مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره بیستم / پاییز ۱۳۹۳

بررسی عوامل مؤثر بر تغییرات قیمت قراردادهای آتی در بورس کالای ایران با استفاده از رهیافت GLS و GARCH

علی سعیدی[۱]
شهریار علیمحمدی[۲]

تاریخ دریافت: ۹۲/۱۱/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۲/۳/۲۵

چکیده

در سالهای اخیر، بازار قراردادهای آتی و اوراق اختیار معامله در دنیای مالی و سرمایه گذاری اهمیت روزافزونی پیدا کرده است و این بازارها به سطحی از نوآوریهای مالی رسیده اند که ضروری است همه متخصصین در امور مالی از چگونگی کارکرد این بازارها و نحوه استفاده از آنها و همچنین ساز و کار تعیین قیمت در این بازارها آگاه باشند.

نوشتار حاضر، به مطالعه عوامل مؤثر بر تغییرات قیمت قراردادهای آتی در بورس کالای ایران با استفاده از رهیافت GLS و GARCH می‌پردازد. در این پژوهش از قرارداد آتی اسفند سال ۱۳۹۰ بعنوان نماینده قراردادهای آتی بورس کالای ایران استفاده شده است و از بین عوامل موثر بر روی تغییرات قیمت قراردادهای آتی قیمت جهانی طلا، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و نرخ برابری دلار و ریال انتخاب شده اند. جامعه آماری تحقیق نیز بورس کالای ایران میباشد که قرارداد آتی اسفند با ۱۷۸ روز کاری می‌باشد.

رهیافت مورد استفاده ما، بکاربردن تکنیک‌های اقتصادسنجی و استفاده از مدلهای حداقل مربعات معمولی تعمیم یافته(GLS) و مدلهای واریانس ناهمسانی شرطی طی زمان تعمیم یافته (GARCH) است.

همانگونه که مشاهده شد بین نرخ ارز و قیمت قراردادهای آتی رابطه مثبتی وجود داشت یعنی با افزایش نرخ ارز قیمت قراردادهای آتی نیز افزایش پیدا میکند و همچنین در خصوص قیمت طلا نیز اینگونه بود. اما همانطور که مشاهده گردید رابطه معنی داری بین متغیر شاخص بورس اوراق بهادار تهران و قیمت قراردادهای آتی تأیید نشد.

واژه‌های کلیدی: قرارداد آتی،پیمان آتی، بازار قرارداد آتی، گارچ (GARCH).

۱- استادیار دانشکده مدیریت و علوم اجتماعی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران شمال
۲- کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال (مسئول مکاتبات)
Shahriyar.alimohammadi@yahoo.com

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

پیمان آتی عبارت است از توافق طرفین برای انجام معامله در تاریخ مشخصی از آینده که مقدار کالا و قیمت آن نیز در قرارداد مشخص می گردد. در این پیمان طرفین بر اساس میزان شناخت شخصی و بر اساس نیازها و خواسته های خود، قرارداد را تنظیم میکنند و از آنجا که پیمان آتی استاندارد نیست، در مورد کلیه داراییها بر اساس نظرات طرفین قرارداد منعقد می گردد.(کمپل و کراکو[1]،۱۹۹۳)

عوامل مؤثر بر قیمتهای پیمان‌های آتی در تعیین قیمتهای این نوع عقود و تصمیم گیری در اتخاذ موضع معاملاتی خرید یا موضع معاملاتی فروش و یا پوشش ریسک مناسب به مشکل برخواهند خورد که این امر با توجه به بالا بودن ریسک معاملات در پیمان‌های آتی می تواند موجب زیان قابل توجه گردد. (جانسون، ۱۹۶۰)

قرارداد آتی توافق نامه ای است مبتنی بر خرید یا فروش دارایی پایه در زمان معینی در آینده و با قیمت مشخص است. (سیاح و صالح آبادی، ۱۳۸۸) و از ویژگی متمایز کننده قراردادهای آتی با پیمان‌های آتی تعریف دارایی پایه استاندارد و اینجاد بازارهای نظام‌مند در بورس‌های کالایی است. بطوریکه اتاق پایاپای بورس طرف معامله هر یک از طرفین قرارداد بوده، و ریسک عدم انجام تعهد هر یک از طرفین به بورس منتقل می‌گردد.

بازارهای مالی با توجه به سهم و ارزش آنها در اقتصاد و حجم معاملات از اهمیت خاصی در میان سایر بازارها برخوردار می باشند، اما اهمیت این بازارها فقط در حجم بالای معاملات و ارزش بالای آن نمی باشد، بلکه از آن جهت برای مدیران مالی با اهمیت می باشد که این بازارها امکان تهیه و تأمین وجوه مورد نیاز اشخاص را از منابع مختلفی همچون مؤسسات مالی از طریق ابزار مالی و همچنین پوشش ریسک افراد را فراهم می آورد. ابزار مشتقه نوعی از ابزارهای مالی می باشد که حجم بالایی از معاملات بازارهای مالی را به خود اختصاص داده اند. بیش از چندین دهه از ایجاد بازارهایی که این ابزارها در آن معامله می شوند، در جهان می گذرد. از جمله این بازار ها که قدمت بیشتری دارد، بازار قراردادهای آتی می باشد.

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 است، عوامل موثر بر قیمت قراردادهای آتی می باشد و این امر برای معامله گران و فعالان بازار مفید خواهد بود؛ زیرا اگر عوامل مؤثر بر قیمت قراردادهای آتی مشخص شود، آنها می توانند از قیمت های آتی برای پیش بینی قیمت های نقد استفاده کنند.

در پژوهش حاضر برای بررسی عوامل مؤثر برتغییرات قیمت قراردادهای آتی از روشهای اقتصادسنجی استفاده می گردد و دو رهیافت مرسوم که در مطالعه حاضر به آن پرداخته می شود، عبارتند از روش واریانس ناهمسانی شرطی (GARCH) و روش حداقل مربعات معمولی تعمیم یافته (GLS) که به تناسب معادلات در پژوهش از آنها استفاده می گردد.

Archive of SID

www.SID.ir

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

از جمله عوامل اقتصادی موثر بر تغییرات قیمت طلا میتوان به تغییرات قیمت نفت، تغییرات سود بانکی،قیمت جهانی طلا و نوسانات ارزش دلار در برابر سایر ارزها اشاره نمود. قیمت طلا در طول دهه های گذشته، همواره دارای روند صعودی بوده و این روند صعودی در سالهای اخیر به مراتب چشمگیرتر بوده است. (دلاوری و رحمتی،۱۳۸۹)

تشکیل بورسهای کالائی در ایران بصورت نظام یافته حداقل با یک دهه تأخیر شکل گرفته اند، قطعا این تأخیر ضررهای زیادی را به صنعت و اقتصاد کشور وارد آورده است .

معاملات بورس کالا مانند معاملات دیگر بازارها در پوشش حقوقی شکل می گیرد و باید بر اساس موازین آن انجام گیرد. امروزه معاملات بورس در بازار اولیه و ثانویه بصورت نقد، سلف و پیمان های آتی و قراردادهای آتی شکل می گیرد. (درخشان،۱۳۸۳)

اوراق مشتقه ابزار مالی اند که ارزش آنها از ارزش سایر اوراق بهادار مشتق میشود. بعنوان مثال اوراق اختیار معامله خود ارزش مشخصی ندارند بلکه ارزش خود را از اوراق بهاداری که بواسطه این اختیار معامله قابل خرید و فروش خواهند بود بدست می آورند علت نامگذاری این ابزارها بعنوان مشتقه نیز همین امر می باشد که ارزش خود را از سایر اوراق بهادار، نرخ سود، نرخ ارز، شاخص های سهام، و حتی کالاهای اساسی دارند. انواع ابزارهای مشتقه عبارتند از قرارداد آتی، پیمان آتی، اختیار معامله و تاخت (راعی و سعیدی، ۱۳۸۸)

ارزش قرارداد آتی در زمان عقد قرارداد صفر است. اما بعد از آن، ارزش آن میتواند مثبت یا منفی باشد. F_0 قیمت جاری قرارداد آتی است که طرفین معامله هنگام عقد قرارداد (T_0) در مورد آن توافق می کنند. بعبارت دیگر طرفین معامله در زمان عقد پیمان توافق میکنند دارایی تعهد شده را در تاریخ سررسید قرارداد آتی با قیمت F_0 مبادله کنند. r نرخ بهره بدون ریسک و T تاریخ سررسید بر حسب سال است. در اینجا دو علامت دیگر را نیز در نظر میگیریم:

K: قیمت تحویل در قرارداد آتی

F: ارزش جاری قرارداد آتی

در حالت کلی میتوان رابطه زیر را برای کلیه قرارداد های آتی (چه آنها که دارایی پایه شان، دارایی سرمایه ای است و چه آنها که دارایی مصرفی) بکار برد:

$$f = (F. - K)e^{-rT} \qquad (۱)$$

ارزش فعلی تفاوت بین این دو مبلغ در زمان T، یعنی F_0-K، برابر است با:

$$(F. - K)e^{-rT} \qquad (۲)$$

لذا قرارداد آتی که قیمت تحویل آن F_0 است، بمیزان $(F. - K)e^{-rT}$ دلار کمتر از قرارداد آتی ارزش دارد که قیمت تحویل آن K دلار است. همچنین ارزش قرارداد آتی که قیمت تحویل آن F_0 است، بنا به تعریف

Archive of SID

www.SID.ir

صفر است. به همین صورت ارزش قرارداد آتی که قیمت تحویل آن K است بنا به تعریف $(F.-K)e^{-rT}$ می باشد در نتیجه ثابت میشود ارزش قرارداد آتی با موضع فروش با قیمت تحویل K عبارتست از:

$(F.-K)e^{-rT}$ (۳)

برخی از تحقیقات انجام شده در حوزه قراردادهای آتی بشرح ذیل می‌باشد:

روحی و طالب زاده (۱۳۸۹) هدف پژوهش بررسی رابطه‌ی بین قیمت تئوریک قراردادهای آتی کالا با قیمتهای معاملاتی آن کالا در بورس کالای ایران بخصوص قراردادهای آتی سکه طلا است. نتایج بدست آمده وجود رابطه مثبت و معنی‌دار بین این قیمت‌ها را در بازار آتی سکه طلای ایران نشان می‌دهد. بطوریکه با در دست داشتن هر یک از قیمت‌های تئوریک و یا قیمت‌های معاملاتی کالا (و یا تغییرات آنها)، بطور معنی‌داری می‌توان به پیش‌بینی قیمت دیگر (و یا تغییرات آن) پرداخت.

دلاوری و رحمتی(۱۳۸۹) بررسی تغییر پذیری نوسانات قیمت سکه طلا در ایران با استفاده از مدلهای ARCH، در این تحقیق تغییرات قیمت سکه طلا و مدلسازی نوسانات بازده و واریانس شرطی آن بررسی شده است داده های مورد استفاده در این تحقیق سری زمانی روزانه قیمت سکه بهار آزادی از ابتدای سال ۱۳۸۰ تا انتهای سال ۱۳۸۶ می باشد بررسی سری زمانی مذکور نشان داد این سری دارای نوسانات خوشه ای بوده که این امر استفاده از مدلهای ARCH را امکان پذیر می نماید . قیمت نفت و نرخ برابری دلار به ریال بعنوان عوامل موثر بر تغییر پذیری قیمت سکه در نظر گرفته شد از بین این عوامل نرخ برابری دلار به ریال دارای بیشترین تاثیر بر واریانس شرطی بوده و قیمت جهانی نفت در رده بعد قرار دارد.

بروکس و دیگران (۲۰۰۱)رابطه بین بازار نقد و قراردادهای آتی شاخص 100 اف تی اس ای را مورد آزمون قرار داده اند. آنها در این تحقیق سری زمانی، از روش انگل و گرنجر استفاده کرده اند و به این نتیجه رسیده اند که یک رابطه قوی بین قیمت های تئوریک و آتی وجود دارد. آنها همچنین به این نتیجه رسیده اند که تغییرات قیمت شاخص در بازار نقد به تغییرات قیمت آتی و تئوریک شاخص بستگی دارد.

ملوین و سالتن[۲] (۱۹۹۰) از داده های ماهانه قیمتهای قراردادهای آتی طلای کومکس[۳] در دوره ۱۹۷۵ ۱۹۸۸ و یک مدل گارچ جهت تخمین واریانس شرطی قیمتهای طلا استفاده کرده و دریافتند که آشوبهای سیاسی آفریقای جنوبی و تغییرات قیمت نفت عواملی تعیین کننده در تخمین واریانس شرطی خطاهای پیش بینی قیمتهای لحظه ای طلا می باشد.

۳- روش شناسی پژوهش

روش حداقل مربعات معمولی (OLS)

نقض فروض کلاسیک

همانگونه که می‌دانیم برای بررسی خصوصیات برآوردکننده‌هایOLS، اینکه آیا برآوردکننده‌های قابل اعتمادی ارائه می‌کنند یا خیر؟، مجبور بودیم ماهیت جملات اخلال را بدانیم ، اما از آنجا که این جملات

Archive of SID

www.SID.ir

غیرقابل مشاهده هستند ناچاراً برای آن‌ها پیش‌فرض‌هایی (فروض کلاسیک) انتخاب کردیم و با تکیه بر آن پیش‌فرض‌ها دیدیم که برآوردکننده‌های OLS، بهترین برآوردکننده‌های خطی (BLUE) هستند. حال به واقعیت بازگشته و می‌پرسیم که اگر این پیش‌فرض‌ها واقعی نباشند یا نقض شود چه اتفاقی می افتد؟
این بحث را با عناوین زیر دنبال میکنیم :

همبستگی پیاپی (خودهمبستگی)

الف. ماهیت همبستگی پیاپی: در واقع نقض فرض عدم همبستگی پیاپی میباشد :

$$E(u_t, u_s) = 0 \qquad (۴)$$

در اینجا جملات اخلال از اینکه رفتاری کاملاً تصادفی داشته باشند، خارج می‌شوند و از الگو یا نظم خاصی پیروی می‌کنند که موجب همبستگی پیاپی می‌شود.
مهمترین دلیل وجود این مشکل، فقدان متغیری است که اثر سیستماتیک و منظمی بر متغیر وابسته دارد و آن را به طور صریح در مدل نگنجانده‌ایم. یکی از پیش‌فرض‌های متداول در خصوص جمله اخلالی که دچار همبستگی پیاپی است، پیش‌فرض AR(1) میباشد :

$$AR(1)\ \ U_t = \rho U_{t-1} + \epsilon_t \qquad (۵)$$

ب. پیامدهای همبستگی پیاپی : در چنین وضعیتی کارایی برآوردکننده‌ها از بین رفته و خطای نوع دوم آزمون آماری بسیار محتمل است و این مهمترین پیامد همبستگی پیاپی است.
پ. روش‌ها یا آزمون‌های مختلف در خصوص همبستگی پیاپی : همانطور که میدانیم اصولاً مقوله همبستگی پیاپی در مورد جملات اخلال در جامعه است که چون غیرقابل مشاهده‌اند از جملات پسماند در نمونه استفاده کرده و نحوه حرکت آن‌ها را مطالعه می‌کنیم.
آزمون دوربین-واتسون : متداولترین آزمون در خصوص همبستگی پیاپی میباشد. آماره آزمون به شکل زیر استخراج میگردد :

$$d = \frac{\sum(\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum \hat{u}_t^{\,2}} \qquad (۶)$$

چنانچه آماره ما نزدیک ۲ در بیاید ، فرض صفر ما که مبتنی بر عدم وجود همبستگی پیاپی است تأیید می‌شود. و چنانچه نزدیک ۰ یا ۴ باشد فرض صفر تأیید نمی‌گردد.
ت. روش مقتضی برآورد در حالت همبستگی پیاپی : در این جا به روشهای زیر اشاره می‌کنیم :

- رویه کوکران-اورکات
- رویه دوربین

رویه حداقل مربعات معمولی تعمیم‌یافته (GLS) :

Archive of SID

www.SID.ir

نقض فرض عدم همبستگی پیاپی منتهی به آن شد که ماتریس واریانس-کوواریانس جملات اخلال از شکل کلاسیک خود خارج می‌شود :

$$var(u_t, u_s) = (\delta_u^2 I_T) \xrightarrow{\text{به‌تبدیل}} var(u_t, u_s) = (\delta_u^2 \Omega) \qquad (۷)$$

بنابراین برای رفع این مشکل از رویه فوق استفاده می‌کنیم که نتایج زیر حاصل میشوند.
برآوردکننده تعمیم یافته ما عبارتست از :

$$\hat{\beta}_{GLS} = (X'\Omega^{-1}X)^{-1}X'\Omega^{-1}Y \qquad (۸)$$

مدل های واریانس ناهمسان شرطی طی زمان تعمیم یافته

مثال مهمی از واریانس ناهمسانی[۴] روی داده های سری زمانی مطرح میباشد که در عین حال کاربردهای اقتصادی زیادی نیز پیدا میکند.

میدانیم عواملی بر قیمت طلا مؤثر است (آن عوامل X و قیمت طلا Y). قیمت نفت (یا نفت یا اوراق بهادار یا متغیرهای مالی و ...) خود دارای نااطمینانی میباشد که خود بر رشد اقتصادی ایران مؤثر است.(Z)

حال چگونه میتوان اثر عوامل مختلف بر روی قیمت قرارداد آتی را بررسی کرد؟ (نوسانات زیاد دارای نا اطمینانی خواهد بود) باید از رگرسیون Y روی X ، سری نااطمینانی Y را بدست آورد و بعد سری Z روی آن رگرس شود. خانواده این مدلها را میتوان به صورت زیر بررسی کرد :

مدل واریانس ناهمسان شرطی طی زمان (ARCH)

بحث سری زمانی روی الگویAR وMA برروی خود متغیر تمرکز دارد. حالا میتواند این فرآیندها روی سری واریانس پیاده شود. در بحث بازارهای مالی (قیمت نفت ، طلا ، سهام و ...) دوره های پرنوسان[۵] و کم نوسان داریم.

نوسان در پی ایجاد یک شوک مثل V_t حاصل میشود که میتواند مثبت یا منفی باشد. این نوسانات انفجاری نیست و به تدریج بازار پس از هر شوک رو به تثبیت میرود. پس با یک معادله تفاضلی مواجهیم که شرط پایداری بر آن صادق است. و چون روی واریانس کار میکنیم ، با توجه به صفر بودن میانگین جملات خطا ، مجذور U_t را مد نظر قرار میدهیم. لذا این الگو بوسیله معادله زیر تبیین میشود :

$$U_{it} = V_{it} * \sqrt{\beta_0 + \beta_1 U_{t-1}} \qquad (۹)$$

پس از شوک در قالب V_t رقم U_t امسال ساخته میشود که برای سال (دوره) بعد شکل U_{t-1} را به خود میگیرد. تأثیر شوک به دوره بعد خفیفتر میشود ، لذا نوسان میرا میشود تا اینکه دوباره شوک جدیدی به صورت V_t رخ دهد.

Archive of SID

www.SID.ir

در کل چون واریانس U_t از U_{t-1} پیروی میکند ، پس در این چند دوره محدود واریانس ناهمسان داریم. و نیز چون واریانس U_t از مقدار خودش U_{t-1} در دوره قبل U_{t-1} پیروی میکند این الگو خودرگرسیون است. پس در مجموع با یک الگوی ARCH (واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیون) مواجه هستیم.
پس در کل داریم :

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + U_{it} \qquad (۱۰)$$

$$U_{it} = V_{it} * \sqrt{\beta_0 + \beta_1 U_{t-1}} \qquad (۱۱)$$

لذا پس از تخمین اولیه Y بر روی X از باقیمانده ها میتوان مجموع مجذور پسماندها را حساب کرد ، چون :

$$\sigma_u^2 = var(u_t) = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \qquad (۱۲)$$

آزمون Arch Lm نرم افزار معناداری این رگرسیون را بررسی میکند. اگر F زیاد و احتمال خیلی کم باشد ، زیر ۵٪ یعنی فرآیند Arch وجود دارد و با خانواده ای از مدل Garch روبرو هستیم.

بنابراین در گام بعدی میبایست به سراغ EGLS رفت، یعنی مدل درست را تخمین زد. منتهی مشکل سر دو معادله این مدل است، یعنی در یک دوران بسته قرار میگیریم. ما برای EGLS نیازمند پارامتر مربوطه هستیم. (واریانس ناهمسانی که خود نیازمند باقیمانده هاست. آنگاه از معادله دوم خود باقیمانده دوره t نیازمند عرض از مبدأ و شیب است که میبایست آنها را تخمین زد.) اما تخمین باید بر اساس باقیمانده ها باشد که از معادله اول نداریم ، اما میتوان بجای واریانس جملات اخلال از $\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2$ در چگالی U و Y گذاشت و از $Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it}$ در میانگین چگالی نرمال گذاشت و در قالب روش راستنمایی نسبت به ۴ پارامتر مشتق گرفته و حل کرد. در نتیجه تخمین های MLE بدست میایند.

۳- فرضیه های پژوهش

فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر می‌باشد:

۱) بین تغییرات قیمت قراردادهای آتی و قیمت جهانی طلا رابطه معنی داری وجود دارد.
۲) بین تغییرات قیمت قراردادهای آتی و نرخ برابری ریال و دلار رابطه معنی داری وجود دارد.
۳) بین تغییرات قیمت قراردادهای آتی و شاخص کل بورس اوراق بهادار رابطه معنی داری وجود دارد.

۴- نتایج پژوهش

تحلیل داده ها فرآیندی چند مرحله ای است که بر اساس آن, ابتدا داده های اولیه جمع آوری و پردازش شده و مقادیر نهایی متغیرهای محاسبه می گردند، در ادامه داده ها توصیف شده و در راستای آزمون فرضیه ها مورد تحلیل قرار میگرند. در نهایت بر اساس نتایج حاصل از آزمون فرضیه ها میتوان نسبت به پذیرش یا رد فرضیه های پژوهش اظهار نظر کرده و آنها را تفسیر نمود.

Archive of SID

www.SID.ir

در مرحله اول به بررسی داده ها می‌پردازیم. برای این منظور ابتدا نمودار هریک از متغیرهای مستقل و وابسته را مورد واکاوی قرار می‌دهیم. لازم به ذکر است برای این‌منظور ما سه متغیر را به عنوان متغیرهای مستقل یا برون‌زا در نظر میگیریم که عبارتند از : ۱. نرخ ارز (Er) ۲. قیمت طلا (Oz) ۳. شاخص بورس (Teppix). همچنین قیمت قرارداد آتی(Gc) را نیز به عنوان متغیر وابسته یا درون‌زا در نظر میگیریم. همانطور که میدانیم قراردادهای آتی در بازه‌های ۱ الی ۶ ماهه تعریف میگردند که ما قرارداد اسفند ۱۳۹۰ را به عنوان نمونه مطالعاتی مورد پژوهش قرار میدهیم.

در بخش آمار توصیفی پژوهش, شاخص های آماری داده های قراردادهای آتی مورد بررسی در سال ۱۳۹۰ توصیف شده اند. شاخص های آماری پژوهش شامل شاخص های مرکزی, شاخص های پراکندگی و شاخص های توزیع هستند که آماره های زیر گروه هر کدام از آنها در جداول زیر ارائه شده اند.

این جداول، شاخص های آماری توصیفی شامل شاخص های مرکزی میانگین[۶] و میانه[۷], شاخص پراکندگی انحراف معیار[۸] و شاخص های توزیع چولگی[۹] و کشیدگی[۱۰] را ارائه داده اند.

جدول شماره ۱- شاخص های آماره توصیفی متغیرها پس از تفاضل مرتبه اول

متغیر		میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
شرح	نماد					
تفاضل مرتبه اول نرخ ارز	FDER	17.66	0.0000	180.28	2.195	66.93
تفاضل مرتبه اول قیمت جهانی طلا	FDOZ	۰.4024	0.1000	12.32	-0.9928	11.62
تفاضل مرتبه اول شاخص کل بورس تهران	FDTEPPIX	17.10	19.15	132.36	-0.4894	7.05
تفاضل مرتبه اول قرارداد آتی اسفند ۱۳۹۰	FDGCES90	14740.21	7933.5	136074.1	0.6787	5.39

زمانی که بین متغیرهای توضیحی همبستگی قوی وجود داشته باشد، مشکلی بنام هم خطی ایجاد می گردد. هر چند آزمودن هم خطی بطور جامع بسیار مشکل است، اما یک روش برای بررسی شدت هم خطی، استفاده از روش فارار گلوبر است. به منظور بررسی همبستگی بین متغیرهای پژوهش، هر یک از متغیرهای مستقل پژوهش را بر روی دو متغیر مستقل دیگر رگرس کرده و R^2 هر یک از معادلات را با R^2 معادله اصلی مقایسه میکنیم چنانچه R^2 معادلات متغیرهای مستقل از R^2 معادله اصلی بیشتر باشد در این حالت بین متغیرها هم خطی وجود دارد اما در جدول زیر که حاصل R^2 سه معادله متغیر مستقل و مقایسه آن با معادله اصلی میباشد و هر یک از موارد کوچکتر از معادله اصلی است هم خطی بین متغیرها وجود ندارد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره ۲- نتایج بررسی هم خطی بین متغیرهای توضیحی پژوهش

نوع معادله	R2	نتیجه
معادله اصلی	۰,۹۸	با توجه به نتایج بین متغیرهای مستقل پژوهش، هم خطی وجود ندارد.
معادله نرخ ارز	۰,۹۸	
معادله قیمت طلا	۰,۹۲	
معادله شاخص کل بورس	۰,۹۷	

برآورد مدل با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)

با استفاده از مدل رگرسیون چندگانه به برآورد مدل پرداخته می شود. در این مدل تحلیل پارامترها با کنترل متغیرهای دیگر صورت می‌پذیرد بنابراین در این شرایط نتایج برآوردها به صورت خالص تری بر متغیر وابسته دیده می‌شود. مدل مفروض برای برآورد به صورت زیر است :

$$\Delta FC = \beta_0 + \beta_1 ER + \beta_2 OZ + \beta_3 TEPPIX \qquad (۱۳)$$

جدول شماره ۳- نتایج برازش مدل با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی

شرح	نماد	برآورد ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی داری	R2	دوربین ـ واتسون
مقدار ثابت	B	-560084	1294494	-4.32	0.0000	0.7839	0.1199
نرخ ارز	ER	309.19	13.89	22.24	0.0000		
قیمت جهانی طلا	OZ	2788.44	466.29	5.98	0.0000		
شاخص کل بورس	TEPPIX	126.39	45.56	2.77	0.0000		
معادله رگرسیونی استخراج شده از برازش مدل: GCES90= -5600483+309/19ER+2788/44OZ+126/39TEPPIX							

با توجه به اینکه آماره دوربین ـ واتسون مدل حدود ۰,۱۱۹۹ میباشد در صورتیکه دوربین ـ واتسون مدل باید بین ۱,۵ تا ۲,۵ باشد تا مدل فاقد خود همبستگی یا همبستگی پیاپی باشد در نتیجه با توجه به این شرایط مدل دارای خود همبستگی میباشد و نمیتوان از این مدل جهت برآوردهای خود استفاده کرد. برای برطرف شدن این مشکل سراغ استفاده از تفاضل مرتبه اول و لگاریتمی می‌رویم ولی از آنجا که در آنها نیز این مشکل وجود دارد لذا حالت نیمه لگاریتمی و اضافه کردن متغیر کمکی AR1 بررسی می‌کنیم.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره ۴- نتایج برازش بصورت نیمه لگاریتمی اصلاح شده و اضافه کردن متغیر AR1 از روش حداقل مربعات معمولی

شرح	نماد	برآورد ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی داری	R2	دوربین – واتسون
مقدار ثابت	B	2519524	1772507	1.42	0.1566		
نرخ ارز	ERS	81.40	19.66	4.13	0.0000		
قیمت جهانی طلا	OZS	1737.86	355.58	4.88	0.0000	۰,۹۸۳۹	1.5422
شاخص کل بورس	TEPPIXS	22.37	63.19	0.35	0.7236		
خود همبستگی ۱	AR1	0.9691	0.0109	88.62	0.0000		

با توجه به مشکل داشتن خودهمبستگی در مدل قبل و پایین بودن دوربین واتسون اقدام به اضافه کردن یک متغیر کنترلی بنام AR1 کردیم تا مشکل خودهمبستگی پایین در مدل حل شود و با توجه به اضافه کردن آن، دوربین واتسون مدل ۱,۵۴۲۲ شده است که در حالت مطلوب دوربین واتسون میبایست بین ۱,۵ تا ۲,۵ باشد که دوربین واتسون مدل در وضعیت مطلوبیست و دچار خود همبستگی نمی باشد و همچنین ضریب تبیین (R^2) مدل نیز در حدود ۰,۹۸ میباشد که نشان دهنده توضیح دهندگی بالای آن است.

برآورد مدل با استفاده از روش واریانس ناهمسانی شرطی طی زمان (ARCH)

ابتدا آزمون ARCH پذیر بودن مدل را انجام می‌دهیم که همانگونه که از نتایج برمیاید معادله ما ARCH پذیر است:

جدول شماره ۵- نتایج آزمون آرچ پذیر بودن مدل

آماره F	۳۱۲,۴۸۱۴
سطح معنی داری (۱,۱۰۶)	۰,۰۰۰۰

با توجه به اینکه سطح معنی داری آماره F کوچکتر از ۵٪ میباشد لذا فرض صفر ما مبنی بر واریانس همسان بودن مدل رد شده و مدل واریانس ناهمسان میباشد و از رهیافت گارچ به برآورد مدل میپردازیم.

حال با استفاده از رهیافت گارچ و با روش GARCH(1,1) به برازش مدل میپردازیم که در این روش مکانیزم مورد استفاده که به طور خودکار در نرم افزار محاسبه میگردد روش حداکثر راست نمایی است. که خلاصه نتایج در جدول ۱۰ آمده است.

نتایج نشان دهنده تأثیرگذاری مجذور پسماندها و گارچ دوره قبل بر مدل است. به علت وجود همبستگی پیاپی که ناشی از پایین بودن آماره دوربین واتسون میباشد (۰,۰۸) سعی در رفع آن داریم.

ابتدائاً متغیر کنترلی AR1 را اضافه میکنیم تا با اضافه شدن این متغیر خود همبستگی از بین برود.

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به اینکه سطح معنی داری متغیرهای مستقل نرخ ارز و قیمت جهانی طلا (به ترتیب ۰,۰۰۰۰ و ۰,۰۰۰۴) کمتر از ۰,۰۵ است، نشان دهنده اثر گذاری این متغیرها بر روی قرارداد آتی اسفند ماه ۹۰ اثر گذار میباشند ولی سطح معنی داری شاخص کل بورس حدود ۰,۲۲۷۵ میباشد که با توجه به اینکه بیشتر از ۰,۰۵ میباشد و نشان دهنده عدم معنی داری این متغیر مستقل میباشد. حال شاخص کل بورس را با توجه به عدم معنی داری ضرایب آن حذف میکنیم.

جدول شماره ۶_ نتایج برازش مدل بوسیله و اضافه کردن متغیر کنترلی AR1 حذف متغیر شاخص کل

شرح	نماد	برآورد ضریب	انحراف معیار	آماره Z	سطح معنی داری	R2	دوربین – واتسون
مقدار ثابت	C	-۲۱۲۲۷۳۶	۴۵۹۶۳۳۱۴	-۰,۰۴۶۱	۰,۹۶۳۲	۰,۹۸۳۱	۱,۵۰۸۸
نرخ ارز	ERS	۶۰,۸۷	۳۴,۵۹	۱,۷۵۹۶	۰,۰۷۸۵		
قیمت جهانی طلا	OZS	۱۴۸۰,۶۱	۱۴۸۰,۶۱	۵,۰۹	۰,۰۰۰۰		
خود همبستگی ۱	AR1	۱,۰۰۲۴	۰,۰۱۹۹	۵۰,۲۹	۰,۰۰۰۰		
معادله استخراج شده از برازش مدل: GCES90S=-2122735/74+60/87ERS+1480/60OZS+[AR(1)=1/002] GARCH=110553250087+0/1514RESID(-1)^2-0/9993GARCH(-1)							

معادله فوق نشاندهنده تأثیرات هریک از متغیرهای مستقل بر روی متغیر وابسته و همچنین تأثیر کلی نوسانات متغیرهای مستقل برروی متغیر وابسته در قالب الگوی گارچ میباشد.

حال به برازش الگوی GARCH(1,0) میپردازیم که نتایج آن عبارتند از: سه متغیر مربوط به سری پسماندهای هر یک از متغیرها را در معادله قرار داده و به برازش مدل می‌پردازیم که نتایج زیر حاصل میگردد و دلالت بر تأثیرگذاری نوسانات نرخ ارز و قیمت طلا بر قیمت قرارداد آتی اسفند ۹۰ و عدم تأثیر گذاری نوسانات شاخص بورس و قیمت طلا دارد.

جدول شماره ۷- نتایج معادله گارچ نهایی با ورود سری زمانی پسماند هر سه متغیر مستقل

شرح	نماد	برآورد ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی داری	R2	دوربین – واتسون
مقدار ثابت	B	۳۳۴۴۵۵۰	۱۱۰۱۰۲۳	۳,۰۳۷۶	۰,۰۰۲۷	۰,۹۸۴۴	۱,۵۸۵۹۳۷
نرخ ارز	ERS	۲۵,۳۱	۳۱,۹۴	۰,۷۹۲۲	۰,۴۲۹۱		
قیمت جهانی طلا	OZS	۲۱۸۱,۷۲	۴۸۵,۸۷	۴,۴۹۰۲	۰,۰۰۰۰		
پسماند نرخ ارز	RESID ERS	۴۲,۵۱	۲۰,۲۴	۲,۰۹۹۹	۰,۰۳۶۹		
پسماند طلای جهانی	RESID OZS	-۴۶۲,۳۷	۳۷۱,۰۷	-۱,۲۴۶۰	۰,۲۱۴۱		

Archive of SID

www.SID.ir

شرح	نماد	برآورد ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی داری	R2	دوربین – واتسون
پسماند شاخص کل بورس	RESID TEPPIXS	-۳۰,۷۷	۵۲,۳۳	-۰,۵۸۸۱	۰,۵۵۷۰		
خود همبستگی ۱	AR1	۰,۹۷۶۹	۰,۰۰۹۲	۱۰۵,۴۶	۰,۰۰۰۰		

با حذف سری پسماندهای شاخص کل بورس نیز به برازش مدل میپردازیم که نتیجه زیر حاصل میگردد که دلالت بر تأثیر مثبت نوسانات نرخ ارز و تأثیر منفی نوسانات قیمت طلا بر قیمت قرارداد آتی اسفند ۹۰ دارد. باید توجه داشت که در روش گارچ ما میزان تأثیر تلاطم‌ها را مدنظر قرار نمی‌دهیم بلکه مثبت یا منفی بودن نوسانات مد نظر ماست.

جدول شماره ۸- نتایج معادله گارچ نهایی با ورود سری زمانی پسماند متغیرهای مستقل نرخ ارز و قیمت جهانی طلا

شرح	نماد	برآورد ضریب	انحراف معیار	آماره Z	سطح معنی داری	R2	دوربین – واتسون
مقدار ثابت	B	۳۳۹۶۲۸۵	۱۰۹۴۸۶۱	۳,۱۰۲۰	۰,۰۰۲۲		
نرخ ارز	ERS	۲۵,۱۵	۳۱,۸۹	۰,۷۸۸۵	۰,۴۳۱۲		
قیمت جهانی طلا	OZS	۲۱۵۲,۲۹	۴۸۲,۵۷	۴,۴۶۰۰	۰,۰۰۰۰		
پسماند نرخ ارز	RESID ERS	۴۳,۰۵۷	۲۰,۱۹	۲,۱۳۲۴	۰,۰۳۴۱	۰,۹۸۴۳	۱,۵۸۳۲
پسماند قیمت جهانی طلا	RESID OZS	-۴۴۸,۵۳	۳۶۹,۷۸	-۱,۲۱۲۹	۰,۲۲۶۴		
خود همبستگی ۱	AR1	۰,۹۷۶۹	۰,۰۰۹۲	۱۰۵,۶۹	۰,۰۰۰۰		

معادله نهایی حاصل از برازش مدل با استفاده از رهیافت GLS عبارتست از:

جدول شماره ۹- معادله نهایی حاصل از برازش مدل با استفاده از رهیافت GLS

شرح	نماد	برآورد ضریب	انحراف معیار	آماره Z	سطح معنی داری	R2	دوربین – واتسون
مقدار ثابت	B	۲۵۱۹۵۲۴	۱۷۷۲۵۰۷	۱,۴۲۱۴	۰,۱۵۶۶		
نرخ ارز	ERS	۸۱,۴۰	۱۹,۶۶	۴,۱۳۸۷	۰,۰۰۰۰		
قیمت جهانی طلا	OZS	۱۷۳۷,۸۶	۳۵۵,۵۸	۴,۸۸۷۳	۰,۰۰۰۰	۰,۹۸۳۹	۱,۵۳۴۲
شاخص کل بورس	TEPPIXS	۲۲,۳۷	۶۳,۱۹	۰,۳۵۴۱	۰,۷۲۳۶		
خود همبستگی ۱	AR1	۰,۹۶۹۱	۰,۰۱۰۹	۸۸,۶۲	۰,۰۰۰۰		

Archive of SID

www.SID.ir

معادله نهایی حاصل از برازش مدل با استفاده از رهیافت GARCH عبارتست از:

جدول شماره ۱۰- نتایج معادله نهایی حاصل از برازش مدل با استفاده از رهیافت GARCH

شرح	نماد	برآورد ضریب	انحراف معیار	آماره Z	سطح معنی داری	R2	دوربین – واتسون
مقدار ثابت	B	۳۳۹۶۲۸۵	۱۰۹۴۸۶۱	۳,۱۰۲۰	۰,۰۰۲۲	۰,۹۸۴۳	۱,۵۸۳۲
نرخ ارز	ERS	۲۵,۱۵	۳۱,۸۹۵۷۳	۰,۷۸۸۵	۰,۴۳۱۲		
قیمت جهانی طلا	OZS	۲۱۵۲,۲۹	۴۸۲,۵۷۲۳	۴,۴۶۰۰	۰,۰۰۰۰		
پسماند قیمت ارز	RESID ERS	۴۳,۰۵	۲۰,۱۹۱۵۵	۲,۱۳۲۴	۰,۰۳۴۱		
پسماند قیمت جهانی طلا	RESID OZS	-۴۴۸,۵۳	۳۶۹,۷۸۶۴	-۱,۲۱۲۹	۰,۲۲۶۴		
خود همبستگی ۱	AR1	۰,۹۷۶۹	۰,۰۰۹۲	۱۰۵,۶۹	۰,۰۰۰۰		

نتیجه گیری و بحث

هدف از این پژوهش بررسی عوامل موثر بر روی تغییرات قراردادهای آتی با استفاده از رهیافت گارچ در بورس کالای ایران میباشد و با توجه به اینکه در بورس کالای ایران تنها قرارداد آتی سکه طلا وجود دارد لذا قرارداد آتی سکه طلا برای سررسید اسفند ۱۳۹۰ بعنوان نماینده قراردادهای آتی در نظر گرفته شده است.

در گذشته نیز تحقیقاتی با هدفهایی نزدیک به اهداف این تحقیق انجام پذیرفته است. هویی هویی لین[11] (۲۰۱۰) در تحقیق خود با عنوان " کارایی بازار قراردادهای آتی و نقدی نفت" که در کشور مالزی انجام شد، به این نتیجه رسید که بازار معاملات آتی قراردادهای نفتی در آن کشور کارا هستند و بین قیمتهای آتی و نقدی معاملات نفتی در سطح خطای ۱٪ رابطه معنی دار وجود دارد بطوریکه بازار آتی را می‌توان هدایت کننده بازار نقدی دانست و بین قیمتهای نقدی جاری کالا و قیمت های قراردادهای آتی کالا و قیمت نقدی مورد انتظار آن کالا همواره یک رابطه تعادلی برقرار است. کای[12] (۲۰۰۱) به بررسی تغییر پذیری بازده های قیمت روزانه قراردادهای آتی طلای کومکس در دوره ۱۹۹۴-۱۹۹۷ با استفاده از مدل آرچ[13] پرداخته و از بین ۲۳ متغیر کلان اقتصادی، متغیرهای اشتغال، شاخص بهای مصرف کننده، تولید ناخالص داخلی و درآمد شخصی را بعنوان عوامل موثر بر قیمت طلا معرفی نموده است. ونگ و دیگران (۱۹۹۴) با بررسی قراردادهای آتی شاخص، الگوی یو شکلی را برای مقادیر این متغیر در طی روز شناسایی نمودند. گلاستن، جگنزان و رانکل (۱۹۹۴) آنها در تحقیقات خود نشان دادند که چگونه می‌توان تاثیرات متفاوت وقایع خوب و بد را بر نوسانات قراردادهای آتی مدلسازی نمود. بطوری که شوکهای بزرگتر از شوک آستانه، تاثیرات متفاوتی نسبت به شوکهای کوچکتر از شوک آستانه دارند. احمدی و احمدلو(۱۳۹۰) پیش بینی قیمت قراردادهای آتی سکه طلا با استفاده از مدل آریما در بورس کالای ایران، این مقاله به بررسی پیش بینی قیمت قرارداد آتی سکه طلا در بورس کالای ایران پرداخته است. نتایج تحقیق نشان داد که برای دوره مورد بررسی مدل آریما[14] با دو وقفه خودرگرسیونی و دو وقفه میانگین متحرک برای پیش بینی

Archive of SID

www.SID.ir

قیمت قرارداد آتی سکه طلا مدل مناسبی است و توانایی پیش بینی قیمت قرارداد آتی سکه طلا را دارد. احمدپور و نیک زاد (۱۳۹۰) بررسی رابطه بین قیمتهای نقد و آتی سکه طلا در بورس کالای ایران، در این تحقیق رابطه بین دو بازار نقد و آتی سکه طلا در ایران و بدلیل اینکه تنها قرارداد آتی فعالی در بازار آتی میباشد مورد بررسی قرار گرفت برای این کار با توجه به ماهیت داده ها از دو روش گارچ دومتغیره و آزمون یوهانسون استفاده و ارتباط قیمت در دو بازار نقد و بازار آتی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. در نهایت با توجه به نتایج آزمون یوهانسون وجود یک رابطه بلند مدت بین قیمتهای بازار نقد و قیمتهای بازار آتی سکه طلا در ایران و همچنین شواهدی مبنی بر اینکه بازار آتی هدایت کننده بازار نقد می باشد بدست آمد.

نتایج حاصل از آزمون فرض اول مبنی بر وجود رابطه بین تغییرات قیمت قراردادهای آتی و قیمت جهانی طلا طبق رهیافت حداقل مربعات و گارچ با سطح معنی داری ۰,۰۰ نشان دهنده عدم رد این فرضیه میباشد. و میتوان اینگونه نتیجه گرفت که بین تغییرات قیمت قراردادهای آتی و قیمت جهانی طلا رابطه معنی داری وجود دارد.

نتایج حاصل از آزمون دوم مبنی بر وجود رابطه بین تغییرات قیمت قراردادهای آتی و نرخ برابری ریال و دلار طبق رهیافت حداقل مربعات و با سطح معنی داری ۰,۰۰ و با سطح اطمینان ۹۵٪ نشان دهنده عدم رد این فرضیه میباشد. و میتوان اینگونه نتیجه گرفت که بین تغییرات قیمت قراردادهای آتی و نرخ برابری ریال و دلار طبق نتایج رهیافت حداقل مربعات رابطه معنی داری وجود دارد و طبق رهیافت گارچ و با سطح معنی داری ۰,۴۳ و با سطح اطمینان ۹۵٪ این فرضیه پذیرفته نمیشود و طبق رهیافت گارچ میتوان اینگونه نتیجه گرفت که بین تغییرات قیمت قراردادهای آتی و نرخ برابری ریال و دلار رابطه معنی داری وجود ندارد.

نتایج حاصل از آزمون سوم مبنی بر وجود رابطه بین تغییرات قیمت قراردادهای آتی و شاخص کل بورس تهران طبق رهیافت حداقل مربعات و با سطح معنی داری ۰,۷۲ و با سطح اطمینان ۹۵٪ نشان دهنده عدم پذیرش این فرضیه میباشد. و میتوان اینگونه نتیجه گرفت که بین تغییرات قیمت قراردادهای آتی و شاخص کل رابطه معنی داری وجود ندارد و طبق رهیافت گارچ نیز نتایج نشان دهنده عدم وجود رابطه بین تغییرات قیمت قراردادهای آتی و شاخص کل بورس تهران میباشد.

از دیگر مسائلی که میتوان به آن اشاره کرد و در پژوهش های آتی موضوع مناسبی برای رجوع است تاثیر جو روانی بازار بر قیمتهای آتی است، همانگونه که در بهار ۱۳۹۲ شاهد بودیم با کاهش قیمت جهانی طلا از حدود ۱۶۰۰ دلار در هر اونس به حدود ۱۴۰۰ دلار هیچگونه تغییری در قیمت طلا در بازار داخلی مشاهده نشد و بازار در مقابل هرگونه تغییرات از خود مقاومت نشان میداد، اما در ده روز بعد از انتخابات ریاست جمهوری سال ۱۳۹۲ با آنکه با کاهش قیمت جهانی طلا کمتر از گذشته بوده است اما به علت تاثیر جو روانی حاکم بر بازار تخلیه حباب قیمتها به سرعت انجام شد که ناشی از خوش آمد بازار به شرایط سیاسی جدید است و پایداری این شرایط در صورتی است که سیاست گذاری اقتصادی نیز منجر به ثبات و آرامش بازار گردد بنابراین مطالعه تاثیر انتظارات و جو روانی در پژوهش های بعدی میتواند مورد مطالعه قرار گیرد. و همچنین با توجه به اینکه قراردادهای آتی در بورس کالای ایران دارای سررسید های مختلفی

Archive of SID

www.SID.ir

میباشد میتوان میزان تاثیر پذیری هر یک از این قراردادها را با توجه به زمان سررسید آن و زمان باقیمانده تا سررسید مورد بررسی قرار داد.

فهرست منابع

* حسینی یکانی، س ع، و م،زیبایی، (۱۳۸۹) تعیین مشخصات قراردادهای آتی محصولات کشاورزی، مجله بررسی های حسابداری و حسابرسی شماره۶۵
* درخشان، م (۱۳۸۳)، مشتقات و مدیریت ریسک در بازارهای نفت، چاپ اول، تهران، موسسه مطالعات بین المللی انرژی
* راعی، ر، وع، سعیدی، (۱۳۹۱)، مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک، چاپ هفتم، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاهها (سمت)
* سالواتوره، د (مترجم : ارباب، ح، ر) ، (۱۳۸۶) ، مالیه بین الملل ، نشر نی
* شاکری ، ع، (۱۳۷۷) ، وضعیت بازار ارز در اقتصاد امروز ایران ، فصلنامه مفید ، شماره سیزدهم
* شاکری ، ع ، (۱۳۸۸) ، نظام ارزی ایران دیدگاه‌ها و واقعیت‌ها ، مرکز مطالعات و بررسیهای اقتصادی اتاق بازرگانی و صنایع و معادن تهران
* شاکری، ع ، (۱۳۸۱) ، اثر تک نرخی کردن ارز بر متغیرهای کلان ، مرکز پژوهشهای مجلس
* سیاح، س، و ع، صالح آبادی ، (۱۳۸۸)، *مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک*، چاپ دوم، تهران ، کارگزاری مفید
* فرتوک زاده، ح،ر،و م، دولو، (۱۳۸۹)، بررسی عوامل موثر بر نقد شوندگی قراردادهای آتی در بورس کالای ایران ، مجله بررسی های حسابداری و حسابرسی شماره ۵۹
* طالب زاده، س، م، بررسی رابطه بین قیمت تئوریک قراردادهای آتی کالا با قیمتهای معاملاتی آن کالا در بورس کالای ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد به راهنمایی آقای دکتر روحی، دانشگاه آزاد واحد تهران مرکز دانشکده حسابداری، ۱۳۸۹
* عرب مازار ، ع ، (۱۳۶۹) ، اقتصاد سنجی عمومی ، انتشارات کویر
* علی احمدی، س، و م، احمدلو، (۱۳۹۰) ، پیش بینی قیمت قراردادهای آتی با استفاده از مدل آریما در بورس کالای ایران، مجله دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره نهم
* مصباحی مقدم، غ،ر، ح، ر، اسماعیلی گیوی، و ع، ر،ناصر پور، (۱۳۸۹) ، ارائه مدل مفهومی شاخص های موفقیت شاخص های موفقیت قراردادهای آتی پیشنهادی در بازار سرمایه جمهوری اسلامی ایران، مجله دانش و توسعه شماره ۳۰
* ساز و کار معاملات آتی، نگارش ۱، بورس کالای ایران سایت: www.ime.co.ir
* امیدنامه پذیرش و درج قرارداد آتی بورس کالای ایران سایت: www.ime.co.ir

Archive of SID

www.SID.ir

یادداشت‌ها

[1] Campbell and Kracaw
[2] Melvin & Sulttan
[3] Comex
[4] GARCH (Generalized Auto Regressive conditional heteroskedasticity)

[5] volatility
[6] Mean
[7] Median
[8] Std. Dev
[9] Skewness
[10] Kurtosis
[11] Hoyi Hoyi Lin
[12] Cai
[13] ARCH
[14] ARIMA

Archive of SID

www.SID.ir