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 پیچید ه 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 می‌باشد. قیمت جهانی طلا،قیمت نقدی سکه طلا ،نرخ برابری دلار به ریال و شاخص کل بورس اوراق بهادار به عنوان عوامل مؤثر بر تغییرپذیری قیمت آتی سکه در نظرگرفته شده است. بررسی سری زمانی قیمت آتی سکه نشان داد این سری دارای نوسانات خوشه‌ای بوده که این امر استفاده از مدلهای ARCH جهت مدلسازی نوسانات را امکان پذیر می‌نماید. از بین خانواده مدلهای 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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. مدرس دانشگاه آزاداسلامی، واحدعلوم تحقیقات خوزستان(نویسنده مسئول)، Email:Mjd_Delavari @Yahoo.com

۲. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاداسلامی واحدعلوم 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 وسرمایه ای به منظور رشد وتوسعه اقتصادی کشورها دارد وهم 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 می‌آیند. 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، هزینه‌های 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 می‌شوند.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 می‌کنند(زنگنه،۱۳۸۷).

ابزارهای مشتقه نوعی از ابزارهای مالی می‌باشند که حجم بالایی از معاملات بازارهای مالی را به خود تخصیص داده‌اند .از ابزارهای مشتقه می‌توان، قراردادهای آتی، اختیار معامله و سوآپ را نام برد .بیش از چندین دهه از ایجاد بازارهایی که این ابزارها در آن معامله می‌کردند، در جهان می‌گذرد . از جمله این بازارها که قدمت بیشتری دارد، بازار آتی می‌باشد (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 می‌کنند. 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[1] و در صورت وجود تورم به صورت دارایی های واقعی[2] 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 قرارگرفته است،که این قرار داد برای تحویل ۱۰سکه 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 floros,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 تأثیرپذیر 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 می‌شوند، می‌توان 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[1] (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 می‌روند .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 دلارو نرخ بهره در آمریکا بر قیمت طلا تأثیر می‌گذارند. (سرفزازو 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 برقیمت 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 می‌شود؟ و در این راستا فرض می‌شود که ارتباط معناداری بین بازار های نقدی و آتی طلا وجود دارد، تغییر پذیری قیمت نقدی طلا بر قیمت آتی تاثیر 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 می‌شود در سررسید معین، مقدار معینی از کالای مشخص را به قیمتی که در حال حاضر تعیین می‌کند، بفروشد و در مقابل، طرف دیگر قرارداد متعهد می‌شود 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 می‌شوند 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 می‌گویند. قیمت تسویه آخرین قیمت معامله در طول روز نیست،بلکه معمولا این قیمت، میانگین قیمت چند قیمتی است که در پایان (اواخر) روز کاری، در این قیمت ها معامله صورت می‌گیرد.[۱]

در مقابل قرار داد نقدی تحویل فوری را ایجاب می‌کند و بوسیله افرادی که در زمان حال به کالا نیاز دارند، مورد استفاده قرار می‌گیرد .قراردادهای نقدی را نمی‌توان بدون موافقت طرفین لغو کرد. بنابراین با توجه به قراردادهای مورد معامله ، دو بازار آنی و آتی وجود دارد . بازار آنی، بازاری است که تحویل فوری در آن صورت می‌گیرد و قیمت آنی منعکس کننده قیمت فعلی بازار کالا است .انجام معامله در زمان نیاز، در بازار آنی، 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 دقیقتربر 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 متاثر از کاهش ارزش دلار آمریکا در برابر یورو و سایر ارزها، افت شدید و غیرقابل‌کنترل شاخص‌ها در بازارهای سرمایه جهان، افزایش قیمت نفت و سایر کالاهای پایه[1] 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 صنایعی 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 وعوامل 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

1. commodities

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 دنیاانجام گیرد، ارزش آن بر حسب دلار و یا به صورت پول ملی کشور مزبور تعیین می‌شود. چنانچه ارزش طلا برحسب 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 باپول ملی یک آشور تعیین می شود .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 کشورقرار دارد.

۳. پیشینه تحقیق

چان و همـکاران (۱۹۹۱)[1] 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 5 دقیقه ای هدایت می کنند.

کای (۲۰۰۱)[2] 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)[1] بااستفاده از مدل APGARCH[2] به بررسی قیمت های ماهانه نقدوآتی طلای COMEX دردوره ۱۹۸۳-۲۰۰۳ پرداختند، آنها تأثیر متغیرهایی چون نرخ دلار، پوند، شاخصFTSE (نقدوآتی) قیمت نفت برنت، شاخص S&P ۵۰۰، شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) درامریکا و انگلستان، نرخ بیکاری، شاخصهای تولیدصنعتی ونرخ بهره درامریکاوانگلستان را بر قیمت های نقدوآتی طلا با استفاده ازتکنیک VARبررسی نمودند. ازآنجا که متغیرهای شاخصFTSE (نقد) نرخ های دلار و پوند، نرخ بهره امریکا، شاخص قیمت مصرف کننده درانگلستان مؤثر تشخیص داده شدند، بنابراین متغیرهای مذکور در معادلات میانگین و واریانس شرطی بعنوان متغیرهای درونزا وارد شدند.

فلرس (۲۰۰۷)[3] رابطه بین قیمت های دو بازار نقد و آتی شاخص سهام آتن را با استفاده از مدل دو متغیره GARCH مورد بررسی قرارداده اند . بازار آتی هدایت کننده بازار نقد می‌باشد و همچنین بازار نقد نقش کشف قیمت را برای بازار آتی بازی می‌کند.

لین (۲۰۱۰)[4] 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 برا ی تخمین مدل اریما استفاده کردند.نتیجه تخمین نشان داد که میانگین موزون با qوp 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)[5] ،طی مطالعه خود به بررسی آزمون علیت بین بازده طلا و عملکرد بازار سهام برای سرمایه گذاری طلا در مواقع اضطراری پرداخته اند. نتایج تجربی این مطالعه برای دوره نمونه ای کامل : ار 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) باببررسی عوامل موثر بر تغییر پذیری نوسانات بازده قیمت طلا به کمک مدل(۱و۱) 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 می‌دهد 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)[1] که اولین بار توسط انگل [۱۹۸۲] [2]مطرح شد و بعدها توسط بولرسلو [۱۹۸۶][3] به مدل های (GARCH)[4] تعمیم داده شده، عمومی ترین روش برای مدلسازی نوسانات و تغییرپذیری داده های سری زمانی مالی با فراوانی زیاد می‌باشد.این فرایندها دارای میانگین صفر هستند و به طور دنباله ای ناهمبسته اند و واریانس

1. Autoregresive conditional Heteroskedasticity
2. Engle
3. Bolerslev
4. Generalized ARCH

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

انگل (۱۹۸۲) نشان داد که به جای انتخاب دنباله‌های x_t متعدد و یا تبدیل داده‌ها می‌توان میانگین و واریانس یک سری از داده‌ها را به طور هم‌زمان مدل‌سازی نمود:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱)$$

$$u_t \sim N(0,1) \quad \varepsilon_t = u_t \sqrt{h_t} \quad (۲)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_1 \varepsilon^2_{t-1} \quad (۳)$$

که در آن h_t واریانس شرطی ε_t است که این شرایط را اطلاعات موجود از زمان t تعیین می‌کند. 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،2004).

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

$$\varepsilon_t = u_t \sqrt{\alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_1 \varepsilon^2_{t-1}} \quad (۴)$$

در معادله (۴) تمامی شوک‌ها 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، 262).

۱. فرآیند تصادفی که دارای میانگین صفر وواریانس 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 متغیرّ توضیحی می‌باشد. به بیان دیگر وی روشی ابداع کرد که بر اساس آن واریانس شرطی می‌تواند یک فرآیند $ARMA$ باشد:

$$\varepsilon_t = \vartheta_t \sqrt{h_t} \quad (۵)$$

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

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} \quad (۶)$$

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:

$$\varepsilon_t = E(\vartheta_t (h_t)^{\frac{1}{2}}) = 0 \quad (۷)$$

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

$$E_{t-1}\varepsilon_t^2 = h_t \quad (۸)$$

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،

.(۲۶۳ :1948

ویژگی اصلی مدل‌های $GARCH$ در آن است که واریانس شرطی اجزای اخلال دنباله $\{y_t\}$ دارای الگوی $ARMA$ می‌باشد. به عبارت دیگر می‌توان از الگوی پسماند حاصل از تخمین یک مدل $ARMA$ ؛وجود الگوی $GARCH$ را تشخیص داد. ویژگی دیگر این مدل‌ها اصل صرفه جویی می‌باشد که یکی از مزایای آشکار مدل‌های $GARCH$ در این است که به جای تخمین یک مدل $ARCH$ مرتبه بالا؛ می‌توان یک مدل $GARCH$ را جایگزین آن نمود که ثمره‌ی آن کاهش تعداد محدودیت‌های ضرایب در مدل و آسان‌تر شدن تشخیص و تخمین مدل مذبور است.

در تخمین فرآیند مدل‌های $GARCH$ دو معادله‌ی مرتبط به هم ذیل برآورد می‌شود:

$$y_t = \alpha_0 + \beta x_t + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

$$\varepsilon_t = u_t(\alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + ... + \alpha_q\varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 h_{t-1} + ... + \beta_p h_{t-p})^{0/5} \qquad (۱۰)$$

که در آن x_t یک فرآیند $ARMA$ با درجه (p^m, q^n) می‌باشد و یا این که مشتمل بر متغیرهای برون‌زا می‌باشد. 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 مدلهای واریانس شرطی

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

دارا هستند؛ می‌توان از آنها برای اندازه گیری ریسک یک دارایی در طول دوره نگهداری استفاده کرد. بدین علت شکل های کامل تری از خانواده مدل های GARCH ظهور یافته اند که بطور خاص برای تخمین واریانس شرطی دارائی ها و ابزارهای مالی مورد استفاده قرار می‌گیرند.

مدل EGARCH

یکی دیگر از مدلهایی که اثر عدم تقارن در اطلاعات را اندازه گیری می‌کند، مدل GARCH نمایی[1](EGARCH) است که توسط دانیل بی نلسون ارائه شد. برای کنترل اثر نامتقارن اخبار بر نوسانات، نلسون الگوی $EGARCH$

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}}\right) + \lambda_1\left|\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}}\right)\right| + \beta_1 \ln(h_{t-1}) \qquad (۱۱)$$

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 ضرائب ندارد. اثر نا متقارنی با فرضیه ی $\lambda_1 < 0$ آرمون می شود. اگر λ به صورت معنا داری 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 می کند توزیع ε_t توزیع خطای عمومی[2](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:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^{q} B_j \log(\sigma_{t-1}^2) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \left|\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} - E\left(\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}}\right)\right| + \sum_{k=1}^{r} \lambda_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \qquad (۱۲)$$

1. Exponential GARCH
2. Generalized Error Distribution

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

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^{q} B_j \log(\sigma_{t-1}^2) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right| + \sum_{k=1}^{r} \lambda_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \qquad (۱۳)$$

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 طبیعی‌تر اندازه پایداری شوک فراهم می‌شود. نلسون (۱۹۹۱) فایده دیگر این کار این است که مقدار استاندارد شده ε_{t-1} بستگی به واحد اندازه‌گیری ندارد. تأثیرات اهرمی در مدل $EGARCH$ لحاظ می‌شود:

اگر: $\frac{\varepsilon_{t-1}}{(h_{t-1})0.5}$ مثبت باشد آنگاه $\alpha_1 + \lambda_1$

و اگر: $\frac{\varepsilon_{t-1}}{(h_{t-1})0.5}$ منفی باشد آنگاه $-\alpha_1 + \lambda_1$

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 می‌باشد. متغیر وابسته مدل راسری زمانی قیمت آتی سکه بهار آزادی تشکیل می‌دهد. (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[1] می باشند . این قرارداد ها از سال۱۳۸۷ تا کنون در بورس اورق بهادار کالا

1. Settlement Price

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)وشاخص کل بورس اوراق بهادار(bors) به عنوان متغیرهای توضیحی بکار گرفته شده اند .سریهای زمانی قیمت نقدی سکه بهار آزادی ونرخ برابری دلار و ریال از اداره بررسی های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران،سری زمانی قیمت آتی سکه بهار آزادی ازسایت اینترنتی شرکت بورس کالای ایران[1] ،شاخص بورس اوراق بهادار ازسایت اینترنتی بورس اوراق بهادارتهران [2]و قیمت جهانی طلا از سایت اینترنتی کیتکو[3]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:

$RYt=Ln\left(y_t/y_{t-1}\right)$ yt : متغیر های مدل است.

۶. برآورد مدل

در جدول (۲) مقادیر میانگین، بیشینه، کمینه، انحراف معیار، ضریب چولگی، ضریب کشیدگی، آماره جارک - بر ا[4] 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

جدول۱. آمار توصیفی بازده های روزانه متغیر های مدل

نام متغیر	میانگین Mean	میانه Median	انحراف معیار Std.Dev	چولگی Skewness	کشیدگی Kurtosis	آمارهJB Jarque_Bera	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	۰/۰۰۰۰۰۰
BORS	7/78e-05	۰/۰۰۱۰۲۸	/۰۱۷۵۵۱۳۰	-۰/۲۷۴۴۷۹	۴/۵۰۸۵۴۰	۷۸/۵۱۹۶۶	۰/۰۰۰۰۰۰
RE	۰/۰۰۰۴۵۳	۰/۰۰۰۸۷۲	۰/۰۱۳۱۰۷	-۰/۳۸۱۶۷۳	۵/۹۴۰۱۱۱	۲۸۸/۸۱۲۶	۰/۰۰۰۰۰۰
RWG	۰/۰۰۰۶۱۸	۰/۰۰۱۰۱۲	۰/۰۱۱۸۰۶	-۰/۵۷۸۵۲۷	۷/۸۳۲۰۶۶	۷۱۳/۸۸۴۲	۰/۰۰۰۰۰۰

منبع: یافته های پژوهشگر

طبق جدول بالابازده 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 می‌داند. مقدار احتمال صفر مربوط به آماره Jarque-Bera نیز فرض صفر نرمال بودن توزیع بازده ها را رد می‌کند.

برای بررسی مانایی از آزمون دیکی - فولر (DF)[1] یا دیکی -فولر تعمیم یافته (ADF)[2] استفاده می‌شود. نتیجه آزمون ریشه واحد برای سری زمانی متغیر های قیمتی مدل در جدول (۱) آورده شده است.

جدول۲. نتایج آزمون ریشه واحد سری زمانی متغیر های قیمتی مدل

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

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.

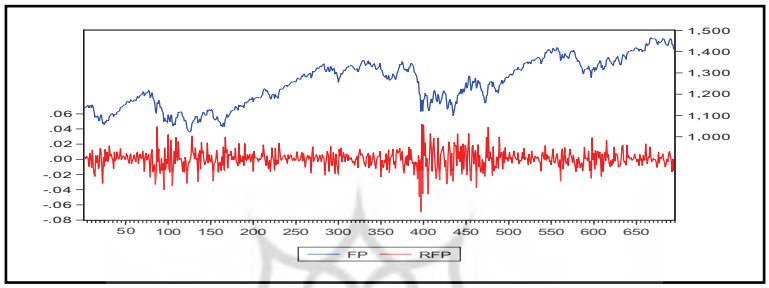
نتایج آزمون ریشه واحد برای کلیه متغیر ها با استفاده از آزمون ADF حاکی از وجود ریشه واحد برای کلیه متغیر ها به جزتفاضل مرتبه اول متغیر ها بوده ، یعنی بازده قیمت ها(تفاضل مرتبه اول لگاریتم متغیر ها) پایا بوده است و این به معنای عدم پذیرش فرض H0 است. پس سری های بازده ما پایا از درجه یک هستند I(1).

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. Agumented 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 خود همبستگی در سری بازده قیمت آتی سکه طلا بررسی گردید .نتایج این آزمون در جدول(۳) ارائه شده است.مقادیر احتمال برای تاخیر های1، ۳ و ۵ منجر به رد فرضیه عدم وجود خود همبستگی در سری بازده ها گردید.

جدول۳. نتایج آزمون Ljung-Box Q برای سری بازده قیمت آتی طلا (سکه بهار آزادی)

مرتبه تأخیری	آماره Q	مقدار بحرانی	مقدار احتمال
۱	۴/۶۸۳۵	3/84146	۰/۰۳
۳	۱۶/۶۸۱	7/81473	001/0
۵	۳۳/۲۶۴	11/0705	000/0

منبع : یافته های پژوهشگر

آزمون آرچ انگل[1] جهت بررسی وجود ناهمسانی واریانس از طریق انجام رگرسیون مجذور باقی مانده ها[2] روی یک ثابت و تاخیرهای مربعات باقی مانده ها مورد استفاده قرار می گیرد .

1. ARCH Test
2. $\hat{\varepsilon}_t^2 = f(e_{t-1}^2 + e_{t-2}^2 + \cdots + e_{t-p}^2)$

این آزمون، فرض صفر عدم وجود ناهمسانی واریانس را مورد آزمون قرار می دهد .تحت فرض صفر، آمارهR-Squared* obs (nR2) دارای توزیع کای اسکور با m درجه آزادی(mتعداد جملات مربعات باقیمانده هاست) می‌باشد. نتایج آزمون در جدول (۴) آورده شده است . مقدار احتمال صفر مربوط به آماره nR2 منجر به رد فرض صفر عدم حضور ناهمسانی واریانس شده، بنابراین بازده ها دارای ناهمسانی واریانس می‌باشند

.جدول۴. نتایج آزمون آرچ برای بازده قیمت آتی طلا (سکه بهار آزادی)

مقدار آماره‌ی nR^2	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 آرچ) می‌باشد. بنابراین جهت رفع خودهمبستگی سریالی جملات پسماند می‌بایست 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 روش‌های فیلترینگ تک متغیره، روش هودریک- پرسکات[1] 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 می‌شود. 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 می‌آید. 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.

جدول۵. 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 درحال تغییر هستند، بنابراین در این قسمت لازم است که از مدل های ARCH جهت مدل بندی تغیرات استفاده می کنیم.ولی قبل از بکارگیری مدلهای مذکور، به منظور برطرف

کردن همبستگی موجود در بازده ها، از یک مدل اتورگرسیو استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد پارامتر ها 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. متغیر های 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 :

Rfp = 0/0٠25 +0/8875 t-1 –0/9519 t-1

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

= -0/4223 + 0/1352 -0/0462 + 0/9649 +16/7195 rsp(-1) - 13/8639hp_re –

(-3/3114) (2/6479) (-1/3276) (78/7311) (2/8860) (-2/1460)hhh

10/7454 rbors + 7/2442 hp_rwgh

(٠٠٠٠٠)

())تتت

IIII (() 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.بنابر 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 ضریبHP_RWG مورد انتظار و منطبق با تئوری است. در مورد شاخص کل بورس اوراق بهادار نتایج نشان می‌دهد که ارتباط منفی و معنا داری 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 معنا داری 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 بازارسهام گسترده ، بازارهای طلا ودلار سرمایه ها را به خود جلب نموده است ، و ازآنجا که سرمایه گذاران، سکه وشمش 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 ودر نتیجه افزایش قیمت را دراین بازار به دنبال داشته است. ازآنجا که انتظار افزایش تغییر پذیری در هنگام افزایش قیمتها طبق توضیحات گذشته مورد انتظار است ، لذا منفی بودن ضریب HP_RE منطبق با تئوری می‌با شد.

یک راه برای ارزیابی میزان دقت یک مدل بررسی خوبی برازش آن است که برای انجام این کار می‌توان ازمعیارهای 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 دادکه 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 می‌کنیم :

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

$$\alpha_1 + \lambda_1 = 0/0462 + 0/1352 = 0/1814$$

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

$$-\alpha_1 + \lambda_1 = -0/0462 + 0/1352 = 0/089$$

پس می‌توان 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 باقی‌مانده‌های استاندارد شده می‌شود و این نشان دهنده‌ی کفایت مدل میانگین شرطی برازش شده است. نتایج این آزمون در جدول (۶) قابل مشاهده است.

جدول۶. نتایج آزمون $LJUNG-BOXQ$ برای باقی‌مانده‌های استاندارد شده مدل بهینه EGARCH(1,1)

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

منبع: یافته‌های 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.

جدول۷. نتایج آزمون آرچ انگل برای باقی‌مانده‌های 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 باقی‌مانده‌های 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 وعوامل 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 AR(1) MA(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، بازاراحتمال بیشتری به مقادیر انتهایی می‌دهد .به عبارت دیگر احتمال رخداد افزایش یاکاهش های ناگهانی قیمت در بازار سکه وشکل گیری تکانه های 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.

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

بعدی قرار دارند.لازم به دکر 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 می‌کند،ودر سررسید قرارداد آتی ،قیمت آن باقیمت نقدی برابر و یا خیلی نزدیک می‌شود. قیمت معاملات آتی به دلایل متفاوت وابستگی معینی به قیمت نقد دارد.اگر این وابستگی وجود نداشته باشد،معامله گران به سرعت تلاش می‌کنند 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 می‌شود 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، می‌تواند موجب جذب نقدینگی در تولید و کاهش التهاب در بازار های نقدی و آتی طلا گردد.

پرتال جامع علوم انسانی

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 کالایی،شرکت بورس کالای 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، لیلاو افسر،امیر (تابستان ۸۴)، بررسی عوامل موثر بر قیمت طلا و ارائه مدل پیش بینی برمبنای شبکه های عصبی فاری،فصلنامه پژوهش های اقتصادی،شماره شانزدهم:۱۶۵-۱۴۹
- شرکت بورس کالای ایران ، (آبان86)،فرآیند اجرایی معاملات بورس کالا(معاملات آتی) .
- صنوبر،ناصر،معطوفی،علیرضا،مجموعه مقالات و همایشهای مدیریت مالی بازارسرمایه وگزارشکری،دبیرخانه همایش مدیریت مالی ،بازارسرمایه وگزارشکری،سال۱۳۸۶ص۶۱
- علی احمدی،سعیدواحمدلو،مجید(۱۳۹۰)، پیش بینی قیمت قرارداد های آتی سکه طلا با استفاده از مدل آریما در بورس کالای ایران،مجله دانش مالی تحلیل اوراق بهادار،شماره نهم:۷۴-۶۱.
- هال، جان.(۲۰۰۴)، مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک، ترجمه سجاد سیاح و علی صالح آباد، شرکت کارگزاری مفید، انتشارات گروه رایانه تدبیرپرداز،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 flloros (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 gol dMarket, 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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست۱ (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(
*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