فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال سوم/ شماره نهم/ بهار ۱۳۹۳

اثر سررسید، حجم معامله و تعداد موقعیت‌های باز بر نوسانات قیمت قراردادهای آتی سکه طلا

رضا راعی
دانشیار دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

اعظم هنردوست
کارشناس ارشد مدیریت مالی دانشگاه تهران (مسئول مکاتبات)
a.honardust@alumni.ut.ac.ir

یونس سلمانی
کارشناس ارشد اقتصاد انرژی دانشگاه شهید عباسپور

پیمان تاتایی
دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه آزاد اسلامی

تاریخ دریافت: ۹۲/۲/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۲/۸/۲۵

چکیده

در این مطالعه به بررسی اثر سررسید، حجم معامله و تعداد موقعیت‌های باز بر نوسانات قیمت قراردادهای آتی سکه طلا در بازار کالای ایران در دوره زمانی دی ماه ۱۳۸۷ تا پایان شهریور ۱۳۹۱ می‌پردازیم. بدین منظور دو رویکرد متفاوت را بکار می‌گیریم. در رویکرد نخست با تحلیل جداگانه ۲۷ قرارداد موجود درمی‌یابیم تنها اثر حجم معامله مثبت و معنی‌دار است. درحالیکه اثر سررسید و تعداد موقعیت‌های باز هر چند با علامت منفی که انتظار می‌رفت ظاهر گشته‌اند اما از معنی‌داری کافی برخوردار نیستند. در رویکرد دوم با بررسی اثر حجم معامله و تعداد موقعیت‌های باز بر نوسانات، با بکارگیری مشاهدات سری زمانی کل دوره نمونه، درمی‌یابیم اثر حجم معامله مثبت و معنی‌دار و اثر تعداد موقعیت‌های باز منفی و معنی‌دار است. همچنین اثر تعداد موقعیت‌های باز به میزان قابل توجهی بیش از اثر حجم معامله است.

واژه‌های کلیدی: قراردادهای آتی سکه طلا، نوسانات قیمت، سررسید، حجم معامله، تعداد موقعیت‌های باز.

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

در طول سال‌های اخیر بازارهای مالی جهان همواره با نوسانات و نااطمینانی‌های قابل توجهی مواجه بوده‌اند.به نحوی که عدم اطمینان موجود در ارتباط با بازده دارایی‌های سرمایه‌گذاری شده، بسیاری از سرمایه‌گذاران و تحلیلگران مالی را نگران ساخته است (الکساندر، ۱۹۹۹). به این ترتیب نیاز به مدیریت ریسک ناشی از نوسانات بازده برای معامله‌گران بازار امری اساسی به شمار می‌رود (محمدی و همکاران، ۱۳۸۸).

از سوی دیگر عدم اطمینان در مورد آینده سبب شده است بشر به دنبال ابزارهایی برای کاهش ریسک باشد. یک دسته از این ابزارها قراردادهای آتیهستند. قرارداد آتی به نوعی قرارداد اشاره دارد که در آن طرفین معامله انتقال دارایی پایه در تاریخ معین و با قیمت معین را تعهد می‌کنند. دارایی پایه می‌تواند شامل دارایی‌های مالی مانند سهام و شاخص سهام و دارایی های فیزیکی مانند سکه طلا، مس، آهن، محصولات کشاورزی و غیره باشد(علی‌احمدی و احمدلو، ۱۳۹۰).اقتصاددانان بر این باورند که بازارهای آتی بستری برای پوشش ریسک[۱] فراهم می‌کنند؛ به کشف قیمت کمک می‌کنند و کارایی کلی بازار را بهبود می‌بخشند (بارگاوا و مال هوترا[۲]، ۲۰۰۷).افرادی که در بازارهای آتی مشارکت می‌کنند نیز با ریسک ناشی از نوسانات قیمت قراردادهای آتی مواجه هستند.از آنجا که اندازه مطلوب ودیعه[۳] تابعی مثبت از نوسانات قیمت قراردادهای آتی است؛ به طوری که اگر با نزدیک شدن به تاریخ تحویل[۴]، نوسانات افزایش یابد، مقدار ودیعه‌ها باید بیشتر تعیین شده و استراتژی‌های پوشش ریسک[۵] نیز باید بازبینی و تعدیل شوند؛وهمچنین نوسان قیمت قراردادهای آتی یکی از عوامل تعیین کننده قیمت یک اختیار[۶] است؛ مطالعه‌ی نوسان قیمت قراردادهای آتیاهمیت می‌یابد (دال[۷] و همکاران، ۲۰۰۶).در نهایت اهمیت قراردادهای مشتقه و تاکید بر نقش بازار آتی در کاهش ریسک‌های سرمایه‌گذاری باعث شد تا وجود مطالعه‌ای در این زمینه احساس شود.

در حال حاضر در بورس کالای ایران قراردادهای آتی بر روی دارایی‌های فیزیکی انجام می‌شود و قرارداد آتی سکه طلا از سال ۱۳۸۷ مورد معامله قرار گرفته است. این قرارداد برای تحویل ۱۰ سکه تمام بهار آزادی تدوین شده است. چگونگی انجام این معاملات از ابتدای راه اندازی تاکنون دستخوش تغییرات شده است، به طوری که در ابتدا قراردادهای آتی سکه با سررسید ماه‌های زوج در روزهای شنبه تا چهارشنبه انجام می‌گرفت و در سال ۱۳۹۱، فاصله سررسید قراردادها یک ماهه گردیده است و معاملات در روزهای پنجشنبه نیز پیگیری می‌گردد. هدف پژوهش ما بررسیرابطه بین نوسان پذیری قیمت قراردادهای آتی سکه بهار آزادی و سررسید[۸] قراردادها، حجم معامله[۹] و تعداد موقعیت‌های باز[۱۰] در بازار کالای ایران از ابتدای فعالیت آن یعنی دی ماه ۱۳۸۷ تا شهریور ۱۳۹۱ است. در ادامه، بخش

Archive of SID

www.SID.ir

دوم به بررسی ادبیات پژوهش می‌پردازد. در بخش سوم داده‌ها و روش‌شناسی پژوهش ارائه می‌گردد. در بخش چهارم فرضیه‌ها و در بخش پنجم نتایج تحقیق بیان می‌شود. در نهایت نتیجه‌گیری در بخش ششم ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

نوپا بودن بازار آتی[۱۱] در ایران منجر به تمرکز کمتر محققان بر مباحث مطرح در این بازار گردیده است؛ به طوری که تاکنون در زمینه‌ی شناسایی متغیرهای اثرگذار بر نوسان‌پذیری قیمت قراردادهای آتی در ایران مطالعه‌ای صورت نگرفته است. در حالیکه شواهد حاکی از وجود تحقیقات خارجی متعدد در این خصوص است؛ عدم معامله قرارداد آتی سکه بهارآزادی درسایر کشورها منجر به فقدان پیشینه‌ای در خصوص بررسی اثر سررسید، حجم معامله و تعداد موقعیت‌های باز بر نوسانات قیمت قراردادهای آتی سکه شده است. لذا به مرور مطالعاتی که در سایر قراردادهای آتی صورت گرفته می‌پردازیم.

در زمینه اثر سررسید، مطالعه‌ی اصلی متعلق به ساموئلسون[۱۲](۱۹۶۵) است که نشان می‌دهد نوسان‌پذیری قیمت قراردادهای آتی با نزدیک شدن به تاریخ سررسید افزایش می‌یابد. منطق ورای این نتیجه‌گیری این است که بازار به اخبار در مورد قراردادهای با سررسید نزدیک‌تر حساس‌تر از قراردادهای با سررسید دورتر است؛که این امر منجر به نوسان‌پذیری بیشتر برای قراردادهای با سررسید نزدیک‌تر می‌شود.

فرضیه اثر سررسید بر قیمت قراردادهای آتی به طورگسترده‌ای با بکارگیری تنوعی از قراردادهای آتی و مدل‌های گوناگونی شامل دیگر متغیرهای توضیح دهنده، آزمون و نتایج متنوعی حاصل شده است. به طور مثال، اندرسون[۱۳](۱۹۸۵) و کنیون[۱۴] و همکاران (۱۹۸۷) دریافتند برای کالاهای کشاورزی اثر فصلی مهم‌تر از اثر سررسید است. دال و همکاران (۲۰۰۶) نیز با تحلیل جداگانه قراردادها دریافتند اثر سررسید در اکثر قراردادها موجود نیست. به علاوه اثر سررسید برای قراردادهای آتی کالاهای کشاورزی و انرژی قوی‌تر از قراردادهای آتی مالی است.

تحقیقات متعدد رابطه بین حجم معامله و نوسان‌پذیری را به اثبات رسانده‌اند. از جمله معیارهای مورد استفاده برای حجم معامله، تعداد معاملات و اندازه معاملات را می‌توان نام برد. جونز[۱۵] و همکاران (۱۹۹۴) دریافتند تعداد معاملات، نوسان پذیری را به خوبی توضیح می‌دهد در حالیکه اندازه معاملات نقش کم رنگی را در این خصوص ایفا می‌کند. زو و وو[۱۶] (۱۹۹۹) و چان و فانگ[۱۷] (۲۰۰۶) نتایج جونز و همکاران (۱۹۹۴) مبنی بر اینکه تعداد معاملات عاملی عمده در زمینه رابطه حجم- نوسان‌پذیری

Archive of SID

www.SID.ir

است را تایید می‌کنند.بورسل[۱۸] و همکاران (۲۰۱۰) با بررسی رابطه بین تعداد معاملات و متوسط اندازه معاملات با نوسانات قیمت قراردادهای آتی شاخص FTSE-100 بورس بین‌المللی قراردادهای آتی مالی لندن (LIFFE)[۱۹] و شاخصSPIبورس آتی سیدنی (SFE)[۲۰] ، قبل و بعد از تغییر اندازه قراردادهای آتی، دریافتند عامل تعداد معاملات،قدرت توضیح دهندگی تغییر در نوسانات قیمت را هم قبل و هم بعد از تغییر در اندازه قرارداد آتی دارد و رابطه‌ی مثبتی بین آنها وجود دارد.کائو و فانگ[۲۱] (۲۰۱۲) نیز با بررسی قراردادهای آتی ین ژاپن،euro FXو E-mini S&P 500 دریافتند اثر تعداد معاملات بر نوسان‌پذیری، مثبت و معنی‌دار است.

سرلتیس[۲۲] (۱۹۹۲) اثر سررسید و حجم معامله را بر نوسان‌پذیری قیمت قراردادهای آتی انرژی نایمکس[۲۳] در بازه زمانی ژانویه ۱۹۸۷ تا جولای ۱۹۹۰ بررسی می‌کند.وی با بکارگیری ۴۳ قرارداد برای هر یک از معاملات آتی نفت خام، نفت گرم و بنزین بدون سرب، مدل سررسید- نوسان‌پذیری ساموئلسون را با افزودن حجم معامله بهبود می‌بخشد. در مطالعه مذکور، برای هر قرارداد کلیه‌ی مشاهدات از اولین روز معاملاتی تا سررسید مدنظر قرارگرفتند و مبتنی بر کار پارکینسون[۲۴] (۱۹۸۰) و گارمن و کلاس[۲۵](۱۹۸۰) از بالاترین و پایین‌ترین قیمت‌های[۲۶] هر روز معاملاتی برای محاسبه معیار نوسان‌پذیری استفاده شد. در تحلیل‌های جداگانه برای هر یک از قراردادها دریافتوقتی حجم معامله به معادله اضافه می‌شود نسبت به زمانی که سررسید تنها متغیر توضیح دهنده‌ی مدل است، تعداد قراردادهایی که ضرایب منفی معناداری را در سررسید نشان می‌دهند از ۶۵ درصد به ۳۰ درصد کاهش می‌یابد.

در پژوهش دیگری هربرت[۲۷] (۱۹۹۵) رابطه بین نوسان‌پذیری،سررسید و حجم معامله را برای قراردادهای آتی گاز طبیعی نایمکس در طول دوره زمانی ژوئن ۱۹۹۰ تا می ۱۹۹۴ مورد بررسی قرار داد. وی با بکارگیری معیار نوسان‌پذیری سرلتیس (۱۹۹۲) تنها مشاهدات مربوط به نزدیک‌ترین ماه به سررسید[۲۸] را مورد استفاده قرار داد. نتایج حاصل از مطالعه‌ی هربرت در حمایت از یافته‌ی ساموئلسون مبنی بر اینکه نوسان‌پذیری با نزدیک شدن به سررسید افزایش می‌یابد، ناتوان است. به طوری که برای قراردادهای گاز طبیعی حتی زمانی که سررسید تنها متغیر توضیح دهنده است، تعداد ضرایب منفی معنادار ۲۸ درصد است در حالیکه وقتی حجم معامله نیز وارد معادله می‌شود معنی‌داری به ۶ درصد کاهش می‌یابد. این نتایج به اظهار هربرت مبنی بر اینکه اثر حجم معامله در توضیح دهندگی نوسان بازده قراردادهای آتی بر اثر سررسید غلبه می‌کند منجر شد.

مطابق با مدل کیلی[۲۹] (۱۹۸۵) در سطح یکسانی از حجم معامله، عمق بازار بالا نسبت به عمق بازار پایین با نوسانات قیمت کمتری همراه است. مدل کیلی نشان می‌دهد که عمق بازار با فعالیت معاملاتی (حجم) تغییر می‌کند. در نتیجه این عامل ممکن است در زمینه رابطه بین نوسان قیمت و حجم معامله

Archive of SID

www.SID.ir

اطلاعات اضافی فراهم نماید. بسمبیندر و سگوین[۳۰](۱۹۹۳) با بکارگیری تعداد موقعیت‌های باز به عنوان نماینده‌ای برای عمق بازار، دریافتند که عمق اثر منفی و معناداری بر نوسان‌پذیری قیمت قراردادهای آتی مختلف دارد (پترسون و فانگ[۳۱]، ۱۹۹۹).

بسمبیندر و سگوین (۱۹۹۳) رویکرد مدل‌سازی متفاوتی را بکار می‌گیرند. آنها اثر حجم معامله و تعداد موقعیت‌های باز (به عنوان معیار فعالیت معاملاتی) را به روش سری زمانی در طول یک دوره بلندمدت بررسی کردند. نتایج آنها حاکی از اثر معنادار و مثبت حجم معامله و اثر منفی و معنادار تعداد موقعیت‌های باز بر نوسان‌پذیری بود.

ریپل و موسی[۳۲] (۲۰۰۹) رابطه بین نوسان‌پذیری، سررسید، تعداد موقعیت‌های باز و حجم معامله را برای قراردادهای آتی نفت خام نایمکس در طول دوره زمانی ژانویه ۱۹۹۵ تا دسامبر ۲۰۰۵ مورد بررسی قرار دادند.آنها با گسترش مطالعه بسمبیندر و سگوین، تحلیل خود را هم به روش قراردادهای جداگانه با مشاهدات مربوط به دو ماه آخر تا سررسید و هم به روش سری زمانی با مشاهدات کلیه قراردادها انجام دادند.نتایج هر دو رویکرد نشان می‌دهد حجم معامله و تعداد موقعیت‌های باز اثر معنادار و به ترتیب مثبت و منفی بر نوسان‌پذیری قیمت قراردادهای آتی نفت خام دارند که بر اثر سررسید ساموئلسون غلبه می‌کنند.

۳- روش‌شناسی پژوهش

در این قسمت به تعریف مدل و روش‌های مورد استفاده برای تحلیل آن می‌پردازیم. در پژوهش حاضر با پذیرش نتایج مطالعات پیشین مبنی بر اثر سررسید، حجم معامله و تعداد موقعیت‌های باز بر نوسانات، به آزمون اثر آنها در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی در بازار کالای ایران می‌پردازیم.

جهت انجام آزمون مذکور، دو رویکرد متمایز را بکار می‌گیریم. در رویکرد اول پیرو هربرت (۱۹۹۵) و سرلتیس (۱۹۹۲) هر یک از قراردادها را به طور جداگانه تحلیل می‌کنیم. مدل به کار رفته برای تحلیل جداگانه قراردادها به شرح زیر است:

$$S_t = \beta_0 + \beta_1 m_t + \beta_2 v_t + \beta_3 o_t + \varepsilon_t (1)$$

m_t متغیر سررسید و یک شمارشگر کاهنده ساده است که از تعداد مشاهدات مربوط به هر قرارداد شروع شده و با رسیدن به عدد یک پایان می‌یابد؛v_tمتغیر حجم معامله و برابر با تعداد معاملات روزانه یک قرارداد مشخص است؛o_tمتغیر تعداد موقعیت‌های باز است که به عنوان تفاضل تعداد قراردادهای تسویه نشده در پایان دو روز معاملاتی متوالی در نظر گرفته می‌شود. لازم به ذکر است، از آنجا که معامله‌گران در بازار کالای ایران به تغییر تعداد موقعیت‌های باز طی دو روز متوالی توجه بیشتری دارند

Archive of SID

www.SID.ir

و آن را نشانه‌ای از میزان توجه بازار قلمداد می‌کنند؛ لذا در این پژوهش از تفاضل تعداد موقعیت‌های باز استفاده می‌شود.ε_tجز اخلال رگرسیون وS_t معیار نوسان‌پذیری محاسبه شده بر اساس فرمول زیر است:

$$S_t = \frac{[\ln(H_t) - \ln(L_t)]^2}{4\ln 2} \qquad (2)$$

که H_tبالاترین قیمت و L_tپایین‌ترین قیمت روزtاست.به منظور تخمین مدل (۱) از رگرسیون حداقل مربعات معمولی[۳۳](OLS) استفاده می‌نماییم. فروض کلاسیک در نتایج تخمین‌ها بررسی شده و در صورت نقض هر یک از فروض، اصلاح مورد نیاز اعمال می‌شود.پیشازتخمینمدل‌هایفوق، باید مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد.در این پژوهش به دلیل تعدد سری‌های زمانی مورد بررسی، از آزمون هم‌انباشتگی انگل- گرانجر[۳۴] برای بررسی مانایی[۳۵] پسماندها استفاده می‌شود؛ که در صورت مانایی پسماندها، مدل‌های برآوردی معتبر بوده یا به عبارتی کاذب نمی‌باشند.

رویکرد دوم،تحلیل سری زمانی مشاهدات کلیه قراردادها در دوره زمانی مورد مطالعه بر اساس تحقیق بسمبیندر و سگوین (۱۹۹۳) می‌باشد که مدل آن بدین شرح است:

$$S_t = \beta_0 + \sum_{l=1}^{n} \beta_{1l} S_{t-l} + \sum_{i=0}^{p} \beta_{2i} V_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{3j} O_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (3)$$

متغیرهای این مدل همانند متغیرهای مدل (۱) تعریف می‌شوند. در این رویکرد بر خلاف تحلیل جداگانه قراردادها، نمی‌توان متغیر سررسید را لحاظ کرد.مدل تصریح شده فوق به روش خود رگرسیونی و توزیع با وقفه(ARDL)برآورد می‌گردد.

تخمین‌های روش (ARDL)، به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درونزایی، کارا هستند. همچنین با انجام این روش می‌توان تحلیل‌های اقتصادی را در دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت انجام داد (قلی‌زاده و کمیاب، ۱۳۸۷). به همین دلیل در مطالعه حاضر مدل فوق را بکار بردهو برای انجام تخمین مذکور از نرم‌افزار مایکروفیت[۳۶] ۴,۱ استفاده می‌شود. این نرم‌افزار معادله را برای تمام حالات و برای کلیه ترکیبات ممکن مقادیر، یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار(mحداکثر تعداد وقفه و kتعداد متغیرهای توضیحی است) برآورد می‌کند(اعظم‌زاده‌شورکیوخلیلیان، ۱۳۸۹). در این پژوهش حداکثر وقفه، ۵ در نظرگرفته و با توجه به تعداد بالای مشاهدات از معیار شوارز- بیزین[۳۷]برای تخمین رابطه کوتاه‌مدت استفاده می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

گام دوم در تخمین مدل (۳) بررسی وجود رابطه بلندمدت است. پیش از بحث در این خصوص، لازم است از وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای موجود اطمینان حاصل شود، زیرا برای آن که الگوی پویای خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی به سمت تعادل بلندمدت گرایش داشته باشد، باید مجموع ضرایب با وقفه‌ی (n تعداد وقفه) متغیر وابسته در الگوی پویای برآوردی کوچک‌تر از یک باشد. بنابراین برای آزمون وجود هم‌انباشتگی در الگوی خود بازگشت وقفه‌ی توزیعی، آزمون فرضیه زیر لازم است:

$$\begin{cases} H_0: \sum_{l=1}^{n} \beta_{l1} - 1 > 0 \\ H_1: \sum_{l=1}^{n} \beta_{l1} - 1 < 0 \end{cases}$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{l=1}^{n} \beta_{l1} - 1}{\sum_{l=1}^{n} SE_{\beta_{l1}}} \qquad (4)$$

که در آن $SE_{\beta_{l1}}$ انحراف معیار متغیر وابسته در وقفه‌ی l ام است. مقدار آماره رابطه‌ی (۴) با کمیت بحرانی بنرجی، دولادو و مستر[۳۸] (۱۹۹۲) ، مقایسه می‌شود. چنانچه مقدار آماره‌ی t به دست آمده بزرگ‌تر از مقدار بحرانی باشد، فرضیه‌ی H_0 (عدم وجود هم‌انباشتگی) رد شده و وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت تایید می‌شود. پس با رد فرضیه‌ی H_0، می‌توان به بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگو پرداخت (ابونوری و خانعلی‌پور، ۱۳۸۸).

در نهایت متغیرهای مدل می‌توانند با هم‌انباشته باشند، اما این امکان وجود دارد که در کوتاه‌مدت عدم تعادلی بین آنها موجود باشد. بنابراین، می‌توان جمله‌ی خطا را به عنوان «خطای تعادل»[۳۹] به حساب آورد. این خطا برای پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت متغیر وابسته با مقدار تعادلی بلندمدت آن مورد استفاده قرار می‌گیرد.بدین منظور، می‌توان از مدل تصحیح خطا(ECM)[۴۰] استفاده نمود. مقدار عددی جزء تصحیح خطا نشانگر این است که چه میزان از انحراف و عدم تعادل متغیر وابسته در یک دوره، در دوره‌ی بعد اصلاح می‌شود. هرچه این مقدار بزرگ‌تر باشد، سرعت تعدیل و بازگشت به مسیر بلندمدت تعادلی بیشتر خواهد بود (صادقی شاهدانی و همکاران، ۱۳۸۸).

لازم به ذکر است که به منظور وزن‌دهی به متغیرها در هر دو رویکرد،نوسان محاسبه شده را در ۱۰۰۰۰ ضرب نموده، متغیرحجم معامله و تعداد موقعیت‌های بازرا در واحدهای ۱۰۰۰۰ قراردادی و متغیر سررسید را در واحدهای ۱۰ روزه اندازه‌گیری می‌کنیم.

Archive of SID

www.SID.ir

داده‌های پژوهش حاضر از آمار معاملات روزانه قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مبادله شده در بورس کالای ایران استخراج شده است. تعداد قراردادهای سررسید شده تا مهر ماه ۱۳۹۱، ۲۷ قرارداد می‌باشد که تا پایان سال ۱۳۹۰ این قراردادها با سررسید ماه‌های زوج و بعد از آن برای کلیه ماه‌ها موجود می‌باشد. متغیر حجم معامله برای هر قرارداد، تعداد معاملات روزانه است. متغیر تعداد موقعیت‌های باز نیز به عنوان تفاضل تعداد قراردادهای تسویه نشده در پایان دو روز معاملاتی متوالی در نظر گرفته می‌شود. ذکر این نکته ضروری است که در تمامی این مطالعه منظور از متغیر تعداد موقعیت‌های باز، مفهوم فوق است. بالاترین و پایین‌ترین قیمت‌های هر روز معاملاتی برای محاسبه نوسان استخراج می‌شوند. متغیر سررسید نیز یک شمارشگر کاهنده ساده است. برای تحلیل قرارداد به قرارداد برخلاف هربرت (۱۹۹۵) که تنها مشاهدات آخرین ماه تا سررسید را بکار برد و سرلتیس (۱۹۹۲) که تمامی مشاهدات را برای هر قرارداد بکار برد، ما از داده‌های دو ماه آخر هر قرارداد مطابق با مطالعه ریپل و موسی (۲۰۰۹) استفاده می‌کنیم؛ زیرا در مطالعه‌ی هربرت(۱۹۹۵) متوسط تعداد مطالعات اندک و در مطالعه سرلتیس (۱۹۹۲) مشاهدات نخستین روزهای معاملات نیز وارد می‌شوند در حالیکه اغلب فعالیت معاملاتی اندکی وجود دارد.

برای تحلیل سری زمانی با متصل کردن داده‌های ۲۷ قرارداد به شیوه‌ای که در ادامه توضیح داده خواهد شد ۹۵۳ مشاهده در طول چهار سال حاصل می‌شود.در رویکرد دوم مشاهدات هر یک از ۲۷ قرارداد را به ترتیب سررسید به هم متصل کرده تا سری زمانی‌ای از متغیرها در طول چهار سال از ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ حاصل شود. همانطور که به سررسید یک قرارداد نزدیک می‌شویم توجه سرمایه‌گذاران از قرارداد با نزدیک‌ترین سررسید به قرارداد بعدی با سررسید دورترانتقال می‌یابد به طوری که مشاهده می‌شود حجم معامله و تعداد موقعیت‌های باز چند روز قبل از آخرین روز معامله به اوج می‌رسند و با انتقال توجه بازار به قرارداد با سررسید بعدی، کاهش می‌یابند. لازم به ذکر است که آخرین روز معاملاتی برای قرارداد آتی سکه بهار آزادی در بورس کالای ایران ، روز بیست و پنجم ماه سررسید است.با توجه به مطالب گفته شده برای ایجاد یک سری‌زمانی از مشاهدات کلیه قراردادها بدین نحو عمل می‌نماییم که هر زمان هم حجم معامله و هم تعداد موقعیت‌های باز برای قرارداد بعدی بیشتر از قرارداد با نزدیک‌ترین سررسید شد، داده‌های قرارداد بعدی را وارد می‌کنیم. این متدولوژی از بکارگیری مشاهدات نزدیک به تاریخ سررسید که کاهش و بی‌ثباتیدائمی توجه بازار را بیان می‌کنند، جلوگیری می‌کند.

Archive of SID

www.SID.ir

۴- فرضیه‌های پژوهش

فرضیه یک: بین سررسید و نوسانات قیمت قراردادهای آتی سکه طلا رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه دو: بین حجم معامله و نوسانات قیمت قراردادهای آتی سکه طلا رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه سه: بین تعداد موقعیت‌های باز و نوسانات قیمت قراردادهای آتی سکه طلا رابطه معناداری وجود دارد.

۵- نتایج پژوهش

تحلیل جداگانه قراردادها

نتایج آزمون هم‌انباشتگی انگل- گرانجر برای بررسی مانایی، حاکی از مانا بودن پسماندهای کلیه تخمین‌ها بود.جدول یک نتایج تخمین مدل (۱) برای ۲۷ قرارداد مورد بررسی را نشان می‌دهد. متغیر سررسید در ۶ قرارداد از ۲۷ قراردادمعنی‌دار و در ۵مورد آنها علامت، مطابق با عمده مطالعات گذشته منفی است. ضریب متغیر حجم معامله در ۱۸ قرارداد معنی‌دار و علامت آن طبق انتظار مثبت است. ضریب متغیر تعداد موقعیت‌های باز نیز در ۳ قرارداد معنی‌دار و علامت ۲ قرارداد از آنها طبق انتظار منفی است. متوسط ضریب تعیین تعدیل شده برای کلیه قراردادها ۳۶ درصد می‌باشد. با تحلیل جداگانه قراردادها درمی‌یابیم تنها متغیر توضیح دهنده نوسانات قیمت قرارداهای آتی سکه طلا، حجم معامله است که در۶۷ درصد تخمین‌ها معنی‌دار بوده است؛ درحالیکه متغیر سررسید و تعداد موقعیت‌های باز اگرچه در بیشتر موارد با علامت مورد انتظار ظاهر شده‌اند؛ اما نقش معناداری را در این زمینه ایفا نمی‌کنند.

جدول ۱- نتایج تحلیل جداگانه قراردادها

قرارداد	سررسید		حجم معامله		تعداد موقعیت‌های باز		$\bar{R}^2$
	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	
دی۸۷	۰,۰۱۷	۰,۸۳۳	۲۹,۹	۰,۷۹۷	۲,۹۰-	۰,۹۶۷	۰,۰۰۸
اسفند۸۷	-۰,۱۰۷	۰,۶۹۹	-۱۷,۲۴	۰,۷۹۵	۴۱,۷۷	۰,۶۱۷	۰,۳۲
اردیبهشت۸۸	۰,۰۰۹	۰,۸۱۹	۷,۱۹	۰,۱	-۵,۱۶	۰,۴۳۸	۰,۲۱
تیر۸۸	-۰,۰۷	۰,۱۲۷	۱۰,۲۷	۰,۰۴۷	۱۲,۰۸	۰,۱۱	۰,۱۴
شهریور۸۸	۰,۰۱۱	۰,۰۳۲	-۱,۵۳	۰,۲۹۶	-۱,۵۳	۰,۲۹۶	۰,۵۴
آبان۸۸	-۰,۱۴	۰,۵۳۳	۱۹,۳۶	۰,۳۲	-۳۱,۶	۰,۲۶۵	۰,۱۴
دی۸۸	۰,۳۹	۰,۳۱۶	۳۴,۳	۰,۱۰۳	-۰,۷۰۸	۰,۹۷۷	۰,۲۶
اسفند۸۸	۰,۱۳۳	۰,۴۱۲	۷,۵۱	۰,۰۷۴	-۹,۱۹	۰,۲۲۸	۰,۳۲
اردیبهشت۸۹	-۰,۱۰۸	۰,۰۱۲	۴,۶۵	۰,۱۵۱	۰,۱۴۵	۰,۹۶۱	۰,۳۱
تیر۸۹	-۰,۰۲۳	۰,۷۹۹	۱۴,۸	۰	-۴,۰۹	۰,۵۷۶	۰,۴۲

Archive of SID

www.SID.ir

قرارداد	سررسید		حجم معامله		تعداد موقعیت‌های باز		$\bar{R}^2$
	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	
شهریور۸۹	-۰,۰۵	۰,۰۴۹	۸,۶۷	۰	۱,۹۶	۰,۲۹۲	۰,۷۴
آبان۸۹	-۰,۱۶۹	۰,۲۳۵	۱۱,۸	۰,۰۰۰۲	۱,۷۹	۰,۷۸۲	۰,۴۷
دی۸۹	-۰,۰۱۴	۰,۶۳۹	۱,۹۷	۰,۳۴۱	-۰,۲۹۳	۰,۹۱۵	۰,۰۸
اسفند۸۹	-۰,۲۶۹	۰	۳۳,۳	۰	۳۲,۶	۰	۰,۷۰
اردیبهشت۹۰	-۰,۰۹۳	۰,۵۶۴	۶,۳۵	۰,۰۱۶	۸,۵۳	۰,۳۰۲	۰,۲۵
تیر۹۰	-۰,۳۶۱	۰,۰۵۵	۱۴,۳	۰,۰۰۰۲	-۱۶,۱۴	۰,۰۲۱	۰,۴۲
شهریور۹۰	-۰,۴۵۴	۰,۰۰۳	۸,۳۷	۰,۰۳۵	۱۳,۳۳	۰,۱۵۲	۰,۲۵
آبان۹۰	۰,۰۴۷	۰,۶۹	۱۸,۰۵	۰	۹,۱۷	۰,۱۴	۰,۵۸
دی۹۰	۰,۳۱	۰,۳۵	۱۵,۹۳	۰	-۶,۶۷	۰,۵۹۷	۰,۴۵
اسفند۹۰	-۱,۴۲	۰,۲۱۳	۷۳,۹	۰,۰۰۸	۱۹,۳	۰,۴۰۵	۰,۵۵
فروردین۹۱	۰,۲۲۹	۰,۴۷	۳۰۸,۶	۰	-۱۶۰,۸	۰,۴۱۳	۰,۴۳
اریبهشت۹۱	۰,۰۳۸	۰,۸۹۶	۶۳,۲	۰,۰۰۰۱	-۴۳	۰,۳۲۲	۰,۳۷
خرداد۹۱	۰,۲۰۶	۰,۳۸۱	۶۷,۹	۰,۰۰۹	۳,۵۲	۰,۹۷۳	۰,۱۷
تیر۹۱	-۰,۴۳	۰,۲۹۴	۳,۲۶	۰,۰۰۹	-۳,۴۹	۰,۷۷۵	۰,۱۳
مرداد۹۱	۰,۱۲۱	۰,۴۰۵	۱۷۵	۰,۰۰۳	۱,۰۸	۰,۹۸۸	۰,۴۵
شهریور۹۱	-۰,۳۵۲	۰,۱۷۱	۲,۶۵	۰	-۱۷,۹	۰,۰۷۳	۰,۴۱
مهر۹۱	-۱,۱۹	۰,۰۱۶	۹۸,۹	۰,۰۰۰۴	-۳۰,۸	۰,۰۲	۰,۵۴

منبع: یافته‌های تحقیق

تحلیل سری زمانی کل دوره زمانی نمونه

برای تحلیل سری زمانی کل دوره نمونه، ابتدا لازم است مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. برای این امر از آزمون مانایی دیکی فولر[۴۱] افزوده استفاده می‌شود؛ که نتایج بیانگر مانایی کلیه‌ی متغیرها بود.

برای تخمین مدل (۳)، نرم افزار مایکروفیت با تعیین حداکثر ۵ وقفه، مدل ARDL(3,3,2)را مطابق معیار شوارز- بیزین به عنوان بهترین مدل برآوردی کوتاه‌مدت انتخاب می‌کند که این مدل در جدول ۲ ارائه گردیده است. همانطور که مشاهده می‌شود به جز حجم معامله دو روز گذشته و تفاضل تعداد موقعیت‌های باز روز گذشته، بقیه ضرایب معنادار می باشند. در مجموع اثر حجم معامله برابر ۰,۰۹۸ و اثر تعداد موقعیت‌های باز برابر ۱,۶۳- و علامت هر دو متغیر طبق انتظار است. ضریب تعیین ۳۲,۵ درصد و ضریب تعیین تعدیل‌شده معادل ۳۱,۸ درصد است. مقدار آماره $\chi^2(1)$نیز نشان دهنده عدم وجود همبستگی پیاپی می‌باشد.

Archive of SID

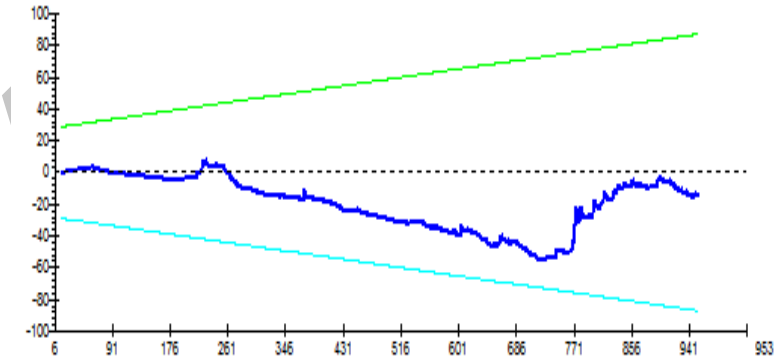
www.SID.ir

در گام بعدی پایداری ضرایب برآورد شده طی دوره مورد مطالعه را با آزمون CUSUM بررسی می‌کنیم. همانطور که نمودار یک نشان می‌دهد نتایج آزمون، نشان‌دهنده عدم وجود شکست ساختاری در مدل مورد بررسی است.

جدول۲- نتایج مدل ARDL(3,3,2)

ضرایب	مقدار برآوردی	آماره t
0β	۰,۰۳۲	۴,۰۳
11β	۰,۱۶۴	۵,۳۲
12β	۰,۱۴۵	۴,۶۹
13β	۰,۲۹۲	۹,۵۵
20β	۰,۵۰۴	۹,۵۶
21β	-۰,۱۴۵	-۲,۶۰
22β	۰,۰۵۴	۰,۹۷۷
23β	-۰,۳۱۵	-۶,۰۴
30β	-۰,۵۷۵	-۲,۹۶
31β	-۰,۳۶۲	-۱,۸۴
32β	-۰,۶۹۶	-۳,۵۰
۲R	۰,۳۲۵	
۲Adj.R	۰,۳۱۸	
SE	۰,۱۹۲	
SD	۲,۱۱	

SD بیانگر آماره آزمون $\chi^2(1)$برای همبستگی پیاپی است. منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار ۱. آزمون پایداری ضرایب (CUSUM)

Archive of SID
www.SID.ir

حال به آزمون وجود هم‌انباشتگی می‌پردازیم. مقدار آماره t مورد نظر برابر ۴,۳۱- می‌شودو از عدد ۳,۸۶-که مقدار بحرانی بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۰ درصد است بیشتر می‌باشد؛ در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود. پس از تایید وجود رابطه بلندمدت حال نوبت به تخمین آن می‌رسد که نتایج در جدول (۳) آمده است. هر دو متغیر حجم معامله و تعداد موقعیت‌های باز در سطح ۹۵ درصد معنادار و علامت آنها مطابق با مبانیتئوریک می‌باشد. وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسانات کوتاه‌مدت را به نوسانات بلندمدت متغیر ارتباط می‌دهد (پیری و صبوحی،۱۳۸۶). نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا در جدول (۴) نشان می‌دهد نوسانات قیمت قراردادهای آتی سکه طلا در کوتاه‌مدت با تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل رابطه معناداری دارد. نتایج گویای آن است که ضریب جمله تصحیح خطا (ECT_{t-i}) معنی‌دار بوده و علامت مورد انتظار (منفی) را نشان می‌دهد. مقدار این ضریب ۰,۴ و نشان‌دهنده آن است که ۴۰ درصد از عدم تعادل متغیر وابسته پس از گذشت یک روز از بین رفته است.

جدول ۳- نتایج تخمین بلندمدت مدل (۳)

متغیرها	ضرایب	آماره t
c	۰,۰۸	۴,۳۱
حجم معامله	۰,۲۵	۳,۱۱
تعداد موقعیت‌های باز	-۴,۱	-۴,۷۵

منبع: یافته‌های تحقیق

در نهایت از نتایج تحلیل‌های آماری انجام شده می‌توان دریافت که اثر سررسید برخلاف برخی مطالعات پیشین اثر معناداری بر نوسانات قیمت قراردادهای آتی سکه طلا ندارد. حال آنکه اثر متغیرهای حجم معامله و تعداد موقعیت‌های باز معنادار بوده و افزایش آنها به ترتیب باعث افزایش و کاهش نوسانات قیمت می‌شود و بالعکس. با توجه به ادبیات پژوهش می‌توان علت عدم معنی‌داری سررسید را حضور متغیر تعداد موقعیت‌های باز در مدل مورد بررسی قلمداد کرد. زیرا با نزدیک شدن به تاریخ سررسید تعداد موقعیت‌های باز کاهش یافته و منجر به افزایش نوسانات می‌گردد که همین امر باعث جذب اثر سررسید می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۴- نتایج آزمون تصحیح خطا (ECM)

متغیرها	ضرایب	آماره t
تفاضل مرتبه اول عرض از مبدا	۰,۰۳۲	۴,۰۳
تفاضل مرتبه اول نوسانات با یک وقفه	-۰,۴۳	-۱۱,۵۷
تفاضل مرتبه اول نوسانات با دو وقفه	-۰,۲۹	-۹,۵۵
تفاضل مرتبه اول حجم معامله	۰,۵۰	۹,۵۶
تفاضل مرتبه اول حجم معامله با یک وقفه	۰,۲۶	۴,۴۳
تفاضل مرتبه اول حجم معامله با دو وقفه	۰,۳۱	۶,۰۴
تفاضل مرتبه اول تعداد موقعیت‌های باز	-۰,۵۷	-۲,۹۶
تفاضل مرتبه اول تعداد موقعیت‌های باز با یک وقفه	۰,۶۹	۳,۵
جزء تصحیح خطا	-۰,۴۰	-۱۰,۳۴
R^2	۰,۴۹	
$Adj.R^2$	۰,۴۸۵	
F	۱۱۲,۹۶	

منبع: یافته‌های تحقیق

۶- نتیجه‌گیری و بحث

در این پژوهش اثر سررسید، حجم معامله و تعداد موقعیت‌های باز بر نوسانات قیمت قراردادهای آتی سکه طلا در بازار کالای ایران با دو رویکرد متمایز مورد بررسی قرارگرفته است. در رویکرد اول اثر سه متغیر فوق بر متغیر وابسته در هر یک از ۲۷ قرارداد موجود به طور جداگانه بررسی می‌شود. نتایج حاصل از آن نشان می‌دهد که در بیشتر قراردادها علامت متغیرها در راستای عمده مطالعات گذشته است؛ اما حجم معامله تنها متغیر اثرگذار بر نوسانات می‌باشد. در رویکرد دوم با استفاده از مشاهدات سری زمانی کل دوره نمونه و بکارگیری روش ARDL، رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل (۳) برآورد شد. نتایج حاکی از اثر مثبت و معنی‌دار حجم معامله و اثر منفی و معنی‌دار تعداد موقعیت‌های باز بر نوسانات است. این نتیجه مطابق با یافته مطالعات بسمبیندر و سگوین (۱۹۹۳) و ریپل و موسی (۲۰۰۹) است. همچنین مطابق با یافته‌ی ریپل و موسی (۲۰۰۹) که اثر حجم معامله را بزرگتر از اثر تعداد موقعیت‌های باز یافتند؛ در این مطالعه اثر حجم معامله هم در تخمین رابطه کوتاه‌مدت و هم در رابطه بلندمدت چشمگیرتر از اثرتعداد موقعیت‌های باز است. این امر می‌تواند نشان‌دهنده اهمیت متغیر حجم معامله برای سرمایه‌گذاران بازار آتی سکه طلا باشد.در کل می‌توان چنین نتیجه گرفت که اثر سررسید ساموئلسون، همچنان که در مطالعات اخیر نیز بدان اشاره شده، نقش معناداری در توضیح

Archive of SID

www.SID.ir

دهندگی نوسانات قیمت قراردادهای آتی ایفا نمی‌کند. و تایید صحت اثر آن در برخی مطالعات گذشته می‌تواند به سبب عدم حضور سایر متغیرهای تاثیرگذار، همچون حجم معامله و تعداد موقعیت‌های باز باشد. همچنین مطابق با مطالعات گذشته حجم معامله و تعداد موقعیت‌های باز، دو متغیر با اثر معنی‌دار بر نوسانات هستند. درنهایت می‌توان دریافت که هرچه به تاریخ سررسید نزدیک‌تر می‌شویم با کاهش تعداد موقعیت‌های باز و افزایش حجم معاملات، نوسانات افزایش یافته و ورود به بازار و انعقاد قرارداد جدید متحمل پذیرش ریسک بیشتری است در نتیجه به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود با احتیاط بیشتری تصمیم‌گیری نمایند.

در خاتمه اضافه می‌شود از آنجا که قدرت توضیح دهندگی مدل نشان می‌دهد این دو متغیر به تنهایی قادر به توضیح کامل نوسانات نیستند، انجام مطالعاتی در راستای یافتن سایر متغیرهای تاثیرگذار بر نوسانات ضروری می‌نماید؛امری که در این مطالعه با محدودیت عدم وجود آرشیو قابل اتکایی از قیمت نقد سکه طلا برای بررسی اثر آن مواجه گردید.چندین محدودیت دیگر نیزبر نتایج پژوهش حاضر اثرگذار بوده‌اند که از جمله آنها می‌توان به وجود دامنه‌ی نوسان برای قیمت‌های روزانه قراردادهای آتی اشاره نمود. تا اواسط سال ۱۳۹۰ دامنه نوسان قراردادهای آتی سکه در بورس کالای ایران ۳ درصد بود و پس از آن به ۵ درصد افزایش یافت. بدیهی است وجود دامنه نوسان به همراه تغییرات زیاد وجه تضمین اولیه، موانع جدی برای نوسان قیمت در بازار آتی و استفاده از اهرم در این بازار به شمار می‌روند. این در حالی است که نه تنها هیچ‌گونه محدودیتی برای نوسان قیمت سکه در بازار نقدی وجود ندارد بلکه با توجه به شرایط سیاسی و اقتصادی کشور بسیار پرنوسان می‌باشد.

فهرست منابع

* ابونوری، اسمعیل و امیر خانعلی‌پور، (۱۳۸۸)، آیا نااطمینانی حاصل از نوسانات قیمت نفت خام بر عرضه‌ی آن موثر است؟ کاربردی از GARCHو ARDL، مجله تحقیقات اقتصادی، ۹۱: ۲۱۹-۲۴۶.
* اعظم‌زاده شورکی، مهدی و صادق خلیلیان، (۱۳۸۹)، بررسی اثر سیاست‌های پولی بر قیمت غذا در ایران، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، ۲ (۲۴): ۱۷۷-۱۸۴.
* پیری، مهدی و محمود صبوحی، (۱۳۸۶)، بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر قیمت صادراتی محصولات کشاورزی مطالعه موردی زعفران ایران، ارائه شده در ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، مشهد.

Archive of SID

www.SID.ir

* صادقی شاهدانی، مهدی، کامران ندری و وهاب قلیچ، (۱۳۸۸)، اثرات نقش حاکمیتی و تصدی‌گری دولت در اقتصاد بر توزیع درآمد به روش ARDL: مطالعه‌ی موردی ایران،فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) ، ۶ (۴): ۷۳-۱۰۰.
* علی‌احمدی، سعید و مجید احمدلو، (۱۳۹۰)، پیش بینی قیمت قراردادهای آتی سکه طلا با استفاده از مدل آریما در بورس کالای ایران، مجله دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۹: ۶۱-۷۴.
* قلی‌زاده، علی‌اکبر و بهناز کمیاب، (۱۳۸۷)، بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود در ایران، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۵ (۳): ۴۹-۷۷.
* محمدی، شاپور و همکاران، (۱۳۸۸)، مدل‌سازی نوسان در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات مالی، ۱۱ (۲۷): ۹۷-۱۱۰.
* Alexander, C., (1999). Risk Management and Analysis:Measuring and Modelling Financial Risk. Volume 1. NewYork: John Wiley and Sons.
* Bessembinder, H., & Seguin, P. J. (1993). Price volatility, trading volume, and market depth: Evidence from futures markets. Journal ofFinancial and Quantitative Analysis, 28, 21–39.
* Anderson, R. W. (1985). Some determinants of the volatility of futures prices. Journal of Futures Markets, 5, 331–348.
* Herbert, J. H. (1995). Trading volume, maturity and natural gas futures price volatility. Energy Economics, 17, 293–299.
* Kenyon, D., Kenneth, K., Jordan, J., Seale, W., & McCabe, N. (1987). Factors affecting agricultural futures price variance. Journal of Futures Markets, 7, 73–91.
* Garman, M. B., & Klass, M. (1980). On the estimation of security volatilities from historical data. Journal of Business, 53, 67–78.
* Parkinson, M. (1980). The extreme value method for estimating the variance of the rate of return. Journal of Business, 53, 61–65.
* Samuelson, P. A. (1965). Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. Industrial Management Review, 6, 41–49.
* Serletis, A. (1992). Maturity effects in energy futures.Energy Economics, 150–157 April.
* Ripple, R. D., & Moosa, A. I. (2009). The effect of maturity, trading volume, and open interest on crude oil futures price range-based volatility. Global Finance Journal, 20, 209-219.
* Chan, C. C., & Fong, W. M. (2006). Realized volatility and transactions. Journal of Banking and Finance, 30, 2063–2085.
* Fung, H. G., & Patterson, G. A. (1999). The dynamic relationship of volatility, volume, and market depth in currency futures markets. Journal of International Financial Markets, Institution and Money, 9, 33–59.

Archive of SID
www.SID.ir

* Jones, C., Kaul, G., & Lipson, M. (1994). Transactions, volume and volatility. Review of Financial Studies, 7, 631–652.
* Kyle, A. S. (1985). Continuous auctions and insider trading. Econometrica, 53, 1315–1335.
* Xu, X. E., & Wu, C. (1999). The intraday relation between return volatility transactions and volume. International Review of Economics and Finance, 8, 375–397.
* Kao, E. H., & Fung, H. G. (2012). Intraday trading activities and volatility in round-the-clock futures markets. International Review of Economics and Finance , 21, 195-209.
* Bjursell, J., Frino, A., Tse, Y., & Wang, G. H. K. (2010). Volatility and trading activity following changes in the size of futures contracts. Journal of Empirical Finance, 17, 967-980.
* Bhargava, V., & Mlhotra, D. K. (2007). The relationship between futures trading activity and exchange rate volatility, revisited. Journal of Multinational Financial Management, 17, 95-111.
* Daal, E., Farhat, J., & Wei, P. P. (2006). Does futures exhibit maturity effect? New evidence from an extensive set of US and foreign futures contracts. Review of Financial Economics, 15, 113-128

یادداشت‌ها

[1] Hedging
[2]Bhargava & Malhotra
[3]Margin
[4] Delivery Date
[5] Hedging Strategies
[6] Option
[7]Daal
[8] Maturity
[9] Trading Volume
[10] Open Interest
[11] Future
[12] Samuelson
[13] Anderson
[14] Kenyon
[15]Jones
[16] Xu & Wu
[17] Chan & Fong
[18]Bjursell
[19] London International Financial Futures Exchange
[20] Sydney Futures Exchange
[21]Kao & Fung
[22] Serletis
[23]NYMEX
[24] Parkinson
[25] Garman & Klass

Archive of SID

www.SID.ir

[26] High and Low prices
[27] Herbert
[28]Near-month
[29]Kyle
[30] Bessembinder & Seguin
[31]Patterson & Fung
[32]Ripple & Moosa
[33]Ordinary Lesat Square
[34]Engle-Granger
[35]Stationary
[36]Microfit 4.1
[37]Schwarz-Bayesian Criterion
[38]Banerjee, Dolado and Mestre
[39]Equilibrium Error
[40]Error Correction Mechanism (Model)
[41]Augmented Dickey- Fuller

Archive of SID

www.SID.ir