Archive of SID

مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره سی‌وششم / پائیز ۱۳۹۷

تغییرات نوسانات ریز ساختار بازار سهام ایران توسط برجام

پریناز جلا[۱]

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۱/۲۹ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۳/۰۳

چکیده

در سال های اخیر در ایران معاملات با فرکانس بالا مورد توجه تحلیل گران مالی قرار گرفته است و کار با این داده ها مستلزم روش های خاص به دلیل وجود اختلالات ریز ساختار می باشد. در این پژوهش هدف بررسی نوسانات ریزساختار بازار ایران با توجه به قرارداد برجام در ماه های می تا اکتبر سالهای ۲۰۱۴-۲۰۱۶ میلادی به صورت کوتاه مدت است. به این منظور از اطلاعات مربوط به شاخص کل، شاخص های بانک، سرمایه گذاری نفت، سرمایه گذاری صنعت پتروشیمی و خودرو که از جمله مهم ترین شاخص ها در ایران تلقی می شوند، استفاده شده است. برای برآورد ماتریس کوواریانس نوسانات از روش "از پیش متوسط گیری" به منظور کنترل اثر اختلالات ریز ساختار و روش "هایاشی یوشی" به منظور همزمان سازی اطلاعات شاخص ها استفاده شد. همچنین جهش های قیمتی به منظور برآورگری دقیق تر حذف گردید. بررسی نوسانات روزانه و مقایسه آنها بیانگر ایجاد تغییرات مثبت برجام در نوسانات شاخص کل، بانک و سرمایه گذاری صنعت نفت بود. از سوی دیگر شاخص های سرمایه گذاری صنعت پتروشیمی و خودرو چندان تحت تاثیر برجام نبودند. در انتها نیز به منظور پیش بینی نوسانات، مدل های سری زمانی بر اساس نوسانات روزانه شاخص ها ارائه شده است.

واژه‌های کلیدی: اختلالات ریز ساختار، برجام، نوسانات، از پیش متوسط گیری، جهش.

۱- کارشناسی ارشد مهندسی مالی، دانشکده مهندسی، دانشگاه علم و فرهنگ، تهران، ایران. parinazjala@yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

در دهه اخیر، ایران به دلیل فعالیت‌های هسته‌ای دچار تحریم‌های یک طرفه از سوی شورای امنیت سازمان ملل متحد و کشورهای پیشرفته شد و بازار داخلی ایران به شدت تحت تأثیر منفی این تحریم ها قرار گرفت. این تحریم ها در زمینه هایی چون شاخص های انرژی شامل تولید و استخراج نفت، خرید بنزین، معاملات با بانک های ایران و خودرو بود (کاتزمَن و کِر، ۲۰۱۷). اما بر اساس مذاکرات فراوان صورت گرفته بین ایران و P5+1 (چین، روسیه، فرانسه، بریتانیای کبیر، آلمان و ایالات متحده آمریکا) و با هماهنگی اتحادیه اروپا و سازمان ملل متحد، بالاخره در ۱۴ جولای ۲۰۱۵، دو طرف به توافقی تحت عنوان برنامه جامع اقدام مشترک (برجام) (Joint Comprehensive Plan of Action) دست یافتند. بر اساس این توافق نامه مقرر شد تحریم های وضع شده علیه ایران، بر اساس یک برنامه زمانبندی شده مشخص تعلیق و یا برداشته شود (JCPOA, 2015).

اولین تأثیرات این توافق نامه در بخش صادرات نفت بود که یکی از اصلی ترین منابع در آمد ایران است. پس از برجام، بر اساس آخرین گزارش سازمان بین المللی انرژی[1]، در اواسط سال ۲۰۱۶ ایران تولیدات و صادرات نفت خود را به طور چشم گیری افزایش داد (رفیعی سخایی، برآزنده، موسوی، فکری و باستانی، ۲۰۱۶). اما در دیگر بخش ها، تاثیر این تحریم به راحتی قابل اندازه‌گیری نیست. در بخش صنعت، ایران در طی سال های تحریم بی ثباتی و جهش های قابل توجهی در برخی از صنایع خود تحمل کرده است، به عنوان مثال به طور ناگهانی در طی یک سال قیمت خودرو در ایران دو برابر شد. اما بعد از برجام، سرمایه‌گذاری های در بخش های مختلف و در صنعت خودرو، فرصت هایی را برای رشد بازار داخلی ایران فراهم کرده است (برآزنده و رفیعی سخایی، ۲۰۱۶). این شواهد نشانه هایی از آنست که برجام توانایی ایجاد اثر در بازار ایران را داشته است، اما وجود یا عدم وجود، میزان، ماهیت و وجوه این تأثیر نیازمند بررسی و مطالعه دقیق در این حوزه است.

علاوه بر این، به نظر می رسد اثر برجام در حوزه مالی رفتاری[2] یکی از مواردی که می تواند مورد توجه قرار گیرد. حوزه و کاربرد مالی رفتاری متمرکز بر اثر پذیری بازار نسبت به محیط و رخدادهای پیرامون، وضعیت جسمانی و روحی افراد معامله گر است (رهنمای رودپشتی و زندی، ۱۳۹۱). در سال های اخیر محققان تغییرات پایه ای را در رفتار سرمایه گذاران متوجه شده اند که این منجر به دوری از فرضیات بازار کارا و حمایت از حوزه مالی رفتاری شده است (ایزاگر، بیسکری و هیدالگو، ۲۰۰۴). حال برجام را با این دید، میتوان یک رویداد در محیط فرض کرد که به عنوان یک رخداد تاثیر گذار در رفتار ذینفعان بازار، موجب رفتارهای هیجانی و جهشی از طرف آنها در

www.SID.ir

Archive of SID

بازار ایران شده است. اثر برجام نه تنها در ایران بلکه در کشورهای غربی بوده است و باعث پذیرش رسمی موقعیت ایران در جوامع بین الملل شده است (رستمی و نادری، ۲۰۱۶). بنابراین با این دیدگاه که برجام یک اثر مالی رفتاری در بازار ایجاد کرده است، میتوان در این پژوهش در نظر گرفت.

همچنین توسعه برنامه ها و سیستم های کامپیوتری قادر به ثبت داده های مالی نظیر قیمت های معاملات و پیشنهاد خرید و فروش به صورت لحظه به لحظه[۳] می باشند که به عنوان تجارت با فرکانس بالا[۴] در جهان شناخته شده است. از این رو، پژوهشگران مالی با توسل به این نوع داده های مالی می توانند مشاهدات خود را به صورت ثانیه ای یکبار، دقیقه ای یکبار یا ساعتی یکبار در یک روزکاری ثبت کنند. به عنوان مثال ممکن است تعداد معاملات یا قیمت های خرید و فروش ثبت شده یک دارایی ۳۰۰ بار در طول روز باشد و عمدتآ اصطلاح تجارت با فرکانس بالا شامل دارایی با نقدشوندگی سریع در بازار است. بنابراین یک پژوهشگر قادر به تجزیه و تحلیل مالی در کوتاه مدت خواهد بود. بایستی به این نکته توجه کرد که داده ها با فرکانس بالا توام با اختلالات ریزساختار[۵] می باشند. در واقع این نوع خطا به دو دلیل عمده ایجاد شده است: ۱) در بازارهای مالی، تغییر در قیمت های معاملات گسسته هستند و به این دلیل که برای حفظ ثبات و قابلیت بازار، تغییرات قیمتی مبادلات مختلف محدود شده می باشد و از سوی دیگر، در بازارهای فعال، برای معامله گران عقلایی تغییرات شدید در قیمتها منطقی نیست. به عنوان یک نتیجه، وقتی تغییرات شدید در قیمت معاملات رخ میدهد باعث گسسته شدن ماهیت داده ها (روند تغییرات قیمت معاملات) می شود و ناگفته نماند که این تغییرات شدید به ندرت رخ میدهند و همانند اثر داده پرت در سری زمانی معمولی هستند (تسای،۲۰۰۵). ۲) در یک بازار دو دسته معامله گر وجود دارد، معامله گرانی که اطلاعات درست و کافی از بازار را در اختیار دارند و دسته دوم معامله گرانی هستند که اطلاعات کافی ندارند و به طور کلی در همه جای بازار اطلاعات به صورت یکسان نیست و یک دارایی با خواص و ویژگی های یکسان با قیمت های متفاوت مورد معامله (از جمله قیمت های خریدوفروش) قرار میگیرد. بنابراین قیمت های ثبت شده را نمی توان قیمت واقعی دانست و محققانی نظیر جاکود قیمت های ثبت شده یا مشاهده شده را قیمت واقعی همراه با خطا تعریف میکنند (اندرسن و بونزونی، ۲۰۰۸).

برای اولین بار زو[۶] (۱۹۹۶) اطلاعاتی را در مورد نرخ ارز با فرکانس بالا جمع آوری نمود و در تجزیه و تحلیل خود متوجه شد این نوع داده ها دارای مسیر پیوسته همانند داده ها با فرکانس پایین[۷] که معمولا به صورت روزانه یا هفتگی و ماهانه جمع آوری شده اند، نمی باشند. او ادعا نمود

www.SID.ir

Archive of SID

تجزیه و تحلیل داده ها با فرکانس بالا بدون در نظر گرفتن اختلالات ریز ساختار موجب یک برآورد غیر قابل اطمینان است.

علاوه بر این، در تجزیه و تحلیل چندین دارایی با فرکانس بالا باید توجه داشت دارایی ها در یک زمان معامله نمی شوند. پس به طور حتم بایستی قبل از تجزیه و تحلیل مالی همسان سازی زمان معاملات بایستی انجام گردد، در غیر این صورت خطا به وجود می آید. "هایاشی یوشیدا[۸]" و "تازه کردن زمان" دو روش عمده شناخته شده به منظور همسان سازی زمان معاملات است. در این مطالعه از روش "هایاشی یوشیدا" استفاده شده است که در ادامه به آن پرداخته می شود. همچنین هنگام ثبت قیمت های مشاهده شده، جهش هایی در نتیجه تغییر ناگهانی قیمت ممکن است رخ دهد. تشخیص جهش ها از اهمیت ویژه ای برخوردار است چرا که در برآورد پراکندگی درجه دوم وزن بیشتری به خود اختصاص میدهند و این امر یک برآورد غیر واقعی با اریبی بیشتر از پراکندگی درجه دوم ارائه خواهد داد (ات-ساهالیا و جاکود، ۲۰۱۴).

به طور کلی در تجزیه و تحلیل داده ها با فرکانس بالا لازم است به مواردی نظیر: اختلالات ریز ساختار، غیر همزمان بودن معاملات و جهش ها توجه شود. سه روش شناخته شده برای برآورد نوسانات بازده دارایی وجود دارد: ۱) روش ترکیب خطی از نوسانات توسط زیرنمونه گیری[۹] (ژانگ، مارکلند و ایت ساهالیا، ۲۰۰۵) که در آن به نوسانات بیش از یک دوره زمانی $\int_0^{T_1} \sigma_t^2\, dt, \int_0^{T_2} \sigma_t^2 dt, \ldots$ در فاصله 0 تا T توجه می شود. در این روش تعدادی زیر شبکه[۱۰] با توجه به زمان های مشاهدات $\mathrm{g} = \{\mathrm{t}_0, \mathrm{t}_1, \ldots, \mathrm{t}_\mathrm{n}\}$ انتخاب می شود که مجموعه این زیر شبکه ها در برگیرنده تمام مشاهدات است، سپس به محاسبه میانگین نوسانات زیرشبکه ها به منظور برآورد نوسانات کل صورت میگیرد. ۲) روش ترکیب خطی توسط اتوکوواریانس که برآورد کِرنل تحقق یافته[۱۱] بر این اساس می باشد (براندورف-نلسن، هانسن، لوند و شفارد، ۲۰۰۸). ۳) روش از پیش متوسط گیری کردن، جاکود و همکارانش (۲۰۰۹) روش فوق الذکر را به منظور کاهش اریبی حاصل از وجود اختلالات ریز ساختار در برآورد نوسانات ارائه دادند. آنها ثابت کردند که برآورد نوسانات مربوط به میانگین دسته های k تایی از قیمت های مشاهده شده Y منجر به رسیدن نوسانات قیمت های واقعی پنهان X با حداقل اریبی می باشد که در اینجا k وابسته به تعداد نمونه ها یا قیمت های مشاهده شده در طول روز است. روش "از پیش متوسط گیری کردن" برای کم کردن اثر بد اختلالات ریز ساختار بسیار متکی به k، که به پنجره از پیش متوسط گیری[۱۲] شناخته می شود، است. در واقع $\bar{Y}_{t_i}$ به عنوان میانگین $Y_{i+j}, j = 0,1, \ldots, k-1$ تعریف شد و اثر منفی واریانس اختلالات ریز ساختار در برآورد نوسانات کاهش خواهد داد. در این مطالعه از روش فوق به منظور برآورد نوسانات ریز ساختار بازار ایران استفاده شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

کیریستنسن و همکارانش (۲۰۱۰) روش متوسط گیری را برای چندین دارایی گسترش دادند و به منظور هماهنگ سازی زمان معاملات از روش هایاشی یوشیدا استفاده کردند و ماتریس نوسانات را با فرض اساسی i.i.d دنباله خطاها برآورد کردند. اما در این مقاله اثر جهش ها در نظر گرفته نشده بود. به این منظور، وانگ و همکارانش (۲۰۱۳) به حذف اثر جهش ها در برآورد ماتریس فوق پرداختند. آنها ادعا کردند که کنترل اختلالات ریز ساختار موجب برآوردگری با اریبی بالا[۱۳] و حذف اثر جهش ها موجب برآوردگری با اریبی پایین[۱۴] خواهد شد. بنابراین در نظر گرفتن هر دو اثر در برآورد، موجب تعادل در تجزیه و تحلیل ها خواهد بود.

در این پژوهش سعی در برآورد ماتریس نوسانات در ریز ساختار بازار ایران است که به تازگی مورد توجه متخصصین مالی قرار گرفته است و با توجه به اینکه تحریم هایی متحمل ایران در اواخر دهه ۲۰۰۰ میلادی شده بود، بازار ایران نیز تحت تاثیر این موضوع قرار گرفت. سرانجام قرارداد برجام در سالهای اخیر موجب شکست یا تعلیق این تحریم ها شد. در این پژوهش وضعیت نوسانات بازار ایران در طی سال های ۲۰۱۴ الی ۲۰۱۶ در ماه های می تا دسامبر، یکسال قبل و بعد قرداد برجام بر روی شاخص های اصلی نظیر: شاخص کل، شاخص بانک، شاخص نفت، شاخص خودرو و شاخص پتروشیمی برآورد شده است.

با توجه به مطالب فوق پرسش‌هایی به شرح ذیل مطرح می‌شود:

- ✓ میانگین برآورد نوسانات شاخص ها در مقطع زمانی مورد نظر در هر سال چه مقدار بوده است؟
- ✓ مدل مناسب به منظور پیش بینی جذر واریانس برآورد شده شاخص ها چه خواهد بود؟

۲- فرضیه‌های پژوهش

- نوسانات شاخص بانک، نفت، خودرو و شاخص پتروشیمی وابستگی قابل توجهی به نوسانات شاخص کل دارند.
- اثر برجام بر روی نوسانات برآورد شده شاخص کل، شاخص بانک، شاخص نفت، شاخص خودرو و شاخص پتروشیمی مثبت است.

۳- مبانی نظری

۳-۱- متغیر پژوهش

فرض شده است که قیمت های مشاهده شده شامل قیمت های مناسب یا قیمت های پنهان واقعی[۱۵] X_t همراه با جز خطا ε_t به صورت زیر می باشد:

www.SID.ir

Archive of SID

$$Y_t = X_t + \varepsilon_t \ , \ X_t \perp\!\!\!\perp \varepsilon_t \qquad (۱)$$

نماد $\perp\!\!\!\perp$ بیانگر استقلال بین کمیت ها است. لگاریتم قیمت های پنهان واقعی $(X_t)_{t\geq 0}$ همواره غیر قابل مشاهده هستند مگر در یک بازار کاملا کارا[۱۶] که تمامی اطلاعات و احتمالات X_t قابل انتظار و در دسترس عموم قرار دارد (ایت ساهالیا و جاکود، ۲۰۱۴).
بدون وجود جز خطا نوسانات می توانست به صورت $[Y,Y]_t = \sum_{i=1}^{n}\left(Y_{t_i} - Y_{t_{i-1}}\right)^2$ محاسبه گردد، اما با وجود خطاهای ریز ساختار نوسانات به صورت زیر خواهد بود (ژانگ و همکارانش، ۲۰۰۵):

$$[Y,Y]_t = [X,X]_t + 2[X,\varepsilon]_t + [\varepsilon,\varepsilon]_t \qquad (۲)$$

تحت فرض $X_t \perp\!\!\!\perp \varepsilon_t$ محاسبه نوسانات منجر به برآورد نوسان $[Y,Y]_t$ به علاوه نوسان جز خطا خواهد شد که این موجب ایجاد اریبی برآوردگر نوسانات است. به منظور کاهش اثر نوسانات جز خطا رویکرد"از پیش متوسط گیری کردن" یکی از روش های قابل کاربرد است.

۳-۱-۱- روش از پیش متوسط گیری

جاکود و همکارانش (۲۰۰۹) اظهار داشتند که قیمت های واقعی پنهان (x_{t_i}) فرآیندی پیوسته است. علاوه بر این تحت فواصل نمونه گیری Δ_n وقتی $\Delta_n \to 0$، مفروضات رویکرد "از پیش متوسط گیری کردن" به صورت زیر برای هر فرآیند قیمتی برقرار است:

۱) دنباله خطاها i.i.d.
۲) $E(\epsilon_t|X) = 0$
۳) $\alpha_t^2 = E(\epsilon_t^2|X)$ که واریانس شرطی خطاها است
۴) $X_t \perp\!\!\!\perp \varepsilon_t$ به منظور اطلاعات بیشتر به مقاله جاکود و همکارانش (۲۰۰۹) مراجعه شود.

در این مطالعه نیز از این مفروضات پیروی شده است. به طور خلاصه، اگر jامین نموها یا بازده قیمت مشاهده از فرآیند Y به صورت زیر نشان داده شود:

$$\Delta_j^n y := y_{t_j} - y_{t_{j-1}} , j = 1,2,\dots,n \qquad (۳)$$

اکنون دنباله ای از نموها $(\Delta_1^n y,\dots,\Delta_n^n y)$ وجود خواهد داشت و نیازمند افرازبندی با یک مقدار صحیح بهینه $1 \leq k_n \leq n$ است و n تعداد مشاهدات دارایی در یک روز کاری می باشد. از جمله

www.SID.ir

Archive of SID

مثال هایی از k_n می توان به $k_n = \lfloor \theta\sqrt{n_i + n_j} \rfloor$ یا $k_n = \lfloor \theta\sqrt{n} \rfloor$ اشاره کرد (کیریستنسن و همکارانش، ۲۰۱۰، وانگ و همکارانش، ۲۰۱۳). با توجه به وانگ و همکارانش (۲۰۱۳) از رابطه زیر برای محاسبه k_n برای ۵ شاخص مورد مطالعه، استفاده شد:

$$k_n = \lfloor \theta\sqrt{n_1 + n_2 + n_3 + n_4 + n_5} \rfloor \qquad (۴)$$

n تعداد داده های مشاهده شده در هر روزکاری هر شاخص و $\theta \in (0, \infty)$ یک مقدار اختیاری توسط کاربر است. به منظور اطلاعات بیشتر می توانید به هاتچ و پودولسکیچ (۲۰۱۰) مراجعه فرمایید. بعد از انتخاب k_n، $n - k_n + 1$ دسته یا افراز با هم متداخل برای هر شاخص به وجود می آید (وانگ و همکارانش، ۲۰۱۳):

$$\beta_i = \left(\Delta_i^n y, \dots, \Delta_{i+k_n}^n y\right), \quad 1 \le i \le n - k_n + 1 \qquad (۵)$$

سرانجام میانگین وزن دهی شده نمو ها یا بازده هر بلوک با استفاده از تابع هموار سازی $g(x) = \min\{x, 1 - x\}$ محاسبه و سپس برآورد ماتریس کوواریانس نوسانات قابل دستیابی است (کیریستنسن و همکارانش، ۲۰۱۰، وانگ و همکارانش، ۲۰۱۳).

باید به این نکته اشاره کرد که هنگام تجزیه و تحلیل چندین دارایی با داده ها با فرکانس بالا، باید توجه داشت که این دارایی ها در زمان های مختلفی مورد معامله قرار گرفته اند. در نتیجه بایستی ابتدا زمان معاملات را با یکدیگر هماهنگ نمود چرا که این مورد موجب اریبی شدیدی در برآورد نوسانات خواهد بود (هایاشی و یوشیدا، ۲۰۰۵). روش های مختلفی برای هماهنگ سازی وجود دارد همانند روش "تازه کردن زمان"، "روش هایاشی یوشیدا" و... . روش تازه کردن زمان توسط هریس و همکارانش (۱۹۹۵) معرفی گردید. بر اساس آن زمانی را برای ثبت می‌توان در نظر گرفت که تمامی دارایی‌ها حداقل یک‌بار در آن زمان دادوستد شده باشند. اما ممکن است برخی از اطلاعات مفید از بین برود و این درحالی است که در روش هایاشی و یوشیدا (۲۰۰۵) زمان‌هایی را باید ترجیح داد که با یکدیگر هم‌پوشانی دارند.

۳-۱-۲- روش هایاشی یوشیدا

فرض است که بردار لگاریتم قیمت ها $Y = (y^1, \dots, y^d)$ به صورت معادله (۱) می باشد و هر یک از لگاریتم قیمت ها در فاصله نمونه برداری ۵ دقیقه ای ثبت شده اند. بنابراین زمان های $t_i^{(k)}$،

www.SID.ir

Archive of SID

$i = 1, \dots, n_k$ و $k = 1, \dots, d$، در فاصله زمانی یک روزکاری $[0,1]$ برای هر دارایی ثبت می شود. علاوه بر این بایستی شرایط منظمی بر روی نمونه گیری با توجه به کل دارایی ها اعمال شود:

۱) $max\left|t_i^{(k)} - t_{i-1}^{(k)}\right| \to 0$ برای $k_n = 1, \dots, d$ و $n_k \to \infty$

۲) $max_{1 \le i \le n_k} \#\left\{t_j^{(k)} \middle| t_j^{(k)} \in [t_i^{(l)}, t_i^{(l)}]\right\} \le K$ که باید برای $1 \le k, l \le n_k$ و یک مقدار ثابت $K > 0$ بر قرار باشد (K مستقل از n_k است)

۳) $\frac{max\left|t_i^{(k)} - t_{i-1}^{(k)}\right|}{min\left|t_i^{(k)} - t_{i-1}^{(k)}\right|} \le C$ که $C > 0$ مقداری مستقل از n_k است و این شرط به منظور عدم نمونه گیری مدام از یک فاصله زمانی یکسان بایستی رعایت شود(کیریستنسن و همکارانش، ۲۰۱۰).

بنابراین با شروط فوق الذکر اگرلگاریتم قیمت های دو دارایی Y_1 و Y_2 نشان داده شود زمان ثبت شده $[t_i, t_{i+1}] \cap [t_j, t_{j+1}] \neq \emptyset$ خواهد بود. در نهایت ماتریس برآورد شده نوسانات بدون در نظر گرفتن عامل جهش ها به صورت زیر خواهد بود (وانگ و همکارانش، ۲۰۱۳):

$$[Y, Y]_t = \sum_{i,j} \Delta_i Y_1 \Delta_j Y_2 I_{\{[t_i, t_{i+1}] \cap [t_j, t_{j+1}] \neq \emptyset\}}, \quad i, j = 1,2, \dots, n-1 \qquad (۶)$$

که $\Delta_i Y = Y_{t_i} - Y_{t_{i+1}}$ i امین بازده لگاریتم قیمت دارایی است. معادله (۶) قابل تعمیم برای بیش از دو دارایی نیز خواهد بود.

۳-۱-۳- جهش

پس از همزمان سازی معاملات به منظور برآورد دقیق تر، اثرجهش ها در مسیر بازده ها باید در نظر گرفت. جهش در واقع به معنی تغییر ناگهانی در قیمت دارایی است که آن دارایی تحت تأثیر عواملی نظیر اخبار بازار قرار گرفته است. به عنوان یک مثال واضح فرض کنید یک شرکت اطلاعیه قابل توجهی را ارائه می دهد درنتیجه به طور موقت سهام این شرکت به دلیل قیمت نامناسب مورد معامله قرار نمی گیرید و این توقف گذرا اجازه می دهد بازار به تجزیه و تحلیل اطلاعات قیمتی سهام این شرکت بپردازد و ممکن است در قیمت های بعدی جهش رخ دهد (ایت ساهالیا و جاکود، ۲۰۱۴). پس وجود جهش ها باعث شده است که لگاریتم قیمت X_t یک فرآیند Itô شبه مارتنگل به صورت زیر را دنبال کند(ایت ساهالیا و جاکود، ۲۰۰۹):

www.SID.ir

Archive of SID

$$X_t = X_0 + \underbrace{\int_0^t a_s ds}_{drift} + \underbrace{\int_0^t \sigma_s dw_s}_{continuous\ part} + \text{JUMPS} \qquad (۷)$$

در معادله (۷) جز جهش شامل دو قسم است: ۱) جهش های متناهی[۱۷] یا بزرگ ۲) جهش های های نامتناهی[۱۸]یا کوچک. تفاوت این دو نوع جهش در یک سطح قابل برش[۱۹] همانند U است و جهش های بزرگ قابل شمارش و بزرگتر از سطح برش خواهند بود در حالی که جهش های کوچک فرآیندی بسیار نزدیک به فرآیند بروانی دارند. بنابراین جهش های کوچک در برآورد نوسانات قابل اغماز هستند (ایت ساهالیا و جاکود، ۲۰۱۴). پس اثر منفی در برآورد نوسانات را جهش های بزرگ اعمال می کنند و حذف آن ها موجب برآوردی دقیق تر خواهد بود.

آزمون های متفاوتی به منظور تشخیص جهش ها در مسیر قیمت یک دارایی وجود دارد و در این مطالعه از آزمون BNS معرفی شده توسط بارندورف و شفارد (۲۰۰۵) استفاده شده است. سپس یک سطح برش، U، طبق تعریف جاکود و ایت-ساهالیا (۲۰۱۲) تعیین شد. مقدار این سطح برش تابعی از جذر فواصل نمونه گیری Δ_n و α انحراف معیار داده های مالی همانند واریانس است و به صورت زیر است (جاکود و ایت-ساهالیا، ۲۰۱۲):

$$u_n = \alpha\sqrt{\Delta_n} \ , \alpha > 0 \qquad (۸)$$

در نتیجه معادله (۶) به صورت زیر کامل می شود (وانگ و همکارانش، ۲۰۱۳):

$$[Y,Y]_t = \sum_{i,j} \Delta_i Y_1 \Delta_j Y_2 I_{\{[t_i,t_{i+1}]\cap[t_j,t_{j+1}]\neq\emptyset, \Delta_i Y_1 \le U_n, \Delta_j Y_2 \le U_n\}}, \quad i,j = 1,2,\dots,n-1 \qquad (۹)$$

که $\Delta_i Y = Y_{t_i} - Y_{t_{i+1}}$ i امین بازده لگاریتم قیمت دارایی است و نموهایی در تجزیه و تحلیل استفاده می شوند که کوچکتر یا مساوی سطح برش U هستند.

بنابراین با محاسبه برآوردی دقیق از نوسانات روزانه لگاریتم بازده قیمت ها که به صورت معادله (۹) تعریف شده است، می توان این مقادیر را به عنوان متغیرهای اثر پذیر از قرارداد برجام مورد مطالعه قرار داد. همچنین به منظور دستیابی به اطلاعات بیشتر در مورد تشخیص جهش ها و روش "از پیش متوسط گیری" میتوانید به مقاله رکن السادات عزآبادی و پریناز جلا ۱۳۹۵ مراجع فرمایید.

www.SID.ir

Archive of SID

۳-۱-۴- آزمون رتبه ای ویلکاکسون[۲۰]

در این مطالعه، کاربرد این آزمون در مقایسه دو متغیر (صفت) در یک گروه یکسان یا مقایسه متغیری قبل و بعد اعمال یک رخداد یا شرایط خاص می باشد. در این آزمون بایستی مقدار اختلاف متغیرهای جفت شده[۲۱] قبل و بعد شرایط محاسبه گردد و سپس قدر مطلق این اختلاف رتبه بندی می شود. ناحیه بحرانی آزمون ویلکاکسون برای متغیرهای جفت شده به صورت زیر تعریف شده است:

H_0 : میانگین اختلاف، M، برابر با صفر است

H_1 : میانگین اختلاف، M، بزرگتر از صفر است

چنانچه فرض صفر پذیرفته شود یعنی تغییری در وضعیت و توزیع متغیر با اعمال شرط ایجاد نشده است و فرض جایگزین بیانگر خاصیت تابع توزیع غیر نزولی برای متغیر جفت شده است (بهبودیان، ۱۳۸۷).

۴- روش شناسی پژوهش

پس از برجام، تحریم های اتحادیه اروپا که در زمینه های مختلف از جمله فعالیت بانکی ایران، صنعت نفت، پتروشیمی، خودرو لغو شد و کشورهایی به جز آمریکا اجازه سرمایه گذاری بر روی شاخص های نفت، پتروشیمی و گاز ایران را پیدا کردند (گرِدر و توماس، ۲۰۱۶. کاتزمَن و کِر، ۲۰۱۷). همچنین ایران به دنبال افزایش سرمایه گذاری های خارجی و واردات در زمینه های متفاوت مانند حمل و نقل، وسایل نقلیه، مواد شیمیایی، آهن و فولاد در طی ده سال آینده است (حسن شارب، ۲۰۱۶). با توجه به موارد و شواهد ذکر شده، در این پژوهش برآورد نوسانات شاخص های بازار ایران یعنی شاخص کل، بانک، نفت، پتروشیمی و خودرو انتخاب شده است. شاخص های نفت، پتروشیمی و خودرو قادر به جذب سرمایه گذاری های خارجی شده اند و با گشایش روابط بین المللی مالی نیاز به فعالیت بانک های ایران با بانک های کشورهای خارجی است. پس به طور مستقیم یا غیر مستقیم این فعالیت ها بر نوسانات شاخص بانک اثر گذار خواهد بود. شاخص کل نیز وضعیت کلی بازار و شرکت های حائز اهمیت را در بر می گیرد. این شرکت ها در زمینه های مختلف فعالیت دارند. پس همواره قادر به اثرگذاری بر روی شاخص کل و اثر پذیری از حوزه های مالی، اقتصادی و سیاسی هستند.

بنابراین در این مطالعه به منظور برآورد ماتریس نوسانات به روش "از پیش متوسط گیری کردن"، از لگاریتم بازده شاخص های کل، بانک، سرمایه گذاری نفت، سرمایه گذاری پتروشیمی و خودرو استفاده شد. این نمونه برداری در فاصله زمانی ۸:۴۵ تا ۱۲:۳۰ هر ۵ دقیقه یکبار توسط نرم

www.SID.ir

Archive of SID

افزار Mofid Trader 5 انجام شد و به منظور همسان سازی زمان شاخص ها از روش"هایاشی یوشیدا" استفاده گردید. باید به این مهم اشاره کرد که برجام در ۱۴ جولای ۲۰۱۵ مورد توافق قرار گرفت و در ۱۶ ژانویه ۲۰۱۶ تعهدات آن به انجام رسید. بنابراین تاریخ داده های این پژوهش بر اساس تاریخ قبل و بعد از برجام در ماه های می تا اکتبر دلخواه انتخاب شد. تعداد کل روزها برابر با ۱۲۱، ۱۲۲ و۱۲۲ به ترتیب برای سال های ۲۰۱۴، ۲۰۱۵ و ۲۰۱۶ است. قابل ذکر است که به منظور برآوردی با اریبی کمتر از نوسانات، وجود جهش های قیمتی در هر روز شناسایی و حذف گردید. تمامی فرآیندهای تجزیه و تحلیل این مطالعه با نرم افزار R نسخه ۳,۳,۲ انجام شده است.

۴-۱- معیار ارزیابی

همان طور که در بخش قبل اشاره شد، تعداد روزهای برابر با ۱۲۱، ۱۲۲ و ۱۲۲ به ترتیب در سال های ۲۰۱۴، ۲۰۱۵ و ۲۰۱۶ است. بنابراین نوسانات لگاریتم بازده قیمت های شاخص ها برای هر روز قابل برآورد است و حاصل آن سری زمانی مربوط به نوسانات هر شاخص خواهد بود. مدلسازی برای هر سری زمانی به منظور پیش بینی نوسانات در طی ماه های آتی قابل دسترس است. همچنین با در اختیار داشتن نوسانات روزانه میتوان میانگین نوسانات لگاریتم بازده قیمت ها را در دوره فوق الذکر محاسبه کرد. در این مطالعه ماتریس نوسانات برآورد می شود، یعنی کوواریانس بین نوسانات شاخص کل و دیگر شاخص های معرفی شده قابل حاصل است که بیانگر رابطه و میزان وابستگی شاخص کل با سایر شاخص ها خواهد بود.

علاوه بر این، برای رد یا پذیرش فرض اثر مثبت برجام در این مطالعه، از آزمون ویلکاکسون استفاده شد. در این آزمون ناپارامتری نمونه داده ها با یکدیگر جفت شده هستند که شامل نمونه گیری یک مورد قبل و بعد یک شرط است (یاوُ، ۲۰۰۹). پس با توجه به کاربرد این آزمون، فرض جایگزین مطالعه این است که نوسانات برآورد شده در طی سال های ۲۰۱۴-۲۰۱۶ دارای خاصیت غیر نزولی بودن تابع توزیع هستند. به عبارت دیگر اگر فرض جایگزین درست باشد، به عنوان مثال یعنی نوسانات برخی از شاخص ها در سال ۲۰۱۶ شانس آن را دارند که از هر یک از نوسانات سال ۲۰۱۵ بزرگتر باشد. نوسانات بیشتر شاخص ها میتواند نشان از بازده بیشتر باشد و در واقع اگر بازارهای سهام بیشتر نوسانی باشد به معنای ارتباط بیشتر با بازارهای کشورهای دیگر است (کیم،مین و مک دونالد، ۲۰۱۶). این نتیجه میتواند بیانگر اثر مثبت برجام بر روی نوسانات شاخص های مورد نظر باشد و در این صورت فرض این مطالعه قابل قبول خواهد بود.

مراحل طی شده در این مطالعه به طور خلاصه در جدول (۱) آمده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱- خلاصه گام های پژوهش انجام شده

گام	ورودی	هدف	فرآیند	خروجی
۱	قیمت های مشاهده شده ۵ شاخص p_t در ماه های می تا اکتبر در سال های ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۶ یعنی سال های قبل و بعد برجام	محاسبه لگاریتم بازده شاخص ها در هر ۵ دقیقه	$R_t = ln(p_t) - ln(p_{t-1})$	بازده لگاریتم شاخص ها در زمان های متفاوت و تعیین تعداد روزهایی که دارایی دارای بازده صفر است.
۲	خروجی گام اول	همزمان سازی زمان معاملات	حذف روزهای بسته که معامله ای در آن صورت نگرفته است و استفاده از روش "هایاشی یوشیدا" (۲۰۰۵) به عبارت دیگر اگر لگاریتم قیمت های دو دارایی Y_1 و Y_2 نشان داده شود زمان ثبت شده بین این دو $[t_i, t_{i+1}] \cap [t_j, t_{j+1}] \neq \emptyset$ خواهد بود (Wang et al, 2013).	بازده لگاریتم شاخص ها در زمان های هم پوشا خروجی این گام است.
۳	بازده لگاریتم شاخص های همزمان سازی شده	شناسایی جهش های قابل توجه در مسیر نموها یا بازده لگاریتم هر شاخص	استفاده از آزمون BNS با فرمول زیر(Rognlie , 2010): $J_{QP} = \frac{\frac{RV - BV}{RV}}{\sqrt{\left(\left(\frac{\pi}{2}\right)^2 + \pi - 5\right)\left(\frac{1}{n}\right)\max\left(1, \frac{QP}{(BV)^2}\right)}} \rightarrow N(0,1)$	معناداری آزمون در اکثر روزها (جهش بزرگ در روند قیمت ها وجود دارد).
۴	بازده لگاریتم شاخص های همزمان سازی شده	جدا کردن جهش های بزرگ از جهش های کوچک	استفاده از سطح برش (Aït-Sahalia & Jacod, Pp:6,7 &9, 2012).	بازده لگاریتم شاخص ها یا نمو ها با جهش های کوچک و قابل اغماز
۵	خروجی مرحله چهارم	برآورد ماتریس نوسانات بازده لگاریتم شاخص ها	۱) ترکیب رویکرد " از پیش متوسط گیری" با مزربندی جهش ها (Wang et al, 2013) و به دست آوردن برآورد ماتریس نوسانات یکپارچه برای هر روز کاری. ۲) هموارسازی نمایی نوسانات و کوواریانس شاخص ها در هر روز کاری با ضریب $\alpha = 0.5$	میانگین نوسانات و کوواریانس برآورد شده در طی ماه های می تا اکتبر برای هر سال

www.SID.ir

Archive of SID

گام	ورودی	هدف	فرآیند	خروجی
۶	نوسانات برآورد شده شاخص ها در طی ماه های می تا اکتبر در سال ۲۰۱۴-۲۰۱۶	بررسی اثر برجام بر روی شاخص ها	استفاده از آزمون رتبه ای ویلکاکسون با فرض: $\begin{cases} H_0: M = 0 \\ H_1: M > 0 \end{cases}$	رسیدن به رد یا پذیرش فرض تحقیق
۷	سری زمانی مانا از برآورد ماتریس نوسانات در ماه های می تا اکتبر در هر سال برای هر شاخص	پیش بینی نوسانات شاخص ها برای یک ماه آینده	استفاده از تابع auto.arima() در نرم افزار R و در برخی موارد بررسی تصادفی و مستقل بودن باقی مانده های هر مدل برازش داده شده برای سری زمانی نوسانات.	برازش مدل مناسب سری زمانی برای نوسانات هر شاخص

۵- نتایج پژوهش

در این قسمت نتایج حاصل از روش ها و رویکردهای فوق به نمایش داده شده است. در برخی از روزها عدم تلاطم در شاخص ها (شاخص کل، بانک، سرمایه گذاری صنعت نفت، سرمایه گذاری صنعت پتروشیمی و خودرو) وجود داشت. به عبارت دیگر بازده قیمت ها برابر با صفر بوده اند و همچنین در برخی از روزهای کاری شاهد بسته بودن شاخص ها به جز شاخص کل بودیم که نتیجه آن در جدول (۲) قابل مشاهده است.

با توجه به جدول (۲)، در خصوص شاخص کل، نبود جنبش بسیار تعجب آور بوده است و این نشان دهنده یک بازار ضعیف است. به عبارت دیگر هنگامی که نوسانات یک بازار افزایش پیدا کند میتوان گفت همبستگی جهانی[۲۲] سهام و اوراق قرضه آن نیز بیشتر خواهد بود (سولنیک، بوکرِل و فور، ۱۹۹۶). علاوه بر این شاخص بانک نیز به طور چشم گیری در طی ۲۱ روز در سال ۲۰۱۵ بی رونق بوده است، یعنی در سالی که برجام مورد توافق قرار گرفت. تعداد روزهای بسته شاخص سرمایه گذاری نفت و پتروشیمی قابل توجه است. در نتیجه بسته بودن معاملات برای این دو شاخص می تواند چندان خوشایند سرمایه گذران نباشد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲- تعداد روزهای بسته شاخص ها در روزهای کاری

	تعداد روزهایی که بازده شاخص ها برابر با صفر بود			تعداد روزهای بسته شاخص ها در روزهای کاری بازار ایران		
	۲۰۱۴	۲۰۱۵	۲۰۱۶	۲۰۱۴	۲۰۱۵	۲۰۱۶
شاخص کل	-	-	۸ روز	-	-	-
شاخص بانک	-	۲۱ روز	۴ روز	-	-	۱ روز
شاخص سرمایه گذاری نفت	-	-	۱ روز	۴ روز	۱۵ روز	۴۷ روز
شاخص سرمایه گذاری پتروشیمی	۲ روز	۱ روز	۱ روز	۳ روز	۲۲ روز	۱۴ روز
شاخص خودرو	-	-	۱ روز	۲ روز	-	-

در قدم بعدی ماتریس کوواریانس نوسانات برآورد شد. با توجه به روش "از پیش متوسط گیری کردن" برای پنج شاخص: شاخص کل، شاخص بانک، شاخص سرمایه گذاری صنعت نفت، شاخص سرمایه گذاری صنعت پتروشیمی و خودرو از $k_n = [\theta\sqrt{n_1+n_2+n_3+n_4+n_5}]$، n تعداد داده های مشاهده شده در هر روزکاری هر شاخص، و $\Theta \in (0,4)$ با توجه به مقدار جذر کل تعداد نمونه ها و رسم نمودار بازده لگاریتم قیمت های هر روز تعیین شد چرا که در برخی موارد شاهد کوواریانس مثبت بین دو شاخص در ماتریس کوواریانس نوسانات تحقق یافته بودیم در حالی که نمودار روند چیزی خلاف این را نشان می داد. همچنین به منظور برآورد میانگین نوسانات شاخص ها در ماه های می تا اکتبر برای هر سال از میانگین هموارسازی نمایی با ضریب ثابت هموارسازی ۰,۵ استفاده شد. با این مقدار ضریب هموارسازی امکان ارزش دهی برابر بین داده های دوره های دورتر و نزدیکتر فراهم می شود. جدول (۳) نشان دهنده اطلاعات فوق الذکر است.

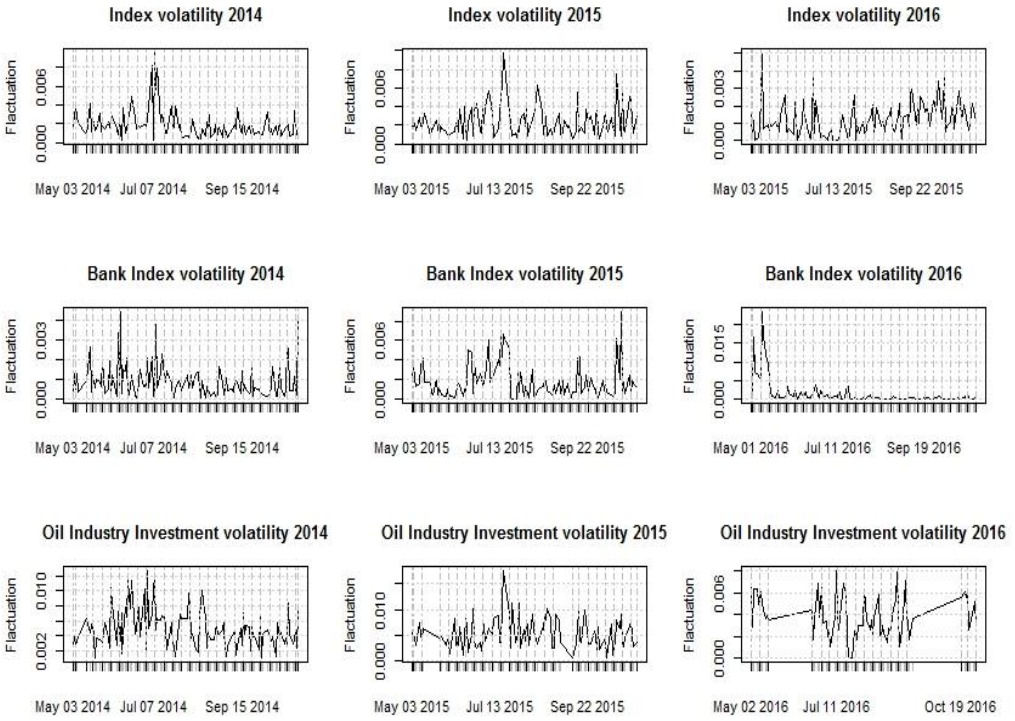
همچنین شکل (۱) و (۲) نشان دهنده جنبش نوسانات شاخص ها در طی هر سال می باشد.

جدول ۳- میانگین هموارسازی نوسانات شاخص ها در ماه های می تا اکتبر

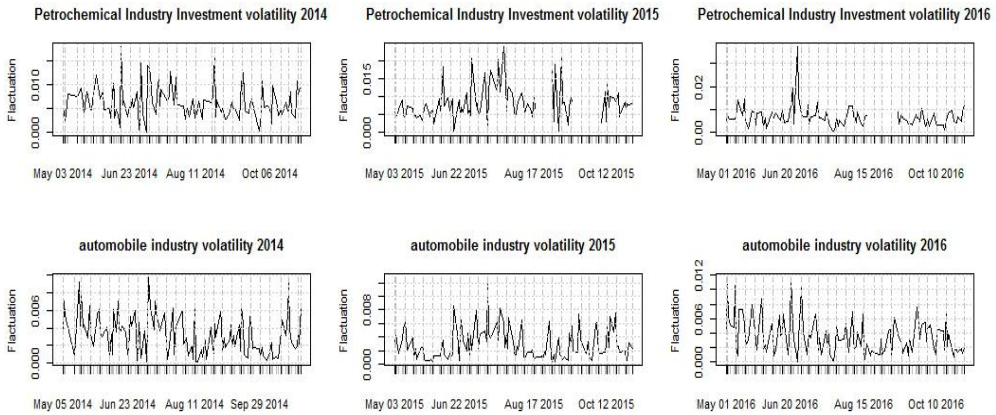
	۲۰۱۴	۲۰۱۵	۲۰۱۶
شاخص کل	۰,۰۰۱۴۷۶۲۷۲	۰,۰۰۲۲۰۶۰۸۴	۰,۰۰۱۷۶۱۵۹۳
شاخص بانک	۰,۰۰۰۴۴۶۱۴	۰,۰۰۱۵۸۹۰۶۸	۰,۰۰۰۲۹۸۳۷۳
شاخص سرمایه گذاری نفت	۰,۰۰۳۳۰۴۲۱۵	۰,۰۰۴۳۲۲۲۹۸	۰,۰۰۴۶۳۶۶۳۲
شاخص سرمایه گذاری پتروشیمی	۰,۰۰۸۲۱۳۴۲۷	۰,۰۰۷۶۲۳۹۳۳	۰,۰۰۶۹۷۵۵۸۷
شاخص خودرو	۰,۰۰۲۴۴۹۷۷۴	۰,۰۰۲۱۱۸۹۱	۰,۰۰۱۴۷۲۰۹۲

www.SID.ir

Archive of SID



شکل ۱- نوسانات روزانه شاخص ها در طی برخی از ماه های سال های ۲۰۱۴-۲۰۱۶



شکل ۲- نوسانات روزانه شاخص ها در طی برخی از ماه های سال های ۲۰۱۴-۲۰۱۶

www.SID.ir

Archive of SID

با توجه به جدول (۳) قدرمطلق تغییرات میانگین تلاطم شاخص ها در هر سال تقریباً بین ۰,۰۱٪ و ۰,۱٪ است. اگر فقط با توجه به جدول (۳) بخواهد نظری در مورد برجام ارائه شود، می توان گفت تغییرات چندان نبوده است، اما این جدول برای یک نظر دقیق کافی نیست. اشکال (۱) و (۲) نیز می توان به طور شهودی نتیجه گرفت که میزان نوسانات شاخص بانک نسبت به دیگر شاخص ها کمترین و شاخص سرمایه گذاری پتروشیمی بیشترین بوده است.

علاوه بر این مقدار میانگین هموارسازی کوواریانس بین شاخص های موجود و شاخص کل را نیز محاسبه گردید.

جدول ۴- مقدار میانگین هموارسازی کوواریانس شاخص های موجود با شاخص کل بازار ایران

	۲۰۱۴	۲۰۱۵	۲۰۱۶
شاخص بانک	-1.56×10^{-7}	1.07×10^{-7}	1.25×10^{-7}
شاخص سرمایه گذاری نفت	-1.4×10^{-6}	-1.7×10^{-6}	-4.9×10^{-6}
شاخص سرمایه گذاری پتروشیمی	5.46×10^{-7}	-4.4×10^{-6}	-1.2×10^{-6}
شاخص خودرو	4.65×10^{-7}	-4.1×10^{-7}	1.39×10^{-6}

با توجه به جدول (۴) ارتباط چندان قابل توجه بین شاخص های فعال در بازار با شاخص کل ندارد و میزان تغییرات هر یک تقریباً مستقل از شاخص کل است.

به منظور مقایسه بهتر وضعیت نوسانات هر شاخص در سال های ۲۰۱۴-۲۰۱۶ و بررسی اثر برجام به عنوان یک رخداد از آزمون رتبه ای ویلکاکسون استفاده شد و نتایج حاصل از مقادیر P در جدول (۵) آورده شده است.

جدول ۵- مقادیر P آزمون ویلکاکسون

شاخص	سال	۲۰۱۴	۲۰۱۵	۲۰۱۶
شاخص کل	۲۰۱۴	-------	0.9991	1.718×10^{-5}
	۲۰۱۵			2.04×10^{-12}
شاخص بانک	۲۰۱۴		1	0.02409
	۲۰۱۵			2.113×10^{-7}
شاخص سرمایه گذاری نفت	۲۰۱۴		0.8214	0.004509
	۲۰۱۵			0.0003348
شاخص سرمایه گذاری پتروشیمی	۲۰۱۴		0.9997	0.723
	۲۰۱۵			0.003015
شاخص خودرو	۲۰۱۴		0.07126	0.7698
	۲۰۱۵			0.992

www.SID.ir

Archive of SID

در جدول (۵) برخی از مقادیر P در شاخص های کل، بانک، سرمایه گذاری نفت و سرمایه گذاری پتروشیمی کوچکتر از ۰،۰۵ است. این دلیل بر رد فرض صفر بودن میانگین توزیع نوسانات این شاخص ها است و میانگین آن ها در واقع بزرگتر از صفر است. به عبارت دیگر فرض پذیرفته شده این است که نوسانات این شاخص ها مقادیر بیشتری نسبت به نوسانات سال های گذشته دارند. شاخص های کل، بانک، سرمایه گذاری نفت با برجام در سال ۲۰۱۵ نوسانات بزرگتر از سال ۲۰۱۴ نداشته است اما این تغییر یک سال پس از برجام ۲۰۱۶ نمایان شده است. تابع توزیع نوسانات شاخص سرمایه گذاری پتروشیمی بین سال ۲۰۱۴ و دو سال ۲۰۱۵ و ۲۰۱۶ روند غیر نزولی بودن را ندارد و این در حالی است که سال ۲۰۱۶ نسبت به ۲۰۱۵ روند غیر نزولی دارد. با توجه به آزمون ویلکاکسون در سطح اطمینان ۹۵٪ می توان گفت برجام در سال ۲۰۱۶ بیشترین اثر را به ترتیب بر روی شاخص کل، بانک، سرمایه گذاری صنعت نفت و سرمایه گذاری صنعت پتروشیمی در ریز ساختار بازار ایران داشته است و بر روی شاخص خودرو اثر قابل توجهی نداشت.

علاوه براین اکنون دارای سری زمانی از داده های برآورد شده مربوط به نوسانات شاخص ها می باشیم و قادر به مدلسازی و پیش بینی نوسانات آتی هستیم. به این منظور در ابتدا نمودارهای ACF و PACF مربوط به هر سری زمانی را رسم گردید و باید متذکر شد که تمام سری زمانی به جز در مواردی که باقی مانده های مدل مستقل و تصادفی نبودند، در شرایط مانا مورد مدلسازی توسط تابع auto.arima() در نرم افزار R قرار گرفت (پیوست ۲). این تابع قادر به نسبت دادن یک برازش مناسب برای یک سری زمانی می باشد که دارای کمترین مقدار ضریب AIC[۲۳] بود. علاوه بر این به منظور اطمینان از برازش مناسب مقادیر RMSE[۲۴] باقی مانده مدل $e_i = y_i - \hat{y}_i$ استفاده گردیده شد و مستقل بودن و تصادفی بودن باقی مانده مدل هم بررسی شد که تمامی اطلاعات در پیوست ۳ و ۴ قابل مشاهده است. بنابراین برای هر سری زمانی در سال های مختلف مدل های زیر برازش داده شد.

جدول ۶- مدل مناسب مربوط به نوسانات برآورد شده هر یک از شاخص ها در طی برخی از ماه‌های سال های ۲۰۱۴-۲۰۱۶

شاخص	سال	مدل سری زمانی	
شاخص کل	۲۰۱۴	ARMA(1,1)/Garch(1,0)	$Z_t - 0.08563Z_{t-1} = \varepsilon_t + 0.07351\varepsilon_{t-1}$ $\sigma_t^2 = 0.08674\varepsilon_{t-1}^2$
	۲۰۱۵	MA(1)	$Z_t = 0.0024 + \varepsilon_t - 0.2325\varepsilon_{t-1}$
	۲۰۱۶	MA(1)	$Z_t = 0.0012 + \varepsilon_t - 0.2491\varepsilon_{t-1}$
شاخص بانک	۲۰۱۴	ARMA(1 ,1)	$Z_t + 0.9783Z_{t-1} = \varepsilon_t - 0.9434\varepsilon_{t-1}$
	۲۰۱۵	AR(1)	$Z_t = 0.001 + 03195Z_{t-1}$

www.SID.ir

Archive of SID

شاخص	سال	مدل سری زمانی	
	۲۰۱۶	ARMA(1,1)/Garch(1,1)	$Z_t - 0.9623Z_{t-1} = \varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}$ $\sigma_t^2 = 0.3895\varepsilon_{t-1}^2 + 0.6989\sigma_{t-1}^2$
شاخص سرمایه گذاری نفت	۲۰۱۴	AR(2)	$Z_t = 0.003 + 0.1635Z_{t-1} + 0.193Z_{t-2}$
	۲۰۱۵	ARMA(2,1)	$Z_t - 0.1332Z_t + 0.1489 = 1.0157 + \varepsilon_t - 0.0589\varepsilon_{t-1}$
	۲۰۱۶	MA(1)	$Z_t = 0.0039 + \varepsilon_t - 0.3950\varepsilon_{t-1}$
شاخص سرمایه گذاری پتروشیمی	۲۰۱۴	AR(2)	$Z_t = 0.0061 + 0.0535Z_{t-1} - 0.0595Z_{t-2}$
	۲۰۱۵	AR(1)/Garch(1,1)	$Z_t = 0.0003 + 0.9713(Z_{t-1} - 0.0003) + \varepsilon_t$ $\sigma_t^2 = 0.2507\varepsilon_{t-1}^2 + 0.6137\sigma_{t-1}^2$
	۲۰۱۶	AR(2)	$Z_t = 0.004 + 0.1496Z_{t-1} + 0.2342Z_{t-2}$
شاخص خودرو	۲۰۱۴	MA(1)	$Z_t = 0.0033 + \varepsilon_t - 0.1544\varepsilon_{t-1}$
	۲۰۱۵	ARIMA(1,1,1)	$Z_t - 1.04Z_{t-1} + 0.4Z_{t-2} = \varepsilon_t + 0.8028\varepsilon_{t-1}$
	۲۰۱۶	ARMA(3,1)	$Z_t - 0.9178Z_{t-1} + 0.3664Z_{t-2} - 0.3377Z_{t-3} = 0.0004 + \varepsilon_t + 0.6919\ \varepsilon_{t-1}$

با توجه به مدل های سری زمانی برازش داده شده میتوان روند نوسانات را برای یک ماه دیگر پیش بینی نمود و فراموش نشود که این داده ها دارای حافظه کوتاه مدت هستند.

۶- نتیجه گیری و بحث

در این تحقیق با استفاده از برآورد نوسانات چند شاخص مهم در ریزساختار بازار ایران و آزمون رتبه ای ویلکاکسون، اثر برجام مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به تحلیل انجام شده در این پژوهش می توان به این نتیجه رسید که در طی سال های ۲۰۱۴-۲۰۱۶ در ماه های می تا اکتبر ریز ساختار بازار ایران با برجام تغییراتی در نوسانات خود در کوتاه مدت داشته است. در سال ۲۰۱۴ یک سال قبل از برجام، تعداد روزهای کاری بازار ایران در هر ماه به طور میانگین ۱۹ روز بوده است که در سال های ۲۰۱۵ و ۲۰۱۶ به ۲۱ روز کاری رسید. البته به طور قطع نمی توان این مورد را به برجام ربط داد. علاوه بر این، می توان گفت کوواریانس شاخص های بانک، سرمایه گذاری نفت، سرمایه گذاری پتروشیمی و خودرو ارتباط بسیار کمی با نوسانات شاخص کل داشته اند و چندان با تغییرات شاخص کل در ارتباط نبودند. به عبارت دیگر تغییرات شاخص کل متأثر از تغییرات شاخص های بانک، سرمایه گذاری نفت، سرمایه گذاری پتروشیمی و خودرو نیست و بالعکس.

با مقایسه شهودی نوسانات شاخص ها با یکدیگر، نوسانات بانکی در سال های ۲۰۱۴ و ۲۰۱۵ کمتر از بقیه شاخص ها بوده است. این می تواند نشان از رکود باشد و در سال ۲۰۱۶ روند نوسانات در طی چندین ماه تغییرات چشم گیری داشت. همچنین با توجه به نتایج آزمون ویلکاکسون، می توان گفت شاخص های کل، بانک و سرمایه گذاری نفت در این مدت کوتاه دارای نوسانات بیشتری

www.SID.ir

Archive of SID

نسبت به گذشته بودند. در زمان تحریم ها، بانک مرکزی قادر به استفاده از سیستم های نقل و انتقال مالی مثل Brussels-based SWIFT نبود و پس از رفع تحریم بانک مرکزی ایران به این سیستم دوباره وصل شد (کاتزمن و کر، ۲۰۱۷). این میتواند یکی از دلایل اصلی افزایش نوسانات بانکی در سال ۲۰۱۶ باشد.

همانطور که اوپک در گزارش سالیانه ۲۰۱۴ و ۲۰۱۵ بیان کرده است، کشورهای عضو اوپک در سال ۲۰۱۴ تولید نفت خام[۲۵] خود را به طور میانگین نسبت به سال ۲۰۱۳ کاهش دادند و در این میان ایران به طور میانگین ۹۳ هزار بشکه در روز افزایش تولید داشته است. همچنین در سال ۲۰۱۵ با اینکه عربستان سهم قابل توجهی در فروش نفت داشت، ولی تقاضای قوی به سوی کشورهایی نظیر ایران، امارات متحده عربی و ... بوده است (اُپک، ۲۰۱۴، ۲۰۱۵). در سال ۲۰۱۶، با توجه به کلیه گزارشات ماهیانه اوپک، ایران به منظور رسیدن به یک جایگاه بهتر در بازار نفت خام میزان تولیدات خود را افزایش داده است (اُپک، ۲۰۱۶) بنابراین تمامی موارد شاهدی بر درست بودن افزایش نوسانات شاخص سرمایه گذاری نفت است.

برجام یک خبر سیاسی برای شاخص های کل، بانک، سرمایه گذاری نفت، سرمایه گذاری پتروشیمی و خودرو بوده است. برجام باعث افزایش نوسانات شاخص کل، بانک و سرمایه گذاری نفت شد و بر اساس کواس (۱۹۹۸) رابطه مثبت بین بازده و نوسانات وجود دارد (کیم، مین و مکدونالد، ۲۰۱۶). پس نوسانات بیشتر شاخص ها میتواند نشان از بازده بیشتر باشد. چنانچه در شاخص های کل، بانک و سرمایه گذاری نفت اثر مثبت برجام ادامه پیدا کند، ایران قادر به پیدا کردن فرصت های بهتر در بازارهای جهانی خواهد بود. این نتیجه با نتایج پژوهش سولنیک و همکارانش (۱۹۹۶) در بازار آمریکا انطباق دارد. آنها به این نتیجه رسیده اند که اگر بازارهای سهام بیشتر نوسانی باشد به معنای ارتباط بیشتر با بازارهای کشورهای دیگر است (کیم، مین و مکدونالد، ۲۰۱۶). بنابراین رابطه بین بازارهای بین المللی سهام با شاخص های کل، بانک و سرمایه گذاری نفت ممکن است در آینده بیش از این شود. ولی از سوی دیگر شاخص های سرمایه گذاری پتروشیمی و خودرو چندان تحت تأثیر برجام نبودند و در این بازه زمانی مورد مطالعه، تابع توزیع نوسانات آن ها غیر نزولی نبود. در ادامه با استفاده از برآورد نوسانات هر روز، مدل مناسب هر سری زمانی یافت شد. یک برازش مدل مناسب، به تحلیل گر مالی اجازه پیش بینی نوسانات در افق زمانی مثلا یک ماه آینده را خواهد داد (اندرسن و همکاران، ۲۰۰۳). از این طریق تحلیل گران بازار مالی قادر به تصمیم گیری بهتر و سریع تر به منظور کاهش ریسک مالی خواهند بود.

این پژوهش نیز همانند پژوهش های دیگر دارای محدودیت هایی بوده است، شامل: ۱) زمان مورد بررسی: دوره زمانی مورد بررسی در این پژوهش محدود به یک سال قبل و بعد از برجام بوده

www.SID.ir

Archive of SID

است. به طور حتم در طولانی مدت احتمال وجود نتایجی متفاوت با توجه به آیتم های مداخله گر یا تعدیل کننده دیگر وجود خواهد داشت. این مورد می تواند در پژوهش های تکمیلی مورد بررسی بیشتر قرار گیرد. ۲) نمونه گیری: امکان نمونه گیری قیمت های مشاهده شده در زیر ۵ دقیقه وجود نداشت چرا که در نمونه گیری زیر ۵ دقیقه، شاهد عدم تغییرات قیمت های بازار بودیم. این موقعیت با رونق بیشتر بازار ایران و جذب سرمایه گذاری بیشتر سهام داران ممکن است قابل تغییر باشد. ۳) فرض پایه: فرض اساسی این پژوهش بر مبنای i.i.d بودن دنباله اختلالات ریزساختار بوده است که در مواردی این فرض قابل قبول نیست. در واقع دنباله اختلالات ریزساختار ممکن است خود دارای اتو رگرسیو[۲۶] و همبستگی[۲۷] با یکدیگر باشند. پس پیشنهاد می شود در روش های فوق فرض غیر مستقل بودن اختلالات ریز ساختار مورد مطالعه آتی قرار گیرد.

www.SID.ir

Archive of SID

فهرست منابع

* رهنمای رودپشتی فریدون، زندی وحید، مالی رفتاری و مالی عصبی (پارادایم نوین مالی) از تئوری تا عمل، چاپ اول، تهران، انتشارات دانشگاه آزاد؛ ۱۳۹۱
* بهبودیان جواد، آمار ناپارامتری، چاپ پنجم، انتشارات دانشگاه شیراز، ۱۳۸۷
* رکن السادات عزآبادی محمد، جلا پریناز، کنترل اختلالات کوچک و حذف اثر جهشها در برآورد ریسک سیستماتیک سری زمانی با فرکانس بالا، مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، تابستان ۹۵، شماره ۲۷
* Aït-Sahalia, Y., & Jacod, J. (2009). Testing for jumps in a discretely observed process. The Annals of Statistics, 37(1), 184-222. doi:10.1214/07-aos568
* Aït-Sahalia, Y., & Jacod, J. (2012). Analyzing the spectrum of asset returns: jump and volatility components in high frequency data. Journal of Economic Literature, 50(4), 1007-1050. doi:10.1257/jel.50.4.1007
* Aït-Sahalia, Y., Mykland, P. A., & Zhang, L. (2005). How often to sample a continuous-time process in the presence of market microstructure noise. Review of Financial Studies, 18(2), 351-416. doi:10.1093/rfs/hhi016
* Aït-Sahalia, Y., & Jacod, J. (2014), High-frequency financial econometrics, New Jersey: University Press, Princeton.
* Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Labys, P. (2003). Modeling and forecasting realized volatility. Econometrica, 71(2), 579-625. doi:10.1111/1468-0262.00418
* Andersen, T.G., Benzoni, L. (2008). Realized Volatility, working paper, Federal Reserve Bank of Chicago 14.
* Barndorff-Nielsen, O. E., Hansen, P. R., Lunde, A., & Shephard, N. (2008). Designing realised kernels to measure the ex-post variation of equity prices in the presence of noise. SSRN Electronic Journal. doi:10.2139/ssrn.620203
* Barazandeh, B., & Rafieisakhaei, M. (2016). Effect of localization on the sustainable development in Iran's car industry. 2016 IEEE Conference on Technologies for Sustainability (SusTech). doi:10.1109/sustech.2016.7897170
* Christensen, K., Kinnebrock, S., & Podolskij, M. (2010). Pre-averaging estimators of the ex-post covariance matrix in noisy diffusion models with non-synchronous data. Journal of Econometrics, 159(1), 116-133. doi:10.1016/j.jeconom.2010.05.001
* Eizaguirre, J. C., Biscarri, J. G., & Hidalgo, F. P. (2004). Structural changes in volatility and stock market development: Evidence for Spain. Journal of Banking & Finance, 28(7), 1745-1773. doi:10.1016/j.jbankfin.2003.06.004
* Grider, S., & Thoms, A. (2016, February 17). Iran After Lifting of Sanctions: Open for Business. Retrieved May 01, 2017, from http://www.newyorklawjournal.com/id=1202749789514/Iran-After-Lifting-of-Sanctions-Open-for-Business

www.SID.ir

Archive of SID

* Hassan Sharab, A. (2016). Analysis of the trading relations between Iran and the UK, US and EU in light of the 2016 international sanctions' partial lifting, (Master thesis). The University of Edinburgh.
* Hautsch, N., & Podolskij, M. (2013). Preaveraging-based estimation of quadratic variation in the presence of noise and jumps: theory, implementation, and empirical evidence. Journal of Business & Economic Statistics, 31(2), 165-183. doi:10.1080/07350015.2012.754313
* Hayashi, T., & Yoshida, N. (2005). On covariance estimation of non-synchronously observed diffusion processes. Bernoulli, 11(2), 359-379. doi:10.3150/bj/1116340299
* Hansen, P. R., & Lunde, A. (2005). Realized variance and market microstructure noise. SSRN Electronic Journal. doi:10.2139/ssrn.506542
* Jacod, J., Li, Y., Mykland, P. A., Podolskij, M., & Vetter, M. (2009). Microstructure noise in the continuous case: The pre-averaging approach. Stochastic Processes and their Applications, 119(7), 2249-2276. doi:10.1016/j.spa.2008.11.004
* Katzman, K., & Kerr, P. (2017, April 21). Iran Nuclear Agreement. Retrieved May 01, 2017, from https://www.legistorm.com/reports/view/crs/216997/Iran_Nuclear_Agreement.html
* Kim, H., Min, H., & Mcdonald, J. A. (2016). Returns, correlations, and volatilities in equity markets: Evidence from six OECD countries during the US financial crisis. Economic Modeling, 59, 9-22. doi:10.1016/j.econmod.2016.06.016
* Rafieisakhaei, M., Barazandeh, B., Moosavi, A., Fekri, M., & Bastani, K. (2016). Supply and Demand Dynamics of the Oil Market: A System Dynamics Approach. Retrieved May 1, 2017, from http://www.bing.com/cr?IG=B6D1CD617134499AAD25CC3E95EABD3A&CID=0A20F68788AC69001D9EFCF2893C682A&rd=1&h=lq0JNZSNSp1ZIKNjredqSlRW6ngSL3Vf50h-CRQiYXo&v=1&r=http%3a%2f%2fwww.systemdynamics.org%2fconferences%2f2016%2fproceed%2fpapers%2fP1195.pdf&p=DevEx,5061.1
* Ostrovski, V. (2013). Stability of no-arbitrage property under model uncertainty. Statistics and Probability Letters, 83, 89-92
* Rognlie., M. (2010). Spurious Jump Detection and Intraday Changes in Volatility. (Master thesis), Duke University.
* Rostami, F., Naderi, M. (2016). Joint Comprehensive Plane of Action (BARJAM), the Iranian Nuclear Dossier and the Non-Securitization Context of Securitization. Journal of Political International Scientific and Research Quarterly, 8(27), 189-220.
* Solnik, B., Boucrelle, C., & Fur, Y. L. (1996). International Market Correlation and Volatility. Financial Analysts Journal, 52(5), 17-34. doi:10.2469/faj.v52.n5.2021
* Tsay, R.S. (2005). Analysis of Financial Time Series. 2rd ed. New Jersey: John Wiley & Sons.
* Ubukata, M., Oya., K. (2009). Estimation and Testing for Dependence in Market Microstructure Noise. Journal of Financial Econometrics, 7 (2), 106-151.
* Voev, V., & Lunde, A. (2006), Integrated covariance estimation using high-frequency data in the presence of noise, Journal of Financial Econometrics, 5(1), 68–104.

www.SID.ir

Archive of SID

* Wang, K., Liu, J., & Liu, Z. (2013). Disentangling the effect of jumps on systematic risk using a new estimator of integrated co-volatility. Journal of Banking & Finance, 37(5), 1777-1786. doi:10.1016/j.jbankfin.2013.01.024
* Yau, C. (2009). R Tutorial with Bayesian Statistics Using OpenBUGS. Retrieved May 02, 2017, from: http://www.r-tutor.com/elementary-statistics/non-parametric-methods/wilcoxon-signed-rank-test
* Zhang, L., Mykland, P. & Aït-Sahalia, Y. (2005), A tale of two time scales, Journal of the American Statistical Association, 100(472), 1394-1411.
* Annual Report. (2014). Retrieved from http://www.opec.org/opec_web/en/publications/337.htm.
* Annual Report. (2015). Retrieved fromhttp://www.opec.org/opec_web/en/publications/337.htm.
* Monthly Oil Market Report 2016. (2016). Retrieved from http://www.opec.org/opec_web/en/publications/3407.htm.
* Joint Comprehensive Plan of Action Vienna. (2015.July 14). Retrieved May 1, 2017, from https://www.bing.com/cr?IG=E6CB2B4932DB42B1B21597516187FDC5&CID=19F9395973126D803A93332C72826C34&rd=1&h=VE0B4OSv9Zo2C6FC4cr8Gs3zFUXMWli-naNTwbBBTVw&v=1&r=https%3a%2f%2fwww.state.gov%2fdocuments%2forganization%2f245317.pdf&p=DevEx,5081.1

پیوست ۱- آزمون های انجام شده برای مانایی سری زمانی و مقادیر RMSE باقی مانده مدل های برازش داده شده

شاخص	سال	RMSE	AIC	p-value ADF	p-value PP	p-value KPSS
شاخص کل	۲۰۱۴	۰,۰۰۱۴۰۱۱۸	- ۱۰,۶۸۲۷۹	۰,۰۱۱۰۷	۰,۰۰۰< α	۰,۰۹۱۶۹
	۲۰۱۵	۰,۰۰۱۵۲۰۳۳۴	-۱۲۳۱	۰,۰۱	۰,۰۰۰< α	۰,۰۶۵
	۲۰۱۶	۰,۰۰۰۸۸۳۰۱۳	-۱۳۶۳,۵۶	۰,۰۱۹۸۶	۰,۰۰۰< α	۰,۰۰۰< α
شاخص بانک	۲۰۱۴	۰,۰۰۰۸۳۰۷۷۱	-۳۶۴,۹۳	۰,۰۱۴۵۳	۰,۰۰۰< α	۰,۰۴۳۶
	۲۰۱۵	۰,۰۰۱۵۲۴۸۶۱	- ۱۲۳۰,۲۲	۰,۰۰۰< α	۰,۰۰۰< α	۰,۱
	۲۰۱۶	۰,۰۰۲۹۵۰۴۷۷	-۱۱,۱۲۹۱	۰,۳۹۴۳	۰,۰۰۰< α	۰,۰۰۰< α
شاخص سرمایه گذاری نفت	۲۰۱۴	۰,۰۰۲۴۴۰۸۳۶	-۱۰۶۷,۴۶	۰,۰۰۰< α	۰,۰۰۰< α	۰,۰۱۴۹۸
	۲۰۱۵	۰,۰۰۲۷۲۶۹۲۶	-۹۴۹,۸۵	۰,۰۲۲۴۵	۰,۰۰۰< α	۰,۰۱۱۸۶
	۲۰۱۶	۰,۰۰۱۶۸۶۷۶۱	-۷۳۸,۷۳	۰,۰۲۴۳	۰,۰۰۰< α	۰,۰۴۸۴۱
شاخص سرمایه گذاری پتروشیمی	۲۰۱۴	۰,۰۰۳۲۹۵۳۳۱	-۱۰۰۵,۹۲	۰,۰۱	۰,۰۰۰< α	۰,۱
	۲۰۱۵	۰,۰۰۴۵۲۶۶۶	-۷,۹۶۷۹۸۸	۰,۳۳۱	۰,۰۰۰< α	۰,۰۱۰۶
	۲۰۱۶	۰,۰۰۴۲۰۷۳۴۱	-۸۶۷,۰۸	۰,۰۱۹۷۲	۰,۰۰۰< α	۰,۱
شاخص خودرو	۲۰۱۴	۰,۰۰۲۱۳۴۰۶	-۱۱۱۹,۹	۰,۰۱	۰,۰۰۰< α	۰,۱
	۲۰۱۵	۰,۰۰۱۳۱۸۰۲۹	-۱۱۳۸,۴	۰,۲۴۱۱	۰,۰۰۰< α	۰,۰۳۷۱۷
	۲۰۱۶	۰,۰۰۲۱۶۶۸۲۵	-۱۱۳۸,۰۳	۰,۰۳۵۹۵	۰,۰۰۰< α	۰,۰۳۷۶۷

www.SID.ir

Archive of SID

یادداشت‌ها

[1] International Energy Agency
[2] Behavioral finance
[3] Tick by tick
[4] High frequency trade
[5]Microstructure noise
[6] Zhou
[7] Low frequency
[8] Hayashi-Yoshida
[9] Refresh time
[9]Sub-grid
[10] Realized kernel
[12] Pre-averaging window
[13] Upward bias
[14] Downward bias
[15] Efficient or latent true price
[16] efficient market
[17] Finite jumps
[18] Infinite jumps
[19] cutoff level
[20] Wilcoxon Signed-Rank Test
[21] Matched
[22] International correlation
[23] Akaike Information Criteria
[24] Root mean squared error
[25] Crude oil production
[26] Autoregressive
[27] Correlation

www.SID.ir