فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال نهم/ شماره سی‌وچهارم/ تابستان ۱۳۹۹

ارزیابی مدل های گارچ چندمتغیره در برآورد ارزش در معرض ریسک بازارهای ارز، سهام و طلا

عبداله رجبی خانقاه
دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران،گروه مدیریت مالی،تهران،ایران
Ebi_rajabi@yahoo.com

هاشم نیکومرام
استاد و عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی،واحد علوم و تحقیقات تهران، گروه مدیریت مالی،تهران،ایران(مسئول مکاتبات)
h-nikoumaram@srbiau.ac.ir

مهدی تقوی
استاد و عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی،واحد علوم و تحقیقات تهران، گروه اقتصاد و مدیریت،تهران،ایران

میرفیض فلاح شمس
دانشیار و عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۸/۱۴ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۹/۲۵

چکیده

با توسعه بازارهای مالی،نیاز به معرفی مدل های جدید ، پیش بینی و مدیریت ریسک،احساس می شود. یکی از شاخصهایی که در زمینه مدیریت و اندازه گیری درجه ریسک مورد توجه قرار گرفته شاخص ارزش در معرض ریسک می باشد. در این پژوهش مدل گارچ چند متغیره[1] جهت پیش بینی ارزش در معرض ریسک[2] پورتفوی شامل ارز، سهام و طلا مورد ارزیابی قرار گرفته و از بازده مرکب داده های قیمت طلا، شاخص کل بورس اوراق بهادار و نرخ ارز از سال ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۶ استفاده گردید. نتایج مدل های VECH، BEKK، DCC و VECH قطری نشان داد تلاطمات این متغیرها در دوره برآورد بریکدیگر اثرگذار بوده و این موضوع فرضیه عدم استقلال بازارها در ایران را تایید می نماید،به منظور بررسی عملکرد این مدل ها در پیش بینی ارزش در معرض ریسک از پیش بینی یک روزه ماتریس واریانس کواریانس شرطی این مدل ها استفاده گردید. نتایج پس آزمایی مدل ها با استفاده از آزمون کوپیک و کریستفرسن نشان داد عملکرد هر چهار مدل مناسب بوده ومقایسه میانگین تابع زیان لوپز نشان داد مدل VECH نسبت به سایر مدل ها عملکرد بهتری داشته است. علیرغم عملکرد مطلوب مدل VECH با این حال برآوردواین مدل بسیار زمان بر می باشد. ضمن اینکه با توجه به تعداد پارامترهای زیادی که در برآورد مدل های VECH و BEKK محاسبه می شود که به کاهش درجه آزادی و درنتیجه کاهش اعتبار مدل منجر می شود استفاده از این دو مدل برای پورتفویهایی که بیش از سه دارایی می باشند توصیه نمی شود.

واژه های کلیدی: مدل گارچ چند متغیره، مدل گارچ برداری، ارزش در معرض ریسک

۱- مقدمه

مدیریت ریسک در واقع فرایندی است که تلاش می کند تا ریسک موردنظر سرمایه گذاران را با توجه به بازده مورد انتظارشان فراهم کرده و آن را در مسیری درست قرار دهد. به دلیل توسعه بازارهای مالی، معرفی ابزار نوین مالی و تجارب به دست آمده از بحران های بزرگ مالی که منجر به ورشکستگی و زیان قابل توجه نهادهای گوناگون شده اند، نیاز به معرفی مدل های جدید محاسبه، پیش بینی و مدیریت ریسک، با شدت بیشتری احساس می شود. یکی از شاخصهایی که در سالهای اخیر در زمینه مدیریت و اندازه گیری درجه ریسک مورد توجه و کاربردی است شاخص ارزش در معرض ریسک (VaR) است. ارزش در معرض ریسک که سرمایه در معرض ریسک نیز نامیده می‌شود به عنوان یک معیار آماری، حداکثر زیان مورد انتظار از نگهداری یک دارایی یا سبد را در یک دوره زمانی مشخص و با سطح اطمینان معلوم محاسبه و به صورت کمی گزارش می کند. به عبارت دیگر ارزش در معرض ریسک مبلغی از ارزش سبد یا دارایی را مشخص می کند که انتظار می رود ظرف یک دوره زمانی مشخص و با میزان احتمال معین از دست برود. ارزش در معرض ریسک در مورد دارایی‌هایی همچون سبد ارزی، سبد سهام، طلا و جواهر و معاملات روزانه نفت کاربرد دارد که دارای تغییرات و نوسانات سریع و روزانه هستند.

با پایه‌گذاری پیمان بازل در سال ۱۹۹۶، مدیریت ریسک مالی برای بسیاری از موسسات مالی در سرتاسر جهان جلوه مهمی پیدا کرد. در پیمان بازل پیش‌بینی تلاطم قیمت سهام به منظور نگهداری سرمایه ذخیره در قبال ارزش در معرض ریسک برای موسسات مالی به صورت اجبار درآمد. بنابراین اندازه‌گیری تلاطم برای کلیه موسسات مالی بسیار اهمیت یافت. از این گذشته، دلیل اصلی اهمیت و نگرانی بر تلاطم بازارها این باور است که تلاطم می‌تواند بر فعالیت‌های واقعی اقتصادی تاثیری در جهت عکس داشته باشد. این امکان که تلاطم بازارها می‌تواند چنین انعکاس گسترده‌ای بر اقتصاد داشته باشد، درک بالاتری از روند تلاطم را ایجاب می‌کند. بنابراین با اندازه‌گیری و درک گسترده‌تری از تلاطم در بازارهای مرتبط و رقیب، امکان یافتن راه‌حل‌هایی جهت کنترل و مدیریت آن بازارها در دسترس خواهد بود.

هدف اصلی این تحقیق، محاسبه ارزش در معرض ریسک سبدی از ارز، سهام و طلا با استفاده از سه تصریح مختلف مدل گارچ چند متغیره می باشد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

گسترش روزافزون تبادلات بین المللی و جریان آزاد سرمایه و نیروی انسانی بین کشورها از یک طرف و رشد تکنولوژی اطلاعات و شکل گیری نهادهای مالی بین المللی از طرف دیگر زمینه های لازم را برای شکل گیری بازاری که در آن نرخ های تبادل بین المللی به صورت عادلانه و بر اساس انتظارات سرمایه گذاران شکل گیرد به وجود آورد. توسعه روزافزون این بازار علاوه بر این که باعث حضور دولت ها و بنگاه ها اقتصادی جهت حفظ

منافع خود گردید، هجوم سرمایه گذاران حقیقی و نهادی را نیز به همراه داشت، تا کارکردهای بازار سرمایه بیش از پیش در این بازار نمایان گردد. حضور سرمایه گذاران، سفته بازان، کارگزاران و ... و همچنین شکل گیری ابزارهای مشتقه نظیر اختیارها و قراردادهای آتی ارز نیز خود گواه بر این مدعا است. این بازار که به بازار تبادل ارزهای بین المللی مشهور است یک بازار بین بانکی[۳] است که در سال ۱۹۷۱ زمانی که پس از سقوط نظام برتون وودز، نظام ارز ثابت به نظام نرخ ارز شناور تغییر کرد شکل گرفت. با نگاهی به تاریخچه این بازار متوجه می شویم که حجم مبادلات روزانه معاملات جهانی در سال ۱۹۷۷ بالغ بر ۵ میلیارد دلارآمریکا بود، اما بعد از ده سال ۶۰۰ میلیارد دلار و در سال ۱۹۹۲ به ۱ تریلیون دلار رسید.(Triennial Central Bank Survey,2004)

بازار ارز

بازار ارز بزرگترین بازار مالی جهان است که حجم معاملات آن طی آخرین آمار به مرز ۶ تریلیون دلار در روز رسیده است که اگر این رقم با ۶۵ میلیارد دلاری که در بورس نیویورک مبادله می شود مقایسه شود، به راحتی می توان دریافت که مبادلات ارزی در این بازار چقدر عظیم است. این میزان عملاً معادل سه برابر بیش از مجموع مقدار بازارهای سهام و بازارهای سلف است. بر خلاف سیستم حاکم بر بازار سهام، بازار ارز توسط یک بانک مرکزی خاص و یا یک ارگان به خصوص جهانی اداره نمی شود بلکه این بازار در واقع یک بازار بین بانکی است که در اصطلاح اقتصادی به عنوان بازار OTC شناخته می شود.بازار ارز در تمامی ۲۴ ساعت شبانه روز در پنج روز از هفته فعال بوده و حتی برای یک ثانیه نیز تعطیل نمی شود. (park and etc,2009)

در گذشته روند حاکم بر معاملات بازار ارز از طریق سفارشات حضوری و تلفنی بوده است ولی امروزه با استفاده از نرم افزارهای معاملاتی آنلاین، این امکان فراهم شده است تا سرمایه گذاران، تحولات و نوسانات لحظه به لحظه این بازار را زیر نظر گرفته و از فرصت های سرمایه گذاری در هر کجای جهان بهره اقتصادی ببرند. در واقع تکنولوژی محدودیت ها را از بین برده و سرمایه گذاری و معامله در تمامی بورس های جهان برای تمامی افراد میسر گردیده است.

در مطالعات داخلی و خارجی بسیاری از مدل های گارچ چندمتغیره جهت بررسی مکانیسم سرریز و انتقال تلاطم بین بازارهای مختلف مالی استفاده شده است. برخی از مهمترین مطالعات خارجی عبارتند از: ورسینگتون و هیگز(۲۰۰۴)[۴]، لافوئنته و روئیز[۵] (۲۰۰۴) ، وانگ و دیگران[۶](۲۰۰۵) ، یو و حسن(۲۰۰۶)[۷]، و دیگران[۸] (۲۰۰۶) ، حسن و مالک[۹](۲۰۰۷) ، لی(۲۰۰۷)[۱۰] ، لی و ماجروسکا(۲۰۰۷)[۱۱]، کنستانتین و دیگران[۱۲](۲۰۰۸) ، کارونانایاک، ولدخانی و ابراین(۲۰۰۹)[۱۳].

همچنین برخی از مهمترین مطالعات داخلی در این زمینه عبارتند از: زمانی و همکاران(۱۳۸۸) ، ابونوری و عبداللهی(۱۳۹۰)، حداد و همکاران(۱۳۹۰)، ابونوری و همکاران(۱۳۹۱)، راسخی و خانعلی پور(۱۳۹۱) و دهقانی و خیابانی (۱۳۹۳).

با وجود اینکه مطالعات بسیاری در رابطه با مکانیسم انتقال تلاطم بین بازارها با استفاده از مدل هـای گـارچ چندمتغیره وجود دارد با این حال مطالعات محدودی به کاربرد ایـن مـدل هـا در پـیش بینـی ارزش در معـرض ریسک پرداخته اند. برخی از این مطالعات عبارتند از:

لی و بین(۲۰۰۸) از ۵ مدل تک متغیره و سه مدل چند متغیره برای تعیین بهترین مدل پیش بینـی ارزش در معرض ریسک بازار سهام کره استفاده نمودند. نتایج آنها نشان داد مدل هـای چنـد متغیـره عملکـرد بسـیار بهتری نسبت به مدل های تک متغیره داشته اند.

بهرامی اسکوئی (۱۹۹۹) مقاله ای با عنوان اثرات کلان اقتصادی کاهش ارزش خارجی ریال به بررسی اثرات کاهش ارزش ریال بر برخی از متغیر های کلان اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی، موازنه تجاری و تورم پرداخت و بر اساس نتایج این تحقیق ، کاهش ارزش خارجی ریال، دارای اثرات تورمی در اقتصاد ایران است.

روییز و همکاران(۲۰۰۹) به ارزیابی مدل های تک متغیره و چند متغیـره در پـیش بینـی ارزش در معـرض ریسک پورفوی پرداختند. نتایج آنها نشان داد در نمونه های با حجم بزرگ عملکرد مدل هـای چنـد متغیـره در مقایسه با مدل های تک متغیره بسیار بهتر می باشد.

هی و همکاران(۲۰۱۲) به ارزیابی مدل های مختلف در پیش بینی ارزش در معرض ریسک در بازار نفت خام پرداختند. نتایج آنها نشان داد مدل DCC-GARCH و EWMA نسـبت بـه سـایر مـدل هـا بهتـرین عملکـرد را داشته‌اند.

الکسیز کروز رودریگز[۱۴](۲۰۱۳)پژوهشی باعنوان رابطه میان ثبات مالی و بحران های ارزی در چند کشور را انجام گردید. این پژوهش بدنبال این است که آیا با شاخص ثبات مالی میتوان بحران های ارزی را پیش بینی کرد.نتایج تحقیق نشان می دهد که شاخص ثبات مالی از قدرت لازم جهت پیش بینی بحران های ارزی را در کشور های مختلف ندارد.او معتقد است که سیاستهای مالی نقش مهمی در ایجاد بحران های ارزی دارد.

لیندگرن و کایال(۲۰۱۴) گروهی از مدل های تلاطم چندمتغیره (DCC، BEKKو ...)را بـرای پـیش بینـی ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار یک روزه فورواردهای الکتریسیته سوئد بکار بردند. نتایج آنها نشـان داد این مدل ها توانایی بالایی در پیش بینی دارند با این حال هیچ یک برتری محسوسی بر دیگری ندارند.

فنگ و همکاران(۲۰۰۹)[۱۵]در تحقیقی که در سال ۲۰۰۹ با استفاده از یک مدل قارچ چند متغیره انجام دادند و نتایج اثرگذاری نامتقارن ریسک نرخ ارز بر صادرات ۸ کشور آسیایی جنوب شرقی به ایالات متحده را نشان دادند.رحمان وسرلیتس، ۲۰۰۹، نیز با استفاده از مدل گارچ چندمتغیره، اثر منفی نااطمینانی نرخ ارز روی صادرات ایالات متحده را بیان کردندو دریافتند که شوک های نرخ ارز بر صادرات این کشور اثری نامتقارن دارد.

یاو و نی [۱۶](۲۰۰۶) در مطالعه ای دیگر پژوهشگران اظهار می کنند زمانی که نرخ ارز افزایش می یابد، چون بنگاه های صادراتی رقابت پذیری خود را در بازار بین المللی از دست می دهند، فروش و سود صادرات آنها کاهش خواهد یافت و متعاقب آن قیمت سهامشان کاهش می یابد. از سوی دیگر، قدرت رقابت پذیری بنگاه های وارداتی در بازارهای داخلی افزایش می یابد. در نتیجه، سود آنها و قیمت سهامشان افزایش می یابد

عباسی و صادقی(۱۳۹۴) در مطالعه ای به ارزیابی مدل های مختلف تک متغیره و چند متغره در پیش بینی ارزش در معرض ریسک چهار فلز اساسی(روی، سرب، مس و آلومینیوم) از سال ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۳ پرداختند. نتایج آنها نشان داد که انتخاب سطوح اطمینان مختلف و اوزان متفاوت بر نتـایج محاسـبات ارزش در معـرض ریسـک تأثیرگذار است. همچنین با استفاده از آزمون پسنگر مبتنی بر تابع زیان بـا اوزان بهینـه مـدل VECH و بـا اوزان مساوی مدل BEKK دقت بیشتری داشته اند.

نجارزاده و همکاران (۱۳۸۷) در بررسی رابطه بین شو ک های ناشی از نرخ ارز و نرخ تورم با بازده واقعی سهام در بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از مدل خودرگرسیونی برداری نشان دادند که رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهای نرخ ارز و نرخ تورم معنادار است و شوک های ناشی از نرخ تورم و نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام در بلندمدت تأثیر منفی و در کوتاه مدت تأثیر مثبت دارد.

اسمعیل ابونوری و همکاران(۱۳۹۱) رابطه بین نرخ شوک های ارز واقعی موثر و شاخص صنعت بـازار سـهام تهران را با استفاده از مدل هـای خودرگرسـیون بـرداری (VAR)و خودرگرسـیون ناهمسـان واریـانس شـرطی چندمتغیره (MGARCH) در دوره زمانی مهر ۱۳۸۰ تا شهریور ۱۳۹۰ بـه صـورت تجربـی مـورد بررسـی قـرار دادند.نتایج نشان می دهد هیچ رابطه بلندمدت معناداری بین نرخ ارز واقعی موثر و شاخص صنعت وجود نـدارد. هم چنین اثرات میانگینی بین بازارهای ارز خارجی و سهام وجود ندارد. علاوه بر ایـن، در ایـن پـژوهش سـرایت نوسانات بین بازار ارز و بازار سهام آزمون شده است. اثر نوسانات خارجی بین دو بازار وجود دارد که اشاره دارد به این که نوسانات گذشته در بازار سهام بر نوسانات در بازار ارز خارجی اثر دارد و برعکس.

مرتضی سامتی و همکاران(۱۳۸۹) در پژوهشی به دنبال بررسی فرضیه نامتقارن بودن اثرات نوسانات نرخ ارز بر روی سطح محصول و سطح قیمتها در اقتصاد ایران پرداختند ، بر اساس نتایج این مطالعه، فرضیه متقارن بودن اثرات شوک های نرخ ارز روی سطح تولید پذیرفته می شود، در حالی که این فرضیه برای سطح قیمت ها پذیرفته نگردید.

حسین مهرابی بشرآبادی وهمکاران (۱۳۸۹) به بررسی تاثیر شوک های نرخ ارز و شکاف تولید بر تورم اقتصاد ایران پرداخته و نتایج نشان می دهد شوک های مثبت نرخ ارز تاثیر منفی و شوک های منفی نرخ ارز تاثیر مثبت(تقارن شوک ها) بر تورم دارند و پایداری تورم در بلند مدت کمتر از کوتاه مدت به نرخ ارز وابسته است. همچنین، شکاف تولید ناخالص داخلی و حجم پول بر تورم تاثیر مثبت و معنی داری داشته است. از این رو، اتخاذ سیاست های ارزی مناسب می تواند یکی از راه های کنترل تورم در ایران باشد.

محمود ختایی و سیدهادی موسوی نیک(۱۳۸۶) در مطالعه ای بر روی مدل آقیون و همکاران در مورد تاثیرنوسان های نرخ ارز بر رشد اقتصادی با توجه به سطح توسعه بازارهای مالی انجام دادند.آقیون و همکاران در نظریه خود بیان می کنند تثبیت نرخ ارز به منظور رشد اقتصادی بیشتر به سطح توسعه بازارهای مالی اقتصاد بستگی دارد.در سطوح پایین توسعه بازارهای مالی اثر نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی منفی بوده و در سطوح بالا این اثر حتی می تواند مثبت باشد.نتایج بدست آمده از این مطالعه نظریه آقیون و همکاران را تایید میکند.

۳- روشناسی پژوهش

۳-۱- مدل

این تحقیق به ارزیابی تصریحات مختلف مدل گارچ چندمتغیره در پیش بینی ارزش در معرض ریسک می پردازد. بدین منظور ابتدا شرح مختصری از مدل های مختلف گارچ چندمتغیره ارائه شده و سپس روش محاسبه ارزش در معرض ریسک و آزمون های مربوط به پس آزمایی مدل ها شرح داده می شود.

۳-۱-۱- مدل های گارچ چند متغیره

امروزه مدل‌های چندمتغیره به منظور مدل‌سازی دینامیک بازده‌ها توسعه زیادی یافته‌اند. استفاده از مدل-های سری زمانی چندمتغیره دو حسن مهم دارد. اولا در شناسایی ارتباط بین سری‌ها بسیار موثر است، ثانیا دقت پیش‌بینی را افزایش خواهد داد. مثلا اگر مقادیر گذشته یک سری بر سری دیگر تاثیرگذار باشد، بهتر است از مدل‌های چندمتغیره استفاده شود. البته استفاده از مدل‌های سیستمی یا چندمتغیره بجای مدل‌های تک متغیره دو محدودیت مهم به همراه خواهد داشت. اولا هر چه پارامترهایی که تخمین زده می‌شوند بیشتر شود، از دقت نتایج کاسته خواهد شد و برای قابل اعتماد بودن نتایج به داده‌های بیشتری نیازمندیم. دوم اینکه در بسیاری از موارد نتایج حاصل قدرت توضیح‌دهندگی بالایی ندارند. لذا معمولا به دنبال ساختارهای ساده هستیم (تسای، ۲۰۰۲).

مدل های آرچ و گارچ تک متغیره به مدل های گارچ چند متغیره بسط یافته اند. در مدل هـای گـارچ چنـد متغیره ماتریس واریانس کواریانس جمله های اخلال سری ها برآورد می شـود، در حالیکـه در مـدل هـای تـک متغیره فقط واریانس جملات اخلال سری ها محاسبه می شود. از این رو، مدل گارچ چند متغیـره بـرای تحلیـل هم حرکتی نوسانات و اثرات اهرمی بین بازارهای مختلف و تشخیص شواهدی مبنی بر وجود انتقال نوسـانات در میان بازارهای مختلف به کار گرفته شده است. در سال‌های اخیر مدل‌های *GARCH* چندمتغیره توسعه بسیاری پیدا کرده‌اند.

در مدل‌های *GARCH* چندمتغیره، تعداد پارامترها با افزایش بعد مدل به شدت افزایش می‌یابد و از سوی دیگر لازم است، ماتریس واریانس، مثبت معین باشد. برقراری این ویژگی‌ها توسط پارامترهای برآورد شده، چندان ساده نیست(باونز، لارنت، رامبوتس، ۲۰۰۶).

مدل‌های ترکیب خطی *GARCH* تک‌متغیره[۱۷] همانطور که از اسم‌شان پیداست، ترکیب‌های خطی از چندین مدل تک‌متغیره هستند، که هر یک لزوما یک مدل استاندارد *GARCH* نیستند. اما مدل‌های ترکیب غیرخطی گارچ تک‌متغیره[۱۸] به محقق این امکان را می‌دهند تا به صورت مجزا، از یک طرف هر یک از واریانس-های شرطی را مشخص کرده و از طرف دیگر، ماتریس همبستگی‌های شرطی را مشخص کند، اما در میان مدل-های گارچ چندمتغیره، مدل‌های گارچ برداری[۱۹]، *BEKK*[۲۰] و همچنین مدل گارچ عاملی *F-GARCH*[۲۱] در مدلسازی سری‌های زمانی مالی کاربرد به مراتب بیشتری دارند(باونز، لارنت، رامبوتس، ۲۰۰۶). که در ادامه ساختار کلی برخی مدل های فوق ارائه می شود:

فرض کنید بردار r_t بردار بازده N دارایی مالی در دوره tام و I_{t-1} مجموعه اطلاعات جمع‌آوری شده تا زمان $t-1$ باشد. بنابراین می‌توان نوشت:

$$r_t = \mu_t(I_{t-1}) + \varepsilon_t$$

که در آن μ_t بردار بازده مورد انتظار دوره tام با توجه به مجموعه اطلاعات گذشته بوده و بردار ε_t نیز نشان-دهنده پسماندها در دوره tام بوده که به صورت زیر قابل تعریف است:

$$\varepsilon_t = H_t^{\frac{1}{2}}(I_{t-1})z_t$$

که $H_t^{\frac{1}{2}}(I_{t-1})$ یک ماتریس مثبت معین $N \times N$ و z_t بردار تصادفی به صورت $N \times 1$ با فرایند نوفه سفید می باشد. به راحتی می‌توان نشان داد که ماتریس واریانس شرطی r_t برابر H_t می‌باشد. چهار تصریح معروف مدل گارچ چند متغیره عبارتند از مدل های گارچ برداری، مدل *BEKK*، مدل *CCC* و مدل *DCC*. در ادامه به بررسی هریک از این مدل ها پرداخته می شود.

مدل گارچ برداری

یک معادله عمومی برای H_t که توسط بالرسلو در سال ۱۹۸۸ پیشنهاد شد، مدل ساده *VEC(1,1)* است که به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$h_t = c + A\eta_{t-1} + Gh_{t-1}$$

که در آن :

$$h_t = vech(H_t)$$
$$\eta_t = vech(\varepsilon_t \varepsilon_t')$$

عملگر $vech$ روی یک ماتریس مربع تعریف شده و مقادیر روی قطر اصلی و زیر قطر اصلی را بصورت بردار می-دهد. همچنین تعداد پارامترهای این مدل برابر با $N(N+1)(N(N+1)+1)/2$ می‌باشد. مثلا به ازای $N=3$ باید ۷۸ پارامتر تخمین زده شود. لذا این مدل در موارد دو متغیره کاربرد دارد. برای حل این مشکل معمولا محدودیت‌هایی روی پارامترهای مدل اعمال می‌گردد. بالرسلو (۱۹۸۸) مدل قطری *VEC* را پیشنهاد کرد که در آن ماتریس‌های A و G قطری فرض‌شده و عناصر h_{ijt} صرفا وابسته به وقفه‌های خود و مقادیر یک دوره

گذشته $\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt}$ می‌باشند. این محدودیت تعداد پارامترها را به $N(N+5)/2$ کاهش می‌دهد، اما همچنان در مدل‌های با بعد زیاد، تخمین مدل مشکل خواهد بود.

مدل *BEKK* :

با توجه به این که در یک مدل *VEC* تضمین مثبت معین بودن H_t بدون اعمال محدودیت‌های قوی مشکل است، انگل و کرونر (۱۹۹۵) مدل *BEKK* را پیشنهاد کردند. یک مدل *BEKK(1,1,K)* بصورت رابطه زیر تعریف می‌گردد:

$$H_t = C^{*'}C^* + \sum_{k=1}^{K} A_k^{*'}\varepsilon'_{t-1}\varepsilon_{t-1}A_k^* + \sum_{k=1}^{K} G_k^{*'}H_{t-1}G_k^*$$

در شکل ساده‌تر یک مدل *BEKK(1,1)* بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$H_t = C^{*'}C^* + A^{*'}\varepsilon'_{t-1}\varepsilon_{t-1}A^* + G^{*'}H_{t-1}G^*$$

که در آن A^* و G^* و C^* ماتریس‌های $N \times N$ و C^* یک ماتریس بالامثلثی می‌باشد.
لازم به ذکر است مدل‌های *BEKK* شکل خاصی از مدل‌های *VEC* هستند، لیکن پارامترهای مدل *BEKK*، برخلاف مدل *VEC*، مستقیما تاثیر وقفه‌ها را روی عناصر H_t نشان نمی‌دهند. علی‌رغم اعمال محدودیت‌های مختلف روی مدل‌های *BEKK*، معمولا زیادبودن پارامترها همچنان یک مشکل اساسی می‌باشد. لذا این مدل‌ها در موارد با بعد بیش از ۳ یا ۴ متغیر (سری) بکار نمی‌روند.

مدل *CCC* :

مدل همبستگی شرطی ثابت(*CCC*) توسط بولرسلو (۱۹۹۰)، ارائه شد که در آن ماتریس همبستگی شرطی به شکل رابطه زیر تعریف می‌شود.

$$R = \begin{bmatrix} 1 & \dots & \rho_{1N} \\ \dots & \dots & \dots \\ \rho_{N1} & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

که در آن، ماتریس ρ_{ij}، ضریب همبستگی بین متغیرهای i و j می‌باشد. ثابت در نظرگرفتن همبستگی‌های شرطی باعث کاهش تولید پارامترها شده و در نتیجه برآورد ساده‌تر می‌شود. با این شرایط ماتریس واریانس شرطی H_t، در قالب رابطه زیر بیان می‌شود.

$$H_t = diag\left(\sqrt{h_{11,t}}, \dots, \sqrt{h_{NN,t}}\right)\ [R]\ diag\left(\sqrt{h_{11,t}}, \dots, \sqrt{h_{NN,t}}\right)$$

در حالت دو متغیره($N=2$) و $p = q = 1$ ، حالت گسترده ماتریس H_t به شکل رابطه زیر است. عملگر *diag*، عملگری است که عناصر روی قطر ماتریس را انتخاب می‌کند.

$$H_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{bmatrix}$$

که در آن، واریانس‌های $h_{11,t}$ و $h_{22,t}$ در واقع همان فرآیند *GARCH* چندمتغیره با $p = q = 1$ می باشند.

مدل *DCC* :

در سال۲۰۰۲، انگل، فرض ثابت بودن همبستگی‌های شرطی را در نظر نگرفت و مدل *DCC* را که مدل همبستگی‌های شرطی پویا اطلاق می‌گردد را ارائه نمود. در این مدل به ماتریس همبستگی اجازه تغییر در طی زمان داده می‌شود. در تعریف ماتریس H_t، فرقی بین مدل *DCC* و *CCC* وجود ندارد و در این مدل هم ماتریس H_t، ماتریس واریانس-کواریانس است.

$$H_t = D_t R_t D_t$$

انگل دو برآورد متفاوت برای R_t در نظر گرفته است که در برآورد اول از یک صورت نمایی بهره به صورت رابطه زیر بهره می‌گیرد؛

$$Q_t = (1-\lambda)\left(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}\right) + \lambda Q_{t-1}$$

که Q_t، تعریفی از ماتریس مثبت و متناهی است و R_t به شکل رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$R_t = diag(Q_t)^{-1/2} Q_t diag(Q_t)^{-1/2}$$

صورت دیگر بهره‌گیری از مدل *GARCH(1,1)* به عنوان یک مشخصه جهت تعریف مدل است:

$$Q_t = R_0(1-\alpha-\beta) + \alpha\left(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}\right) + \beta Q_{t-1}$$

که در آن R_0، ماتریس همبستگی غیرشرطی است و شرط $\alpha + \beta < 1$ برقرار می‌باشد. در یک تصریح کلی داریم؛

$$r_t|\psi_{t-1} \sim N(o\,, D_t R_t D_t)$$
$$\varepsilon_t = D_t^{-1} r_t$$
$$D_t^2 = diag\left(a_{0,i}\right) + diag\left(a_{1,i}\right) o\, r_{t-1} r'_{t-1} + diag\left(b_{1,i}\right) o\, D_{t-1}^2$$

$$Q_t = R_0(1-\alpha-\beta) + \alpha\left(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}\right) + \beta Q_{t-1}$$
$$R_t = diag(Q_t)^{-1/2} Q_t diag(Q_t)^{-1/2}$$

این رویکرد منجر به تصریح جامعی از مدل *DCC* به صورت روابط فوق گردید. مشخص است که r_t، نرخ بازده و $r_t|\psi_{t-1}$ بازده به شرط کلیه اطلاعات دوره‌های قبل است.

۳-۱-۲- ارزش در معرض ریسک

مفهوم VaR ، یک شیوه پذیرفته شده برای فهم نحوه اندازه گیری ریسک یک سبد است. اصولاً هدف ارزش در معرض ریسک، حداکثر نمودن ارزش سبدی است که در یک دوره زمانی مشخص با یک سطح اطمینان مشخص و معین می تواند دچار سود یا زیان شود.

اگر w یک ماتریس $K \times 1$ وزن‌های پورتفوی و Σ ماتریس $K \times K$ واریانس کواریانس باشد، واریانس پورتفوی برابر است با:

$$\sigma^2_{port} = w'\Sigma \mathrm{w}$$

آنگاهارزش در معرض ریسک (VaR) برابر است با:

$$VaR(p) = -\sigma_{port}\gamma(p)\mathrm{P_{t-1}}$$

که در رابطه فوق $\mathrm{P_{t-1}}$ ارزش پورتفوی در روز قبل و $\gamma(p)$ مقدار جدولی توزیع نرمال معادل احتمال p می باشد.

۳-۱-۳- پس آزمایی

آزمون کوپیک

یک راه برای تعیین درستی یک مدل آن است که آن مدل بتواند اتفاقات آینده را درست پیش‌بینی نماید. معیار مهم در این زمینه توجه به تعداد یا نسبت شکست‌ها (انحراف) از مقدار مورد انتظار است . برای انجام این آزمون فرضیه زیر مورد بررسی قرار گیرد:

$$\begin{cases} H_0: \partial = \alpha \\ H_1: \partial \neq \alpha \end{cases}$$

از طریق آزمون فرضیه فوق می‌توان فرضیه برابری نسبت شکست و سطح پوشش را مورد بررسی قرار داد، که در آن $\hat{\partial}$ نسبت تعداد تخطی ها به کل پیش‌بینی ها یا همان نسبت شکست می‌باشد، آماره این آزمون بصورت ذیل می‌باشد.

$$LR_{pf} = 2ln\left[\frac{\hat{\alpha}^{T_1}(1-\hat{\alpha})^{T-T_1}}{\alpha^{T_1}(1-\alpha)^{T-T_1}}\right]$$

که در فرمول فوق LR_{pf} نسبت احتمال شکست کوپیک،T تعداد کل پیش‌بینی‌ها، T_1 تعداد شکست ها و $\widehat{\alpha}$ و α به ترتیب نسبت شکست و سطح پوشش می باشند. در صورتی که آماره آزمون محاسبه شده از توزیع خی دو با یک درجه آزادی در سطح خطای مورد نظر کمتر باشد می‌توان ادعا نمود که درصد خطای پیش‌بینی مدل حداکثر به میزان سطح خطای تعیین شده خواهد بود و مدل از اعتبار مناسب در پیش‌بینی VaR برخوردار است. (Kupiec, ۱۹۹۵).

آزمون کریستوفرسن

این آزمون احتمالاً شناخته شده ترین آزمون پوشش شرطی می‌باشد که توسط کریستوفرسن(۱۹۹۸) ارائه شده است. او از همان چارچوب آزمون لگاریتم تابع درست نمایی موجود در کوپیک استفاده می‌کند ولیکن این آزمون را بسط داده است و آماره مجزایی برای استقلال استثنائات در نظر می‌گیرد آزمون کریستوفرسن علاوه بر نرخ صحیح پوشش احتمال وابستگی یک استثنای در یک روز بر بازده روز گذشته را مورد بررسی قرار می‌دهد.

از آنجا که آزمون کوپیک وجود وابستگی زمانی تخطی‌ها را نادیده می‌گیرد، و از طرف دیگر در سری زمانی بازده های مالی خوشه‌های تلاطم دیده می‌شود، مدل های در معرض ریسک می‌بایست بنحوی طراحی گردند تا ارزش در معرض ریسک متاثر از تخطی‌های متوالی نگردد. کریستوفرسن برای ارزیابی مدل از این دیدگاه آزمون احتمالی پوشش شرطی[۲۲] را که اختلاطی از آزمون سطح پوشش غیر شرطی[۲۳] و استقلال زنجیره‌ای[۲۴] است را طراحی نمود، چرا که دقت کافی و لازم را در ارزیابی مدل های ارزش در معرض خطر لحاظ می‌کند و این ترکیب باعث می‌گردد که سطح خطای آماری کم گردد.

$$LR_{cc} = 2ln\left[\frac{L(\widehat{\Pi})}{L(\Pi_\alpha)}\right].X^2$$

که در آن $L(\widehat{\Pi})$ بصورت ذیل محاسبه می‌گردد:

$$L(\widehat{\Pi}) = (1-\hat{\pi}_{01})^{T_{00}}\hat{\pi}_{01}^{01}(1-\hat{\pi}_{11})^{T}\hat{\pi}_{11}^{T_{11}}$$
$$L(\widehat{\Pi}_\alpha) = (1-\alpha)^{T_0}\alpha^{T_1}$$

اگر آماره آزمون کریستوفرسن از مقدار ارزش بحرانی توزیع کای دو با درجه آزادی دو بیشتر باشد و فرضیه صفر بدین صورت بیان شده باشد که $\widehat{\Pi} = \Pi_\alpha$ در نتیجه فرضیه صفر رد می‌شود و این بدان معناست که مدل از پوشش شرطی لازم برخوردار نیست.

آزمون لوپز:

مدل های پس آزمایی مبتنی بر تعداد استثنائات دو مشکل اساسی دارند، اولین مشکل در ارتباط با قابلیت آماری پایین آنها می باشد و دومین مشکل این است که بطورکلی در این مدل ها ابعاد زیان در نظر گرفته نمی شود. بر این اساس لوپز(1999) آزمون های آماری دیگری را به منظور ارزیابی مدل های VaR ارائه نمود، که

مبتنی بر حداقل ساختن یک تابع زیان به نحوی می باشد که خواسته ها و اهداف مدیر ریسک یا مقـام نظـارتی مربوطه تامین گردد .این روش‌ها براساس یک تابع زیان [۲۵]رتبه بندی شده و هرچه نمره یک مدل کمتر باشد آن مدل دارای وضعیت بهتری خواهد بود. رابطه تابع زیان لوپز که براساس زیان دنبالـه‌هـا طراحـی شـده اسـت بـه صورت ذیل مطرح گردید:

$$C_t = \begin{cases} 1 + (L_t - \mathrm{VaR}_t)^2 \;\; if \;\; L_t > VaR_t \\ 0 \; if \;\; L_t \leq VaR_t \end{cases}$$

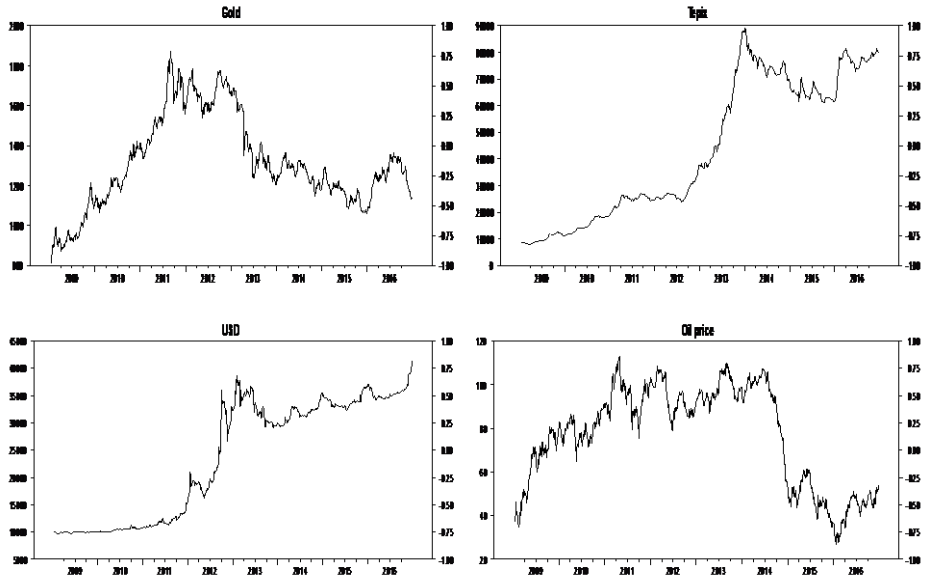
پس آزمایی بر اساس این تابع زیان بر اساس میانگین زیان نمونه خواهد بود:

$$\hat{L} = \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} C_t$$

آماره لوپز در هر سطحی از خطا دارای یک مقدار بهینه می‌باشد و هرچه قدر تعداد تخطی‌های مدل برازش شده به تعداد تخطی‌های بهینه آماره لوپز نزدیک باشد، از دیدگاه لوپز آن مدل یک مدل بهینه می‌باشد.

۳-۳- داده ها

در این تحقیق به بررسی عملکرد تصریحات مختلف مدل های گارچ چنـد متغیـره در پـیش بینـی ارزش در معرض ریسک پورتفوی ارز، سهام و طلا پرداخته می شود. از آنجا که قیمت نفت متغیر برونزای تاثیر گـذاری بـر اقتصاد ایران و درنتیجه بایارهای مالی می باشد از این متغیر به عنوان متغیر برونزا در مدل استفاده شـده اسـت. نمودار (۱) نرخ ارز بازار آزاد (دلار به ریال)، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران(TEPIX) قیمـت نفـت WTI و قیمت سکه بهار آزادی را ابتدای سال ۲۰۰۹ تا ابتدای سال ۲۰۱۷ نشان می دهد. داده های مربوط به متغیرهای نرخ ارز، شاخص سهام و قیمت طلا از نرم افزار رهاورد نوین استخراج شده است. همچنـین قیمـت نفـت نیـز از سایت EIA.org گرفته شده است.



نمودار(۲) نرخ ارز(*USD*)، قیمت طلا(*GOLD*)، شاخص سهام(*TEPIX*) و قیمت نفت (*OILPRICE*)

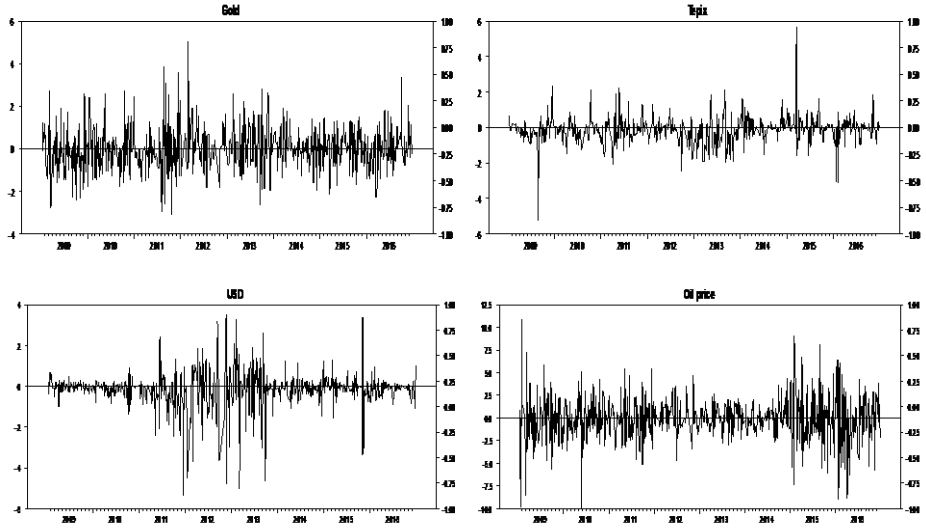
با توجه به خواص مهمی مثل مانایی بازده ها و ... در مطالعات از بازده به جای قیمت استفاده می شود. فرض کنید p_t قیمت یک دارائی در زمان t باشد. بازده ساده، R_t، این دارائی برابر خواهد بود با:

$$R_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

همچنین بازده مرکب پیوسته، r_t ، یا بازده لگاریتمی مطابق تعریف برابر است با:

$$r_t = \ln(1 + R_t) = \ln(\frac{P_t}{P_{t-1}})$$

نمودار(۲) بازده مرکب محاسبه شده چهار متغیر نرخ ارز(*USD*)، قیمت طلا(*GOLD*)، شاخص سهام(*TEPIX*) و قیمت نفت (*OILPRICE*)را نشان می دهد. همچنین جدول (۱) آمارهای توصیفی بازده ها را نشان می دهد.



نمودار(۲)بازده مرکب نرخ ارز(*USD*)، قیمت طلا(*GOLD*)، شاخص سهام(*TEPIX*) و قیمت نفت (*OILPRICE*)

جدول (۱) آماره‌های توصیفی مربوط به سه متغیر بازده بازار سهام، ارز و طلا را نشان می دهد. همانطور که مشاهده می کنید متوسط بازده روزانه ارز معادل ۰/۱۲درصد، طلا ۰/۰۵درصد و سهام ۰/۲۱درصد در طول دوره مورد بررسی بوده است. انحراف معیار(std. dev) محاسبه شده در جدول نشان می‌دهد نوسانات بازار سرمایه نسبت به بازارهای طلا و ارز بسیار کمتر بوده است. همچنین نتایج آماره Jarque-Bera نشان دهنده رد فرض صفر نرمال بودن توزیع برای همه سری‌های بازده می‌باشد.

جدول ۱-آماره های توصیفی داده های روزانه به همراه نتایج آزمون جارکو- برا

شرح	ارز	طلا	شاخص
میانگین	0.12%	0.05%	0.21%
میانه	0.03%	0.06%	0.08%
بیشینه	27.63%	5.63%	7.50%
کمینه	-18.23%	-14.38%	-5.67%
انحراف معیار	0.018	0.015	0.012
چولگی	2.744	-1.305	0.830
کشیدگی	70.705	14.763	8.700
جارکو- برا	199559	6279	1524
احتمال	0.000	0.000	0.000

جدول(۲) نتایج آزمون های ریشه واحد برای داده های مورد بررسی را نشان می دهد. نتایج آزمون ها نشان می دهد همه متغیرها در سطح ۱٪ مانا می باشند.

جدول ۲- نتایج آزمون مانایی برای داده های روزانه

شرح	بازده طلا	بازده سهام	بازده ارز
آماره ADF	-23.83346	-9.493603	-19.44351
Prob	0.0000	0.0000	0.0000
آماره PP	-23.80814	-16.36101	-22.54612
Prob	0.0000	0.0000	0.0000

۴- برآورد مدل و تحلیل نتایج

۴-۱- نتایج برآورد مدل

برای بررسی عملکرد مدل های مختلف گارچ چند متغیره در پیش بینی ارزش در معرض ریسک، داده ها به دو دوره برآورد و آزمون تقسیم شده اند. دوره برآورد مدل از ۲۰۰۹/۱/۱ تا ۲۰۱۶/۱/۱ می باشد. همچنین برای پس آزمایی مدل، دوره آزمون مدل از ۲۰۱۶/۱/۱ تا ۲۰۱۶/۱۲/۲۸ در نظر گرفته شده است.

جهت برآورد مدل های این تحقیق از نرم افزار RATS9 استفاده شده است. مدل میانگینی مورد استفاده در این پژوهش مدل خودرگرسیو برداری(VAR) می باشد که با استفاده از آماره شوارتز(SIC) وقفه بهینه آن برابر ۲ تعیین شده است. جداول (۱) تا (۴) پیوست نتایج آزمون ها و برآورد مدل VAR را نشان می دهد. در جداول (۳) تا (۵) نتایج برآورد تصریحات مختلف مدل گارچ چند متغیره یعنی مدل DCC، مدل VECH و مدل BEKK آورده شده است. همانطور که در این جداول مشاهده می کنید تعداد ضرایب برآورد شده مدل گارچ برداری (VECH)و مدل BEKK بسیار بیشتر از مدل DCC می باشد که این موضوع به کاهش شدید درجه آزادی منجر می شود. یک راه جایگزین برای این مساله استفاده از فرم قطری ماتریس های A و B در مدل های فوق می‌باشد به همین جهت فرم قطری مدل VECH نیز در این مطالعه برآورد شده است. با این حال به دلیل اهمیت ضرایب غیر قطری در برآورد درست کواریانس شرطی، با وجود زمان بر بودن برآورد این مدل ها، برای پیش بینی ارزش در معرض ریسک پورتفوی از فرم کامل این مدل‌ها استفاده شده است.

جدول(۳) نتایج برآورد مدل DCC

Probe	آماره t	ضریب	
0.012	2.507	0.026	C(1)
0.105	1.622	0.057	C(2)
0.119	1.559	0.116	C(3)
0.003	2.973	0.490	A(1)
0.012	2.516	0.180	A(2)
0.022	2.284	0.103	A(3)
0.000	29.444	0.772	B(1)
0.000	28.175	0.892	B(2)
0.000	48.188	0.935	B(3)
0.205	1.268	0.029	DCC(1)
0.004	2.910	0.681	DCC(2)
0.000	15.219	2.429	Shape
8.368		AIC	
8.492		SBC	

جدول (۴) نتایج برآورد مدل VECH

Probe	آماره t	ضریب		Probe	آماره t	ضریب	
0.000	170.727	0.840	B(1,1)(1)	0.000	279.842	2.845	C(1,1)
0.027	-2.207	-0.024	B(1,1)(2)	0.588	-0.542	-0.013	C(2,1)
0.000	-249.943	-0.468	B(1,1)(3)	0.000	206.131	1.319	C(2,2)
0.000	14.923	1.573	B(1,1)(4)	0.000	-6.294	-0.322	C(3,1)
0.000	4.128	0.074	B(1,1)(5)	0.926	-0.093	-0.004	C(3,2)
0.000	-24.409	-0.028	B(1,1)(6)	0.000	31.997	2.718	C(3,3)
0.000	-5.729	-0.031	B(2,1)(1)	0.000	20.395	0.246	A(1,1)(1)
0.000	16.184	0.536	B(2,1)(2)	0.000	-3.584	-0.024	A(1,1)(2)
0.562	0.579	0.003	B(2,1)(3)	0.000	5.652	0.008	A(1,1)(3)
0.000	5.627	0.525	B(2,1)(4)	0.000	7.766	0.189	A(1,1)(4)
0.698	0.388	0.019	B(2,1)(5)	0.063	1.862	0.010	A(1,1)(5)
0.073	1.793	0.005	B(2,1)(6)	0.073	1.795	0.009	A(1,1)(6)
0.182	1.334	0.003	B(2,2)(1)	0.748	0.321	0.001	A(2,1)(1)
0.548	0.601	0.006	B(2,2)(2)	0.000	7.357	0.125	A(2,1)(2)
0.000	542.432	0.699	B(2,2)(3)	0.000	-3.704	-0.015	A(2,1)(3)
0.104	1.625	0.078	B(2,2)(4)	0.000	-8.287	-0.067	A(2,1)(4)
0.000	-3.807	-0.060	B(2,2)(5)	0.791	-0.265	-0.004	A(2,1)(5)
0.000	5.741	0.004	B(2,2)(6)	0.828	-0.217	-0.001	A(2,1)(6)
0.000	6.366	0.068	B(3,1)(1)	0.000	6.647	0.006	A(2,2)(1)
0.000	-7.342	-1.138	B(3,1)(2)	0.000	5.276	0.023	A(2,2)(2)
0.000	-8.531	-0.099	B(3,1)(3)	0.000	64.620	0.050	A(2,2)(3)
0.001	-3.218	-0.479	B(3,1)(4)	0.000	48.579	0.127	A(2,2)(4)

Probe	آماره t	ضریب		Probe	آماره t	ضریب	
0.000	5.533	0.830	B(3,1)(5)	0.000	-11.297	-0.033	A(2,2)(5)
0.000	-8.633	-0.049	B(3,1)(6)	0.002	-3.071	-0.006	A(2,2)(6)
0.000	4.206	0.012	B(3,2)(1)	0.001	3.246	0.010	A(3,1)(1)
0.507	-0.663	-0.044	B(3,2)(2)	0.808	-0.243	-0.007	A(3,1)(2)
0.153	-1.428	-0.014	B(3,2)(3)	0.650	-0.454	-0.004	A(3,1)(3)
0.000	-5.931	-0.372	B(3,2)(4)	0.052	1.941	0.073	A(3,1)(4)
0.000	9.850	0.690	B(3,2)(5)	0.186	1.323	0.032	A(3,1)(5)
0.512	-0.656	-0.003	B(3,2)(6)	0.079	1.754	0.022	A(3,1)(6)
0.329	0.976	0.007	B(3,3)(1)	0.675	-0.420	0.000	A(3,2)(1)
0.008	2.647	0.321	B(3,3)(2)	0.000	3.540	0.074	A(3,2)(2)
0.366	-0.903	-0.016	B(3,3)(3)	0.003	3.018	0.030	A(3,2)(3)
0.276	-1.089	-0.157	B(3,3)(4)	0.565	-0.575	-0.007	A(3,2)(4)
0.000	-3.947	-0.812	B(3,3)(5)	0.023	-2.266	-0.066	A(3,2)(5)
0.000	71.584	0.675	B(3,3)(6)	0.000	4.378	0.024	A(3,2)(6)
0.000	651.214	2.21564	Shape	0.048	-1.974	-0.005	A(3,3)(1)
				0.334	-0.966	-0.024	A(3,3)(2)
				0.000	-6.325	-0.076	A(3,3)(3)
8.594		AIC		0.834	-0.209	-0.012	A(3,3)(4)
9.014		SBC		0.000	-6.102	-0.257	A(3,3)(5)
				0.000	8.264	0.326	A(3,3)(6)

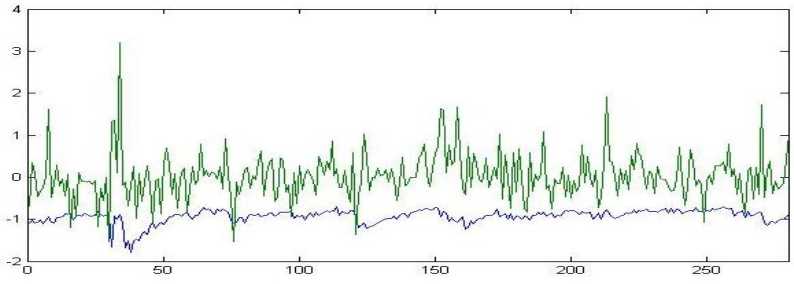
جدول(۵) نتایج برآورد مدل BEKK

Probe	آماره t	ضریب	
0.000	4.065	0.145	C(1,1)
0.036	2.102	0.089	C(2,1)
1.000	0.000	0.000	C(2,2)
0.000	3.550	0.422	C(3,1)
1.000	0.000	0.000	C(3,2)
1.000	0.000	0.000	C(3,3)
0.000	6.994	0.680	A(1,1)
0.141	-1.473	-0.026	A(1,2)
0.561	-0.581	-0.015	A(1,3)
0.738	0.335	0.011	A(2,1)
0.034	2.126	0.091	A(2,2)
0.140	-1.476	-0.073	A(2,3)
0.005	2.805	0.089	A(3,1)
0.618	0.499	0.009	A(3,2)
0.000	4.769	0.275	A(3,3)
0.000	67.033	0.884	B(1,1)
0.001	3.476	0.012	B(1,2)

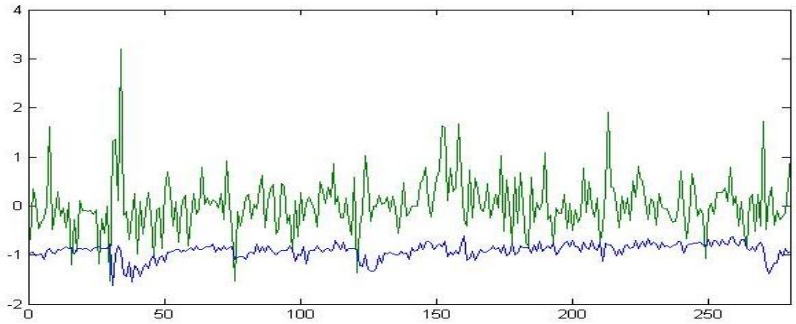
Probe	آماره t	ضریب	
0.889	0.140	0.001	B(1,3)
0.002	-3.141	-0.014	B(2,1)
0.000	354.236	0.996	B(2,2)
0.119	1.557	0.010	B(2,3)
0.000	-4.575	-0.021	B(3,1)
0.002	-3.131	-0.012	B(3,2)
0.000	91.478	0.967	B(3,3)
0.000	18.490	2.414595344	Shape
8.429		AIC	
8.6		SBC	

۴-۲- پیش بینی ارزش در معرض ریسک و پس آزمایی

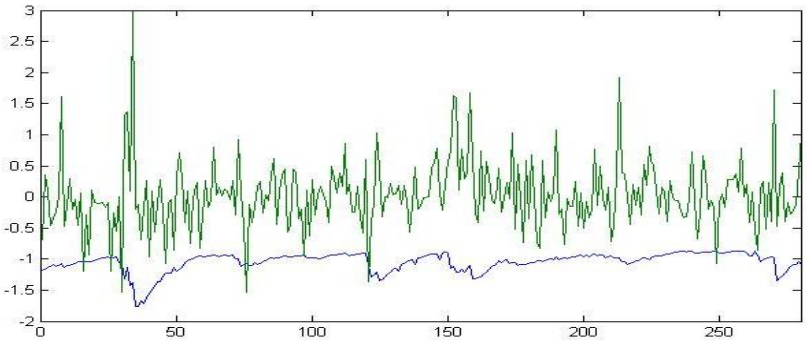
برای پیش بینی ارزش در معرض ریسک پوتفوی از پیش بینی ماتریس واریانس کواریانس شـرطی یـک روز بعد هریک از تصریحات گارچ چند متغیره استفاده شده است. بنابراین بـرای محاسـبه ارزش در معـرض ریسـک برای دوره آزمون لازم است تا هریک از تصریحات به تعداد طول دوره آزمون(۲۸۰ بار) برآورد شوند که این کـار بسیار زمان بر می باشد. با این حال می‌توان با قرار دادن مقادیر اولیه کارا بر این مشکل فائق آمد. بعد از بـرآورد اولیه(که نتایج آن در جداول ۳ تا ۵ آورده شد)، برآوردهای پارامترها بدست می‌آید که به احتمال زیـاد بـا تغییـر حجم نمونه زیاد تغییر نمی‌کنند. بنابراین در این تحقیق از برآوردهای پارامترهای نمونه قبلـی بـه‌عنـوان مقـادیر ابتدایی در برآورد جدید استفاده شده است که این موضوع باعث کاهش قابل توجه زمان برآورد مدل هـا گردیـد. نمودارهای(۳) تا (۶) سری زمانی های ارزش در معرض ریسک پیش بینی شده پورتفوی شامل ارز، سهام و طـلا با وزن های برابر و با سطح احتمال ۵٪ برای دوره آزمون مدل ها (از ۲۰۱۶/۱/۱ تا ۲۰۱۶/۱۲/۲۸) را نشـان مـی دهد. این نمودارها نشان می دهد تصریحات مختلف مدل گارچ چند متغیره در پیش بینی *VaR* تقریبا هم جهت رفتار می کنند. با ایـن حـال همـانطور نوسـانات ارزش در معـرض ریسـک پـیش بینـی شـده بـه وسـیله مـدل قطری(*Diagnal*) بسیار کمتر از سایر مدل ها می باشد.



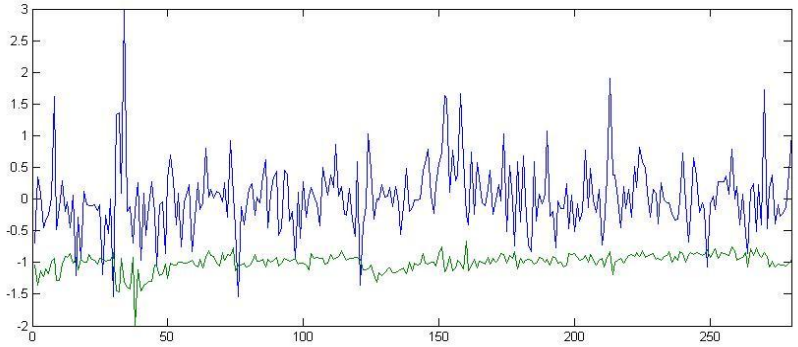
نمودار(۳) بازده و ارزش در معرض ریسک پورتفوی با روش *DCC*



نمودار(۴) بازده و ارزش در معرض ریسک پورتفوی با روش *BEKK*



نمودار(۵) بازده و ارزش در معرض ریسک پورتفوی با روش *Diagnal*



نمودار(۶) بازده و ارزش در معرض ریسک پورتفوی با روش *VECH*

نتایج آزمون های پس آزمایی در جدول (۶) ارائه شده است. هدف ما بررسـی دو ویژگـی تعـداد و اسـتقلال استثنائات می‌باشد که برای بررسی آن‌ها به ترتیب از آزمون کوپیک و آزمون استقلال (آزمون پوششی) که توسط کریستوفرسن[۲۶] (۱۹۹۸) مطرح شده، استفاده می‌کنیم.

آزمون کوپیک، برابری بین سطح معنی داری تئوری و احتمال تجربی استثنائات را بررسی می‌کنـد. در ایـن آزمون فرض می‌شود که متغیر تصادفی وقوع یک نقض در زمان t از توزیع برنولی پیروی می‌کند. فرض صفر این آزمون برابری نسبت نقض تئوری و نسبت نقض تجربی است. به عبارت دیگر:

$$H_0 : p = \hat{p} = \frac{\upsilon_1}{W_T}$$

در سطح اطمینان ۹۵٪ در صورتی که $LR > 3.84$ فرض صفر رد می‌شود (کوپیک، ۱۹۹۵). ایـن آزمـون بـه دلیل اینکه هیچ توزیع خاصی را برای داده‌های بازده در نظر نمی‌گیرد، یک آزمون ناپارامتری می‌باشد.

با توجه به نتایج ارائه‌شده در جدول ۶ برای آزمون کوپیک متوجه می‌شویم که فرض صفر را برای هـیچ یـک از چهار مدل نمی‌توان رد کرد. به عبارت دیگر برابری نسبت تئوری و تجربی از نظر آماری معنی دار اسـت. پـس می‌توان بیان داشت که این دسته از مدل‌ها را می‌توانند با دقت در نظر گرفته شده برای ارزش در معرض ریسک ، یعنی ۹۵٪، مقدار ارزش در معرض ریسک را برای دوره آتی پیش بینی کنند. پس با محاسبه نسبت نقض برای هر یک از این مدلها می‌توان گفت تقریبا این نسبت برابر یک است.

آزمون استقلال به بررسی خاصیت استقلال استثنائات از یکدیگر می‌پـردازد. اگـر دنبالـه رخـداد اسـتثنائات خاصیت خوشه‌ای بودن را داشته باشد. در این صورت با بکار بستن مدل‌های اقتصادسـنجی مـی‌تـوانیم اسـتثناء بعدی را پیش بینی کنیم. اگر مدلی قابلیت لحاظ کردن خوشه‌ای بودن استثنائات را داشته باشد، بـا تجربـه یـک استثناء مقدار تخمینی VaR برای دوره بعدی را افزایش می‌دهد. فـرض صـفر آزمـون اسـتقلال، پـذیرش وجـود استقلال بین رخ دادن استثناتات می‌باشد.

با دقت در جدول ۶ می‌توان دریافت که فرض صفر را نمی‌توان برای هیچ یک از این مدل‌هـا رد کـرد یعنـی بین رخداد استثنائات استقلال وجود دارد به عبارت دیگر مدل‌های مورد نظر، بعد از هر رخداد اسـتثناء، قابلیـت تعدیل مقدار پیش بینی ارزش در معرض ریسک برای دوره آتی را دارند. با مراجعه به شکل‌های مربـوط بـه هـر مدل می‌توان وجود این خاصیت برای هریک از مدلها را به‌طور شهودی بررسی نمود.

یک معیار دیگری که در پس آزمایی مورد استفاده قرار می‌گیرد، تابع زیان لـوپز[۲۷] مـی‌باشـد. لـوپز (۱۹۹۹، ۱۹۹۸) به منظور لحاظ کردن مقدار زیان استثنائات بیش از مقدار VaR پیشنهاد کرد میانگین مقادیر تابع زیـان برای دوره آزمون، مبنای مقایسه قرار گیرد. این معیار در واقع نشان می‌دهد که مدل‌ها در مواجـه بـا رخـدادهـا چگونه مقدار ارزش در معرض ریسک را تخمین می‌زنند که فاصله بین استثنا و مقدار ارزش در معـرض ریسـک تخمین زده شده به‌عنوان ملاک قضاوت بین مدل‌ها می‌باشد. این فاصله هرچقدر کمتر باشد بهتر اسـت و مـدلی که این خاصیت را داشته باشد در نوسان‌های شدید بازار از استواری بیشتری در مقادیر تخمین برخوردار است. با

ملاحظه ستون آخر جدول ۶ مشاهده می‌شود که مدل VECH از میان سایر مدلها تابع زیان کمتری را بـه خـود اختصاص داده است بنابراین این مدل استواری بیشتری را در تخمین ارزش در معرض ریسک دارد.

برای معرفی مدل مناسب ابتدا آزمون کوپیک را ملاک قرار می‌دهیم اگر دو یا چند مدل از منظر این آزمـون مناسب بودند سپس آزمون استقلال را برای آن‌ها بکار برده و در نهایت مدلی که متوسط تـابع زیـان لـوپز بـرای آن‌ها از همه کمتر باشد به‌عنوان مدل مناسب برگزیده می‌شود. همانطور که ملاحظه شد با در نظر گـرفتن همـه معیارهای مورد بررسی مدل VECH به‌عنوان مدلی که نسبت بـه بقیـه مـدل‌هـا عملکـرد بهتـری دارد انتخـاب می‌شود.

جدول(۶) نتایج آزمون کوپیک، کریستوفرسن و لوپز

مدل	میانگین تابع زیان لوپز	کریستوفرسن		کوپیک
	$\hat{L}$	LR_{cc}	LR_{cci}	LR_{pf}
مقدار بحرانی در سطح ۵٪		3.84	5.99	3.84
VECH	0.0324	0.4724	3.6529	3.1805
BEKK	0.0368	0.6001	2.7405	2.1404
DCC	0.0327	0.4724	3.6529	3.1805
DIAG	0.0331	0.4724	3.6529	3.1805

۵- بحث و نتیجه گیری

مقاله حاضر به‌منظور ارزیابی مدل های گارچ چندمتغیره در برآورد ارزش در معرض ریسک بازارهای ارز، سهام و طلا در ایران بود. بازار ارز ، بازار جدیدی است که در جهان به سرعت رو به گسترش است ولی در ایران هنوز به طور کامل شناخته شده نیست. در برخی از کشورها بانک ها و شرکت ها بخش قابل توجهی از بودجه خود را در بازار ارز به دست می آورند. بنابراین برای یک اقتصاد مهم است که بانک ها و شرکت ها به بازارهای سرمایه در دیگر ارزها دسترسی داشته باشند. این امر نیازمند بازارهای سرمایه خارجی و مدیریت خطرات مالی بازار می باشد که سرمایه قرض گرفته شده در ارزهای خارجی را همراهی کند. اگر این مدیریت ریسک عملکرد کارآمدی نداشته باشد، دسترسی به ارز خارجی می تواند دشوارتر شود یا هزینه این سرمایه می تواند افزایش یابد. بنابراین قرار دادن یک مقیاس برای بازار ارز خارجی در شاخص استرس مالی ارزشمند است. کاربرد شاخص استرس مالی مزایای گسترده ای برای مقامات پولی و سازمانهای تنظیمی و نظارتی مالی دارد. با توسعه بازارهای مالی،نیاز به معرفی مدل های جدید ، پیش بینی و مدیریت ریسک،احساس می شود. یکی از شاخصهایی که در زمینه مدیریت و اندازه گیری درجه ریسک مورد توجه قرار گرفته شاخص ارزش در معرض ریسک می باشد. در این پژوهش مدل گارچ چند متغیره[۲۸] جهت پیش بینی ارزش در معرض ریسک[۲۹] پورتفوی شامل ارز، سهام و

طلا مورد ارزیابی قرار گرفته و از بازده مرکب داده های قیمت طلا، شاخص کل بورس اوراق بهادار و نرخ ارز استفاده گردید.

لذا در نتیجه در این پژوهش تصریحات مختلف مدل گارچ چند متغیره جهت پیش بینی ارزش در معرض ریسک پورتفویی شامل ارز، سهام و طلا مورد ارزیابی قرار گرفت. برای این منظور از بازده مرکب داده های قیمت طلا، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و نرخ ارز از ابتدای سال ۲۰۰۹ تا ابتدای سال ۲۰۱۶ به عنوان دوره برآورد استفاده گردید. نتایج برآورد مدل های VECH، BEKK ، DCC و VECH قطری نشان داد تلاطمات این متغیرها در دوره برآورد بریکدیگر اثرگذار بوده است. این موضوع فرضیه عدم استقلال بازارها در ایران را تایید می نماید. همچنین به منظور بررسی عملکرد این مدل ها در پیش بینی ارزش در معرض ریسک از پیش بینی یک روزه ماتریس واریانس کواریانس شرطی این مدل ها در طول دوره آزمون (از ابتدای سال ۲۰۱۶ تا ابتدای سال ۲۰۱۷) استفاده شد. برای این منظور هر یک از سه مدل ۲۸۰ بار(طول دوره آزمون) برآورد گردیده و پیش بینی یک روزه آنها از ماتریس واریانس کواریانس شرطی برای محاسبه ارزش در معرض ریسک محاسبه گردید. نتایج پس آزمایی مدل ها با استفاده از آزمون کوپیک و کریستفرسن نشان داد عملکرد هر چهار مدل در دوره آزمون مناسب بوده است. مقایسه میانگین تابع زیان لوپز نشان داد مدل VECH نسبت به سایر مدل ها عملکرد بهتری داشته است. علیرغم عملکرد مطلوب مدل VECH با این حال برآوردواین مدل بسیار زمان بر می باشد. ضمن اینکه با توجه به تعداد پارامترهای زیادی که در برآورد مدل های VECH و BEKK محاسبه می شود که به کاهش درجه آزادی و درنتیجه کاهش اعتبار مدل منجر می شود استفاده از این دو مدل برای پیش بینی ارزش در معرض ریسک پورتفوی هایی که شامل بیش از سه دارایی می باشند توصیه نمی شود.

فهرست منابع

- ابونوری اسمعیل، عبداللهی محمدرضا، مدلسازی نوسانات بخش های بازار سهام ایران با استفاده از مدل گارچ چند متغیره، مجله علمی - پژوهشی تحقیقات مالی دانشگاه تهران، ش ۱، دوره ۱۴، تابستان ۱۳۹۱، ص ۱-۱۶.

* ابونوری اسمعیل، عبداللهی محمدرضا، حمزه مصطفی، ارزیابی پویایی های رابطه بین نرخ ارز و شاخص سهام ایران با استفاده از مدل گارچ دومتغیره، پژوهشنامه بازرگانی، موسسه مطالعات و پژوهش های بازرگانی، شماره ۶۵، زمستان ۱۳۹۱ ص ۶۵-۸۶.
* دهقانی منوچهر، خیابانی ناصر (۱۳۹۳) اثر سرریز تلاطم در بازارهای نفت، طلا و ارزش دلار آمریکا در مقابل یورو ، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ش ۷۲ ص۱۲۷-۱۵۴
* کشاورزحداد، غلامرضا. اسمعیل‌زاده، موسی. مدلسازی سری زمانی برای پیش‌بینی تلاطم در بازدهی سهام شرکت سیمان تهران. دانشگاه تهران، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، در شرف انتشار.
* Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Journal of Econometrics, Vol.31, No.3, pp. 307-327.

* Bollerslev, Tim, Engle, Robert F. & Wooldridge, Jeffrey M (1988).A Capital Asset Pricing Model with TimeVarying covariances. The Journal of Political Economy, Vol. 96, No. 1, pp. 116-131.
* Christoffersen, P. F., 1998, "Evaluating Interval Forecasts", International Economic Review, Vol. 39, No. 4, PP. 841-862.
* Engle, Robert F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimation of the Variance of United Kingdom Inflation. Econometrica, Vol. 50, No. 4, PP. 987-1007.
* Engle, Robert F. & Kroner, K.F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. Econometric Theory, Vol. 11, pp.122–150.
* Engle Robert F.(2001).GARCH 101: The use of ARCH/GARCh models in applied econometrics. Journal of economic perspectives, Vol. 15, No. 4, pp. 157-168.
* Engle Rober F.(2002). Dynamic Conditional Correlation –A Simple Class of Multivariate GARCH Models. Forthcoming Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 20, pp. 339-350.
* He Kaijian, Lai Keung and Xiang Guocheng(2012) Portfolio Value at Risk Estimate for Crude Oil Markets:A Multivariate Wavelet Denoising Approach, Energies 5, 1018-1043.
* Kupiec, P., "Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Mode ls", Journal of Derivatives, November 1995, PP. 73-84
* Lee, MingChih, Chiou, JerShiou & Lin, ChoMin)2006(. A study of value at risk on portfolio in stock return using DCC Multivariate GARCH. Applied Financial Economics Letters, vol. 23, pp.183-188.
* Lee, Sang Jin & Binh, Ki Beom (2008). Model Selection for Estimating Portfolio VaR in Korean Stock Market. AsiaPacific Journal of Financial Studies, vol.37, No. 5, pp. 877-913.
* Lindgren Charlie, Kayal Elias(2014) Multivariate approaches for Value-at-Risk and Expected Shortfall on electricity forwards
* Lopez, Jose A. (1999). Methods for Evaluating Value-at-Risk estimates, Federal Reserve Bank of San Francisco. Economic Review, Vol. 2, PP. 3-17.
* Ruiz E, Nogales F, Santos A (2009) Comparing univariate and multivariate models to forecast portfolio value-at-risk, Statistics and Econometrics Series, 09-72

پیوست

نتایج معیارهای اطلاعاتی جهت تعیین وقفه بهینه مدل *VAR*

HQ	SC	AIC	وقفه
-16.84519	-16.83619	-16.8507	0
-16.87456	-16.83855	-16.89661	1
-16.90696*	-16.84393*	-16.94554	2
-16.89955	-16.80951	-16.95467*	3
-16.87379	-16.75675	-16.94545	4
-16.8602	-16.71614	-16.94839	5
-16.84359	-16.67252	-16.94832	6
-16.81982	-16.62175	-16.94109	7
-16.79969	-16.57461	-16.93749	8
-16.77202	-16.51992	-16.92636	9
-16.75785	-16.47874	-16.92872	10
-16.73236	-16.42624	-16.91977	11
-16.71456	-16.38144	-16.91851	12

HQ	SC	AIC	وقفه
-16.69964	-16.33951	-16.92013	13
-16.67421	-16.28706	-16.91123	14
-16.64726	-16.2331	-16.90082	15
-16.62051	-16.17934	-16.8906	16
-16.59778	-16.1296	-16.88441	17
-16.57558	-16.08039	-16.87875	18
-16.5501	-16.0279	-16.8698	19
-16.52554	-15.97633	-16.86178	20

نایج برآورد مدل *VAR(2)*

DTEPIX	DGOLD	DEXC	
0.00141	0.000503	0.001438	C
[3.92916]	[1.06614]	[2.49651]	
0.02136	0.022859	-0.011047	DEXC(-1)
[1.12618]	[0.91694]	[-0.36305]	
0.015775	0.00594	-0.215218	DEXC(-2)
[0.83132]	[0.23814]	[-7.06897]	
0.010004	-0.003241	-0.013786	DGOLD(-1)
[0.42162]	[-0.10391]	[-0.36215]	
-0.034305	0.01614	-0.05377	DGOLD(-2)
[-1.44759]	[0.51816]	[-1.41422]	
0.209704	-0.053535	0.05352	DTEPIX(-1)
[6.77564]	[-1.31598]	[1.07783]	
0.118325	0.025502	-0.014991	DTEPIX(-2)
[3.82280]	[0.62682]	[-0.30188]	

نتایج آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل *VAR*

Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	Q-Stat	Lags
0.00	28.85	0.00	28.77	3
0.00	37.75	0.00	37.64	4
0.00	57.24	0.00	57.03	5
0.00	73.92	0.00	73.62	6
0.00	88.05	0.00	87.65	7
0.00	109.45	0.00	108.89	8
0.00	115.43	0.00	114.81	9
0.00	128.87	0.00	128.12	10
0.00	137.56	0.00	136.72	11
0.00	154.15	0.00	153.12	12

یادداشت‌ها

[1] Multivariate GARCH model
[2] Value at Risk
[3] Interbank Market
[4] Worthington and Higgs(2004)
[5] Lafuente and Ruiz
[6] Wang et al
[7] Yu and Hassan(2006)
[8] Mohammad et al
[9] Hassan,S & Malik
[10] Li(2007)
[11] Li,Majerowska(2007)
[12] Constantinou et al
[13] Karunanayake, Valadkhani and Obrien(2009)
[14] Alexis Cruz-Rodríguez(2013)
[15] Fang and etc, (۲009)
[16] Yau and Nieh (2006)
[17] Linear combinations of univariate GARCH models
[18] Nonlinear combinations of univariate GARCH models
[19] VEC-GARCH
[20] Baba-Engle-Kraft-Kroner
[21] Factor-GARCH (F-GARCH)
[22] Conditional coverage Likelihood ratio
[23] Uncoditional coverage level
[24] Serial independence
[25] Loss function
[26] Christoffersen
[27] Lopez
[28] Multivariate GARCH model
[29] Value at Risk