جهانی طلا و نرخ ارز بدین صورت است که با استفاده از روند قیمت جهانی طلا و نرخ ارز و رسم آن از طریق فیلتر هودریک-پروسکات، مقادیر روند به عنوان شوک های پیش بینی شده در نظر گرفته می شود. و اما شوک های پیش بینی نشده هم از طریق تفاضل مقادیر قیمت جهانی طلا و نرخ ارز از شوک های پیش بینی شده آن بدست می آید. بدین ترتیب که بعد از رسم روند قیمت جهانی طلا و نرخ ارز بوسیله فیلتر هودریک-پروسکات به ازای مقادیر مثبت در آن، شوک های مثبت قیمت نقدی جهانی طلا

1. Hodrick- Prescott

و نرخ ارز در آن مقدار یک به خود می‌گیرد و در هر نقطه ای که مقادیر منفی داشته باشد، شوک های مثبت قیمت جهانی طلا و نرخ ارز مقدار صفر اختیار می‌کند و برای شوک های منفی متغیرها برعکس این حالت صادق است. ابتدا سری زمانی قیمت جهانی طلا و نرخ ارز را با استفاده از فیلتر هودریک- پروسکات هموار سازی، و به شوک های مثبت و منفی تبدیل می‌کنیم و سری زمانی شوک های پیش بینی نشده را ایجاد می‌کنیم. و سپس از شوک های پیش بینی شده قیمت جهانی طلا و نرخ ارز در تخمین مدل رگرسیونی استفاده می‌کنیم. با استناد به روش باکس-جنکینز سری زمانی بازده قیمت آتی دارای خود همبستگی درجه ۱ است.

جدول ۵. مقادیر آکائیک مدل برای تعیین مدل بهینه

مقادیر آکائیک بهینه مدل E GARCH(1,1) برای الگوی برآورد شده ARMA(p,q)			
q \ p	1	3	5
1	-6/188718	-6/173956	-6/185415
3	-6/166923	-6/177168	-6/175826
5	-6.187844	-6/168425	-6/187097
مقادیر آکائیک بهینه مدل E GARCH(1,2) برای الگوی برآورد شده ARMA(p,q)			
1	-6/185719	-6/172214	-6/182979
3	-6/165332	-6/175208	-6/173602
5	-6/187200	-6/166291	-6/186659
مقادیر آکائیک بهینه مدل E GARCH(1,3) برای الگوی برآورد شده ARMA(p,q)			
1	-6/186769	-6/174357	-6/186545
3	-6/181199	-6/176301	-6/177051
5	-6/173680	-6/169573	-6/187509
مقادیر آکائیک بهینه مدل E GARCH(2,1) برای الگوی برآورد شده ARMA(p,q)			
1	-6/142299	-6/154305	-6/149148
3	-6/150099	-6/155779	-6/149189
5	-6/142748	-6/156635	-6/149819
مقادیر آکائیک بهینه مدل E GARCH(2,2) برای الگوی برآورد شده ARMA(p,q)			
1	-6/150716	-6/159605	-6/156028
3	-6/159071	-6/159337	-6/150341

5	-6/166589	-6/178474	-6/178056
مقادیر آکائیک بهینه مدل E GARCH(2,3) برای الگوی برآورد شده ARMA(p,q)			
1	-6/185401	-6/185948	-6/155042
3	-6/170475	-6/174391	-6/181261
5	-6/173692	-6/185324	-6/186392
مقادیر آکائیک بهینه مدل E GARCH(3,1) برای الگوی برآورد شده ARMA(p,q)			
1	-6/187638	-6/186367	-6/178412
3	-6/183463	-6/172392	-6/172562
5	-6/169950	-6.164251	-6/1713090
مقادیر آکائیک بهینه مدل E GARCH(3,2) برای الگوی برآورد شده ARMA(p,q)			
1	-6/177697	-6/182165	-6/183528
3	-6/187368	-6/180211	-6/180832
5	-6.180541	-6/186931	-6/185616
مقادیر آکائیک بهینه مدل E GARCH(3,3) برای الگوی برآورد شده ARMA(p,q)			
1	-6/178564	-6/172959	-6/172670
3	-6/187511	-6.187506	-6/178496
5	-6/172665	-6/173570	-6/174061
که در آن p نشان دهنده تعداد جملات خود رگرسیونی و q نشان دهنده تعداد جملات میانگین متحرک است.			

منبع: یافته های پژوهشگر

* در مدل های مختلف تخمین زده شده GARCH، مقدار آکائیک کمتر نیز وجود داشت اما با توجه به منفی بودن ضرایب واریانس، مدل تخمین زده شده EGARCH که دارای حداقل مقدار آکائیک است در نظر گرفته شده است.

نتایج حاصل از برآورد پارامترها و برازش مدل: بر اساس معیار آکائیک AR(1),MA(1) EGARCH(1,1) است.

همانطور که در قسمت قبل نشان داده شد، بازده ها دارای واریانسهایی هستند که با گذشت زمان در حال تغییر هستند، بنابراین در این قسمت لازم است که از مدل های ARCH جهت مدل بندی تغییرات استفاده می کنیم. ولی قبل از بکارگیری مدل های مذکور، به منظور برطرف

کردن همبستگی موجود در بازده ها، از یک مدل اتورگرسیو استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد پارامترها و برازش مدل $AR(1)$, $MA(1)$ به عنوان معادله میانگین شرطی $EGARCH(1,1)$ به عنوان معادله واریانس شرطی آورده شده است.

به منظور بررسی تاثیر متغیرهای قیمتی بر نوسانات بازده قیمت آتی سکه این متغیرها را به عنوان متغیر توضیحی در معادله واریانس شرطی لحاظ می‌نماییم. متغیرهای بازده قیمت نقدی سکه (RSP)، بازده شاخص کل بورس (RBORS)، بازده قیمت پیش بینی شده نرخ ارز (HP-RE) و بازده قیمت پیش بینی شده طلای جهانی (HP-WG) به عنوان متغیرهای قیمتی تأثیرگذار بر نوسانات قیمت آتی سکه طلا در نظر گرفته شد. که نتایج حاصل از برآورد مدل بهینه در پیوست ۱ آورده شده است. بنابراین :

$$R_{fp} = 0/0.25 + 0/8875 \epsilon_{t-1} - 0/9519 \epsilon_{t-1}$$

$$(6/892014) (21/87229) (-36/87790)$$

$$\epsilon_{t-1}^2 = -0/4223 + 0/1352 \epsilon_{t-1}^2 - 0/0462 \epsilon_{t-1}^2 + 0/9649 \epsilon_{t-1}^2 + 16/7195 \text{rsp}(-1) - 13/8639 \text{hp_re} -$$

$$(-3/3114) (2/6479) (-1/3276) (78/7311) (2/8860)$$

$$10/7454 \text{rbors} + 7/2442 \text{hp_rwgh}$$

$$(\dots)$$

(())

$$\text{|||} (()) 1/9008 (-5/1135 ($$

نتایج حاصل از برآورد نشان می دهد کلیه ضرایب در سطح اهمیت ۵٪ معنی دار بوده و با دقت بالایی برآورد می شوند.

در پاسخ به سوالات اول و دوم تحقیق ارتباط مثبت و معناداری بین بازده قیمت آتی سکه و بازده قیمت نقدی آن در بازار وجود دارد، مثبت بودن علامت ضریب $RSP(-1)$ مورد

انتظار و منطبق با تئوری است. طبق مدل برآورد شده در مورد عوامل تاثیر گذار بر قیمت آتی سکه می‌توان نشان داد که، ارتباط مثبت و معناداری بین بازده قیمت پیش بینی شده طلای جهانی و بازده قیمت آتی سکه وجود دارد. با توجه به اینکه بخش اعظم شمش مورد نیاز برای ضرب سکه و ساخت سایر مصنوعات در ایران از طریق واردات فراهم می‌شود، لذا تاثیر پذیری قیمت داخلی از قیمت جهانی طلا امری طبیعی است. بنابراین این انتظار افزایش تغییر پذیری را در هنگام افزایش قیمت ها داریم. افزایش قیمت جهانی طلا با تاثیر مثبت بر قیمت سکه موجب افزایش تغییر پذیری می‌شود و بلعکس. پس مثبت بودن علامت ضریب HP_RWG مورد انتظار و منطبق با تئوری است. در مورد شاخص کل بورس اوراق بهادار نتایج نشان می‌دهد که ارتباط منفی و معناداری بین واریانس شرطی بازده شاخص کل بورس و بازده قیمت آتی سکه طلا وجود دارد. در واقع با افزایش تغییر پذیری شاخص کل بورس اوراق ، بازده قیمت آتی سکه با توجه به انتظارات افراد در بازار های مالی کاهش می‌یابد. و همچنین ارتباط منفی و معناداری بین نرخ ارز پیش بینی شده و بازده قیمت آتی سکه وجود دارد که در واقع در دوره مورد بررسی تغییر پذیری نرخ ارز پیش بینی شده کاهش یافته است. اکنون با توجه به اینکه در ایران بدلیل نبود بازارهای اوراق قرضه و بازار سهام گسترده ، بازارهای طلا و دلار سرمایه ها را به خود جلب نموده است ، و از آنجا که سرمایه گذاران، سکه و شمش طلا را جهت سرمایه گذاری مناسبتر از سایر مصنوعات می‌دانند، لذا نوسانات کم دلار در دوره مورد بررسی باعث افزایش توجه سرمایه گذاران به بازار سکه شده که افزایش تقاضا و در نتیجه افزایش قیمت را در این بازار به دنبال داشته است. از آنجا که انتظار افزایش تغییر پذیری در هنگام افزایش قیمت‌ها طبق توضیحات گذشته مورد انتظار است ، لذا منفی بودن ضریب HP_RE منطبق با تئوری می‌باشد.

یک راه برای ارزیابی میزان دقت یک مدل بررسی خوبی برازش آن است که برای انجام این کار می‌توان از معیارهای آکائیک (AIC) و شوارتز بیزین (SBC) استفاده کرد. در این تحقیق از معیار AIC استفاده شده است. هر چه این مقدار از نظر جبری کوچکتر باشد بهتر است. بنابراین با استفاده از این خاصیت می‌توان بهترین وقفه مدل را انتخاب کرد.

مقایسه مدل‌های مختلف نشان داد که مدل $EGARCH(1,1)$ دارای کمترین مقدار معیارهای AIC و SC بوده و بهینه است.

اثرات اهرمی

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

$$\text{اگر } \frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \lambda_t} > 0 \text{ آنگاه :}$$

$$\sigma_{11} + \lambda_1 = 0/0462 + 0/1352 = 0/1814$$

$$\text{اگر } \frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \lambda_t} < 0 \text{ آنگاه :}$$

$$-\sigma_{11} + \lambda_1 = -0/0462 + 0/1352 = 0/089$$

پس می توان گفت اثر اخبار در مدل به دست آمده نامتقارن بوده و شوکهای مثبت اثرات بزرگتری نسبت به شوکهای منفی روی تغییر پذیری دارند.

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 1، 3 و 5 منجر به پذیرفتن فرض صفر، عدم حضور خود همبستگی در سری باقی مانده های استاندارد شده می شود و این نشان دهنده ی کفایت مدل میانگین شرطی برازش شده است. نتایج این آزمون در جدول (۶) قابل مشاهده است.

جدول ۶. نتایج آزمون $LJUNG - BOXQ$ برای باقی مانده های استاندارد شده مدل

بهینه EGARCH(1,1)

مقدار احتمال	مقدار بحرانی	آماره Q	مرتبۀ تأخیر
0/193	3/84146	1/4604	1
175/0	7/81473	1/8432	3
110/0	11/0705	8/2103	5

منبع: یافته های پژوهشگر

برای آزمون وجود شواهدی از واریانس ناهمسانی در پسماندهای مدل از آزمون ARCH استفاده شد که نتایج حاصل در جدول (۷) نشان داده شده است. جدول ۷. نتایج آزمون آرج انگل برای باقی مانده‌های استاندارد شده مدل بهینه EGARCH(1,1)

مقدار احتمال	مقدار بحرانی	مقدار آماره nR^2
۰/۱۳۶۳	۸۴۱۴۶/۳	۹/۷۳۳۷

منبع: یافته‌های پژوهشگر

مقدار احتمال مربوط به آماره nR^2 نشان دهنده‌ی این است که فرض صفر، نبودن ناهمسانی واریانس در سری باقی مانده‌های استاندارد شده، رد نمی‌شود. بنابراین واریانس همسان و مدل از کفایت لازم برخوردار است.

۷. نتیجه گیری و پیشنهادات

در این تحقیق ضمن بررسی قراردادهای آتی سکه بهار آزادی به مدلسازی نوسانات قیمت آتی سکه و عوامل مؤثر بر نوسانات آن پرداختیم. طبق نتایج بدست آمده: تغییرات بازده های قیمت سکه با گذشت زمان تغییر می‌کند، به عبارت دیگر بازده قیمت دارای واریانس متغیر می‌باشد، بنابراین فرایند ARCH مبنای مدل بندی تغییرات قیمت قرار گرفته و از یک مدل $MA(1) AR(1)$ نیز جهت کنترل همبستگی در بازده ها استفاده شده است. کشیدگی زیاد توزیع بازده ها نشان می‌دهد نسبت به وقتی که توزیع بازده ها نرمال است، بازار احتمال بیشتری به مقادیر انتهایی می‌دهد. به عبارت دیگر احتمال رخداد افزایش یا کاهش های ناگهانی قیمت در بازار سکه و شکل گیری تکانه های شدید وجود دارد. باتوجه به نمونه در نظر گرفته شده نوسانات قیمت سکه نامتقارن می‌باشد، به این مفهوم که اخبار خوب (شوکه‌های مثبت) منجر به نوسانات آتی بیشتری در قیمت و بازدهی نسبت به اخبار بد (شوکه‌های منفی) می‌شوند.

از بین عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت آتی سکه، بازده قیمت نقدی سکه (روز قبل) و بازده قیمت پیش بینی شده نرخ ارز به ترتیب دارای بیشترین تأثیر بر بازده واریانس شرطی بوده و متغیر های بازده شاخص کل بورس و قیمت پیش بینی شده طلای جهانی در رده های

بعدی قرار دارند. لازم به ذکر است که نتایج فوق مربوط به دوره زمانی تحقیق بوده و برای تعمیم به دوره های دیگر باید آزمون های مشابه را انجام داد.

هر چه زمان سررسید قرارداد آتی نزدیک تر شود، قیمت آتی به سمت قیمت نقدی میل می کند، و در سررسید قرارداد آتی، قیمت آن با قیمت نقدی برابر و یا خیلی نزدیک می شود. قیمت معاملات آتی به دلایل متفاوت وابستگی معینی به قیمت نقد دارد. اگر این وابستگی وجود نداشته باشد، معامله گران به سرعت تلاش می کنند تا وابستگی مناسبی را بین آنها بیابند. به منظور ایجاد این وابستگی قیمتی بین بازار نقد و آتی پیشنهاد شود که اطلاعات بازار نقد در قالب یک بازار منسجم به طور شفاف و کارا در اختیار معامله گران قرار گیرد.

طلا به دلیل دارا بودن قابلیت ذخیره ارزش، همواره به عنوان ابزاری برای سرمایه گذاری مطرح بوده است. طلا برخلاف سهام، اوراق قرضه و پول که به ناشرین خود وابسته است، ارتباطی به اعتبار ناشر آن ندارد و ارزش آن در بازار تعیین می شود. وجه تمایز دیگر طلا این است که عوامل تعیین کننده قیمت آن با عوامل تعیین کننده قیمت دارایی های مالی دیگر متفاوت است. یکی از وجوه تمایز سکه طلا با سایر دارایی ها در این است که قیمت ارز به ویژه دلار در قیمت گذاری آن موثر است لذا پیشنهاد می شود شرایطی فراهم شود تا قرارداد آتی ارز نیز در بازار قابلیت معامله پیدا کند تا بتوان نوسانات قیمت دلار را نیز در قیمت گذاری طلا به درستی لحاظ کرد.

با توجه به تاثیرگذاری تغییرات بازده شاخص بورس بر قیمت آتی، اقدامات سازمان بورس اوراق بهادار برای تسریع در اجرای اصل ۴۴ و فعال تر نمودن بازار بورس در افزایش عرضه های اولیه شرکت های دولتی، می تواند موجب جذب نقدینگی در تولید و کاهش التهاب در بازار های نقدی و آتی طلا گردد.

منابع

- اندرس، والتر. (۱۳۸۹). اقتصاد سنجی سری های زمانی با رویکردی کاربردی، ترجمه دکتر مهدی صادقی و مهدی شوال پور، ج اول، انتشارات دانشگاه امام صادق (ع)، تهران، چاپ دوم.
- دلاوری، مجید و رحمتی، زینب (1389). بررسی عوامل موثر بر تغییرپذیری قیمت سکه در ایران با استفاده از مدل های آرچ. مجله دانش و توسعه، سال هفدهم، شماره ۳۰: ۵۱-۶۸.
- زنگنه، محمد (خرداد ۸۷)، چهارچوبی برای راه اندازی معاملات مشتقات کلایی، شرکت بورس کلای ایران، شماره گزارش: ۸۷۳۹.
- سازمان بورس اوراق بهادار (۱۳۸۸)، قوانین و مقررات بازار اوراق بهادار، انتشارات شرکت اطلاع رسانی و خدمات بورس، ویرایش دوم.
- سرفراز، لیلو افسر، امیر (تابستان ۸۴)، بررسی عوامل موثر بر قیمت طلا و ارائه مدل پیش بینی بر مبنای شبکه های عصبی فازی، فصلنامه پژوهش های اقتصادی، شماره شانزدهم: ۱۴۹-۱۶۵.
- شرکت بورس کلای ایران، (آبان ۸۶)، فرآیند اجرایی معاملات بورس کالا (معاملات آتی).
- صنوبر، ناصر، معطوفی، علیرضا، مجموعه مقالات و همایشهای مدیریت مالی بازار سرمایه و گزارش شکر، دبیرخانه همایش مدیریت مالی، بازار سرمایه و گزارش شکر، سال ۱۳۸۶ ص ۶۱.
- علی احمدی، سعید و احمدلو، مجید (۱۳۹۰)، پیش بینی قیمت قرارداد های آتی سکه طلا با استفاده از مدل آریمای در بورس کلای ایران، مجله دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره نهم: ۶۱-۷۴.
- هال، جان. (۲۰۰۴)، مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک، ترجمه سجاد سیاح و علی صالح آباد، شرکت کارگزاری مفید، انتشارات گروه رایانه تدبیر پرداز، تهران.
- Cai, J., cheung, Y, L., C. S. Wong, M., (2001), What moves the goldmarket?, Journal of Futures Market, Mar 2001: 21, 3, 257-278.

- Cheung, Y. W., and Ng, L. K. (1990), The dynamics of S&P 500 index and S&P500 futures intraday price volatilities, Review of Futures Markets, 9:458-486.
- Christos floros (2007), lead – lag relationship between futures and spot markets in Greece
- Lin,J (2010), Empirical study of Gold price Based on ARIMA and GARCH Models,,: Stockholm's universities.
- Tully,E., Lucey,B.M., (2007), Power GARCH examination of the goldMarket, J. Research in International Business and Finance, volume 21, Issue2, pp: 316-325.
- Miyazaki,T.,Hamori.S.H., (2012), Testing for causality between the gold return and stock market performance: evidence for ‘gold investment in case of emergency’, Applied Financial Economics, 23:1, 27-40

پیوست ۱ (نتایج برآورد مدل بهینه EGARCH(1,1))

Dependent Variable: RFP				
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution				
Date: 08/18/13 Time: 18:14				
Sample (adjusted): 3 490				
Included observations: 488 after adjustments				
Convergence achieved after 87 iterations				
MA Backcast: 2				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
LOG(GARCH) = C(5) + C(6)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(7)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(8)*LOG(GARCH(-1)) + C(9)*RSP(-1) + C(10)*HP_RE + C(11)*RBORS + C(12)*HP_RWG				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	-11.36644	3.010050	-3.776162	0.0002
C	0.002569	0.000373	6.892014	0.0000
AR(1)	0.887534	0.040578	21.87229	0.0000
MA(1)	-0.951928	0.025813	-36.87790	0.0000
Variance Equation				
C(5)	-0.422329	0.127421	-3.314430	0.0009
C(6)	0.135279	0.051089	2.647935	0.0081
C(7)	-0.046294	0.034869	-1.327668	0.1843
C(8)	0.964952	0.012256	78.73117	0.0000
C(9)	16.71950	5.793200	2.886055	0.0039
C(10)	-13.86390	6.460186	-2.146053	0.0319
C(11)	-10.74542	2.101358	-5.113562	0.0000
C(12)	7.244257	3.810992	1.900885	0.0573
T-DIST. DOF	7.114844	2.934336	2.424686	0.0153
R-squared	0.035511	Mean dependent var		0.000185
Adjusted R-squared	0.011145	S.D. dependent var		0.013250
S.E. of regression	0.013175	Akaike info criterion		-6.188718
Sum squared resid	0.082457	Schwarz criterion		-6.077091
Log likelihood	1523.047	Hannan-Quinn criter.		-6.144871
F-statistic	1.457384	Durbin-Watson stat		2.082040
Prob(F-statistic)	0.136754			
Inverted AR Roots	.89			
Inverted MA Roots	.95			

منبع: یافته‌های پژوهشگر