

## تأثیر سرایت بازده و تلاطم در برآورد ارزش در معرض ریسک سبد دارایی، متشکل از طلا، ارز و سهام

غلامرضا کشاورز حداد<sup>۱</sup>، کبری مفتخر دریائی نژاد<sup>۲</sup>

دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشگاه صنعتی شریف،  
G.K.Haddad@sharif.edu  
فارغ التحصیل رشته اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف،  
Moftakhar.a@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۶/۲۸

### چکیده

با توجه به اهمیت مدل‌سازی دقیق تلاطم در محاسبه ارزش در معرض ریسک سبد دارایی‌ها، برای پیش‌بینی تلاطم سبد دارایی‌ها از مدل‌های متنوع واریانس ناهمسان شرطی تعیین یافته چند متغیره استفاده می‌شود که در آن، ریسک یک دارایی علاوه بر رفتار خود به رفتار دیگر دارایی‌های موجود در سبد نیز بستگی دارد. به همین علت نباید در برآورد سنجه‌ی ریسک سبد دارایی، سرایت بازده و تلاطم بین دارایی‌های موجود در سبد را نادیده گرفت. در این مقاله برای نشان دادن اهمیت سرایت اطلاعات ارتباط بین بازدهی لگاریتمی دارایی‌های انس طلا، نرخ برابری یورو به دلار آمریکا و شاخص سهام S&P500، از نخستین روز کاری سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴/۱۲/۱ ۲۰۱۴/۱۲/۱ مورد بررسی قرار می‌گیرد. شناسایی سرایت بازدهی بین بازارها با بهره‌گیری از مدل خودهمبسته برداری فراهم می‌شود. اثر سرایت تلاطم با استفاده از مدل‌های متنوع واریانس ناهمسان شرطی تعیین یافته چندمتغیره‌ای امکان‌پذیر است که هریک از این مدل‌ها قادرند پویایی‌های واریانس شرطی بازده را با در نظر گرفتن ویژگی‌هایی همچون خوشبایی بودن تلاطم و متغیر بودن آن در طی زمان مدل‌سازی کنند، بنابراین در این مقاله در چارچوب مدل‌های VAR-MGARCH، جهت و اثر سرریز اطلاعات بین بازارهای انس طلا، ارز و سهام شناسایی شده است. سپس ارزش در معرض ریسک سبد مذکور با رویکرد پارامتری در سطح اطمینان ۹۹٪ برای افق پیش‌بینی یک روزه برآورد شده است. در مرحله‌ی بعد پس از آزمون کفايت پوشش شرطی و غیرشرطی، با به کارگیری رویکردهای مقایسه‌ای تابع زیان لوپز، مجموع زیان انباشه و تابع زیان شنر، عملکرد روش‌های با کفايت در برآورد ارزش در معرض ریسک سبد دارایی را رتبه‌بندی می‌شود. نتایج تجربی حاصل از این پژوهش نشان می‌دهند که سرایت اطلاعات بین بازده و تلاطم دارایی‌های موجود در یک سبد، برآورد سنجه‌ی ارزش در معرض ریسک را تحت تأثیر قرار داده و نادیده گرفتن این ویژگی سبب برآورد دست‌بالای ارزش در معرض ریسک سبد دارایی‌ها و در نتیجه، تخصیص ناکارای بخش زیادی از منابع جهت پوشش ریسک سبد دارایی‌ها می‌شود.

**طبقه‌بندی JEL:** G11, G15, G19, G32, G39

**واژه‌های کلیدی:** بازده، تلاطم، سرریز اطلاعات، VAR, MGARCH، ارزش در معرض ریسک، پنجره‌ی غلتان، کفايت مدل، مدل رتبه‌بندی

## مقدمه

با توسعه‌ی فناوری اطلاعات در قرن‌های اخیر، نوسانات در یک بازار سایر بازارها را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. مطالعات زیادی نشان می‌دهند که متغیرهای مالی، در طول زمان، بین دارایی‌ها و بازارها به یکدیگر سرایت می‌کنند<sup>۱</sup> و شناخت مکانیزم‌های سرایت در مدیریت سبد دارایی اهمیت دارد، زیرا داشتن اطلاعات از تأثیر سرایت، در انتخاب ترکیب سبد دارایی‌ها و کاهش ریسک آن بسیار مفید است.

با توجه به نظریه‌ی میانگین-واریانس مارکوویتز<sup>۲</sup> (۱۹۵۲)، می‌توان سریز اطلاعات در بازارهای مالی را از دو جنبه‌ی سرایت در بازده و تلاطم مورد بررسی قرار داد.<sup>۳</sup> طبق مک‌آلر<sup>۴</sup> (۲۰۰۸) سرایت تلاطم، تأثیر هر تلاطم قبلی از دارایی آنم بر روی تلاطم جاری دارایی زام است، به‌طوری که  $z \neq i$ . (تعریف مشابهی برای سرایت بازده وجود دارد). تا دهه‌ی ۹۰ میلادی بیشتر پژوهش‌ها برتحلیل سرایت در بازدهی بازارهای مالی متمرکز بوده‌اند (یون و شیم<sup>۵</sup> (۱۹۸۹) و آرشانپالیا و دوکاس<sup>۶</sup> (۱۹۹۳)) و با مطالعه انگل<sup>۷</sup> (۱۹۹۰) در زمینه‌ی بررسی ارتباط میان بازارهای پولی، مدل‌سازی سرایت تلاطم در میان بازارها، مطرح و توسعه‌ی این مدل‌سازی‌ها پس از مطالعات هاماون، ماسولیس و ان جی<sup>۸</sup> (۱۹۹۰)، کوتموس و بوت<sup>۹</sup> (۱۹۹۵) پیرامون ارتباط میان بازارهای سهام بین‌المللی، رواج یافته و مدل‌های GARCH<sup>۱۰</sup> به ابزار استانداردی جهت شناسایی سرایت تلاطم در سری‌های زمانی مالی تبدیل شده‌اند. توسعه‌ی مدل‌های شناسایی سرایت بازده و تلاطم، چالش‌های پیش‌روی مدیریت ریسک سبد دارایی‌ها را تقلیل داده، زیرا امکان کمی‌سازی ریسک مالی<sup>۱۱</sup> را فراهم کرده است. هدف مدیریت ریسک مالی، کنترل پیامدهای نامطلوب ناشی از تحمل ریسک مالی و همچنین اطمینان یافتن از

1. Eun and Shim (1989), Mardi dungey et al. (2005)

2. Harry Markowitz (1952)

۳. یک پیش‌بینی خوب از تلاطم قیمت دارایی‌ها در دوره‌ی سرمایه‌گذاری، یک نقطه‌ی شروع مناسب برای ارزیابی ریسک سرمایه‌گذاری است. (گرنجر و پون (۲۰۰۳)

4. McAleer (2008)

5. Eun and Shim (1989)

6. Arshanapalliaand doukas (1993)

7. Engle (1982)

8. Hamao, Masulis and Ng (1990)

9. Koutmosand and Booth (1995)

10. Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity(GARCH)

11. Financial Risk

دستیابی به فواید پذیرش این ریسک است. برای نیل به این هدف، سنجه‌های<sup>۱</sup> متفاوتی توسط صاحب‌نظران معرفی شده است که هر یک به جنبه‌ای از مقوله‌ی عدم اطمینان اشاره دارند. یکی از این معیارها سنجه‌ی ارزش در معرض ریسک (VaR)<sup>۲</sup> است. VaR به این سؤال پاسخ می‌دهد که با  $x$  درصد احتمال و طی افق زمانی تعیین شده، حداقل چه میزان از ارزش دارایی یا سبد دارایی‌ها در معرض کاهش ارزش قرار دارد.

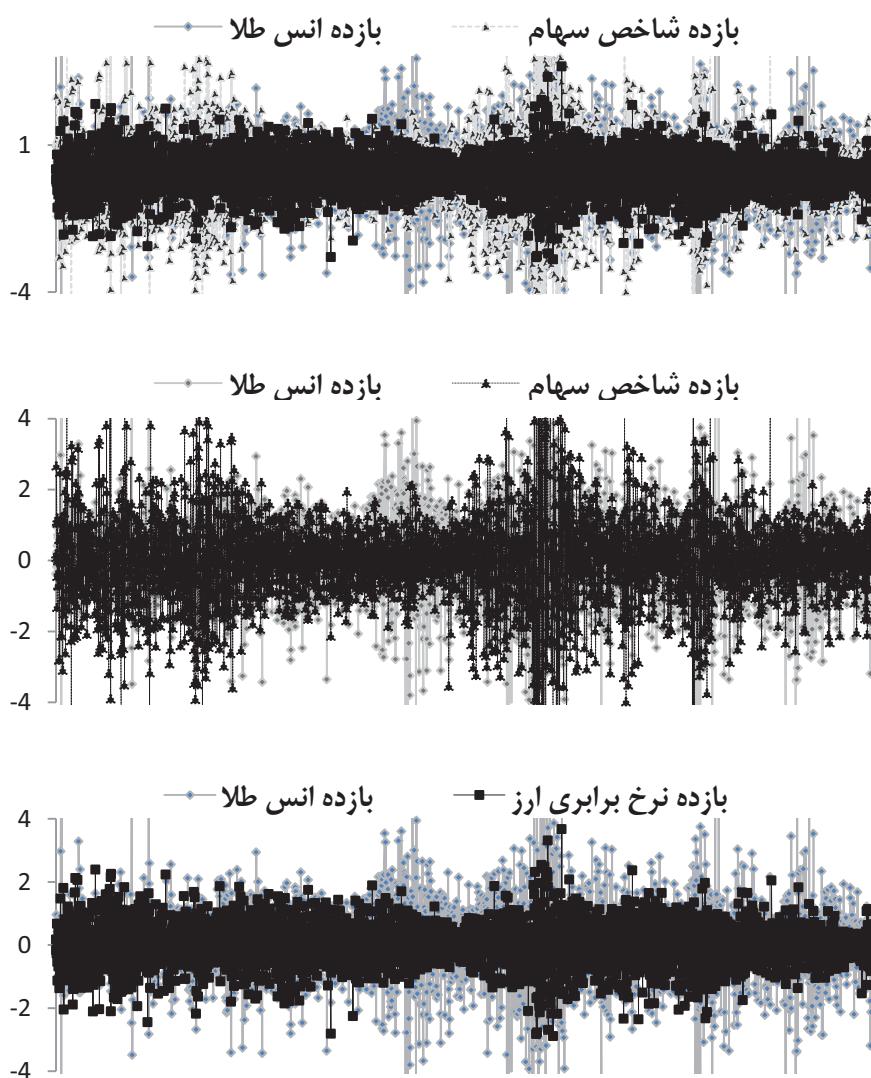
با وجود آنکه در بیشتر بازارهای مالی کشورهای پیشرفته استفاده از روش‌های آماری در بررسی مدیریت ریسک رایج بوده، اما هنوز برای پیش‌بینی تلاطم بازدهی سبد دارایی‌ها، یک روش قطعی با قابلیت اطمینان بالا ارایه نشده و اگر در بازاری یک روش، کارایی بیشتری در مقایسه با سایر روش‌ها از خود نشان دهد، نمی‌توان استنباط کرد که در بازار دیگر نیز از کارایی بالاتری برخوردار است. ماهیت متفاوت بازارها، تنوع در سطح توسعه یافتنی بازارهای مالی، تفاوت دارایی‌های مالی در تأثیرپذیری از ساختارهای اقتصادی کشورها و بهره‌منش بازارهای مالی سبب شده‌اند که برای پیش‌بینی سرایت بازده و تلاطم بازارهای مالی، روش‌های متنوعی ابداع و به کار بسته شود. و نیز نتایج متفاوت و ابهامات موجود در کارایی روش‌های مختلف اندازه‌گیری ریسک سبد دارایی‌ها، انگیزه‌ای برای سنجش عملکرد مدل‌های برآورد کننده‌ی سرایت بازده و تلاطم بین دارایی‌های مالی موجود در یک سبد به شمار می‌رود. شناسایی بهترین مدل در برآورد اثر نوسانات بازار روی بازده و تلاطم سبد دارایی‌ها، ما را در کمی‌سازی مفهوم کیفی ریسک یاری می‌کند و با کمی‌سازی این عدم اطمینان نسبت به انتظارات، فرآیند قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی ریسکی را هموارتر می‌شود.

با توجه به نمودار ۱ که بازدهی لگاریتمی هر انس طلا در بورس لندن، شاخص سهام S&P500 و نرخ برابری یورو به دلار را طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۰/۱/۵ تا ۲۰۱۴/۱۲/۱ نشان می‌دهد، می‌توان انتظار داشت یک الگوی رفتاری بین بازدهی سه بازار طلا، ارز و سهام وجود داشته باشد. برای مثال با توجه به جدول ۱، کاهش بازدهی شاخص سهام S&P500 با کاهش بازدهی نرخ ارز یورو به دلار و به دنبال آن افزایش در بازدهی هر انس طلا همراه بوده است. در این مقاله به شناسایی جهت و اثر سرایت در بازده و تلاطم بازارهای طلا، ارز و سهام پرداخته شده و سپس با به کارگیری معیارهای استاندارد بهترین مدل در برآورد بازده و تلاطم این سبد دارایی مشخص می‌شود.

1. Measures

2. Value at Risk

سنجه‌ی ارزش در معرض ریسک جهت ارزیابی ریسک سبد دارایی به روش پارامتری برآورده شده و براساس معیارهای متنوع عملکرد روش‌های مختلف محاسبه‌ی ارزش در معرض ریسک ارزیابی می‌شود که آیا سرایت اطلاعات در برآورد سنجه‌های ریسک اثرگذارند یا خیر.





نمودار ۱. بازدهی هر انس طلا، نرخ ارز یورو به دلار و شاخص سهام S&amp;P500 در بازه‌ی زمانی

۲۰۰۰/۱/۵ تا ۲۰۱۴/۱۲/۱

\*بازدهی‌ها به صورت لگاریتمی محاسبه شده‌اند و مبنای بازدهی طلا و شاخص سهام، قیمت‌های درون‌روز (open to close) است ولی بازدهی نرخ ارز بر حسب قیمت بین‌روز (close to close) بدست آمده است.

قیمت هر انس طلا در بازار لندن بر حسب دلار از سایت [www.quandl.com](http://www.quandl.com) استخراج شده است.

نرخ برابری یورو به دلار آمریکا از سایت [www.fxhistoricaldata.com](http://www.fxhistoricaldata.com) اقتباس شده است.

شاخص سهام بورس نیویورک (S&P500) از سایت [www.yahoofinance.com](http://www.yahoofinance.com) برگرفته شده و شامل شاخص سهام ۵۰۰ شرکت برتر سرمایه‌ای بورس نیویورک می‌باشد.

#### جدول ۱. مقایسه بازدهی لگاریتمی بازار طلا، ارز و سهام در دو ماه متولالی

میانگین بازدهی لگاریتمی			تاریخ
ساحص سهام S&P500	نرخ ارز یورو به دلار	هر انس طلا لندن	
-۰/۱۳۵	-۰/۰۶۰۳۱	۰/۱۰۰۳	دسامبر سال ۲۰۰۶
۰/۱۳۱	-۰/۰۶۲۷۷	۰/۰۴۲۸	ژانویه سال ۲۰۰۷

این مقاله در ۵ بخش دسته‌بندی شده است. بخش دوم، مبانی نظری و تجربی ارتباط میان بازارهای مالی را تبیین می‌کند. بخش ۳، دربرگیرنده‌ی اطلاعاتی پیرامون روش‌شناسی پژوهش برای شناسایی جهت و اثر انتقال بازده و تلاطم میان سه بازار طلا، ارز و سهام می‌باشد. داده‌ها و تصویری از ویژگی‌های آماری آنها موضوع بخش ۴ را تشکیل می‌دهند و فصل ۵ به تحلیل یافته‌های تجربی پژوهش اختصاص دارد.

## ۲- پیشینه‌ی پژوهش

### ۱-۱- مبانی نظری ارتباط بازارهای مالی

وقتی نوسانات در یک بازار به سایر بازارها گسترش می‌یابد، باید انتظار داشت که کanal‌های ارتباطی متفاوتی برای ایجاد این سرایت وجود داشته باشد. ماسر<sup>۱</sup> (۲۰۰۳) و کارولی<sup>۲</sup> (۲۰۰۳)، به اهمیت وضوح منبع سرایت اشاره می‌کنند و معتقدند که شناسایی منبع سرایت در انتخاب سیاستی که آسیب‌پذیری در برابر سرایت را کاهش دهد، کمک شایانی کرده و عملکرد مدیریت ریسک سبد دارایی‌ها را افزایش خواهد داد. فیشر<sup>۳</sup> (۱۹۹۸)، بر این مسئله تأکید دارد که هرگونه پیشنهادی برای اصلاح ساختارهای مالی بین‌الملل، باید براساس درک کاملی از علل و عواقب ناشی از سرایت باشد، چرا که بازارهای جهانی سرمایه به سرایت، حساسیت زیاد دارند. به منظور کنترل این حساسیت‌ها لازم است نحوه سرایت اطلاعات بین دارایی‌ها و بازارهای مالی، شناسایی و سپس مدل‌سازی شود. مطالعات گوناگونی که در راستای تبیین علل سرایت انجام شده، علل سرایت را به دو دسته کلی تفکیک کرده است (ماسنون<sup>۴</sup> ۱۹۹۸)، ول夫<sup>۵</sup> (۱۹۹۹)، فوربز و ریگوبن<sup>۶</sup> (۲۰۰۰)، پریتسکر<sup>۷</sup> (۲۰۰۰). دسته‌ی اول بر سرایتی تأکید دارد، که نتیجه‌ی واپشتگی طبیعی اقتصادهای مبتنی بر بازار است. به این معنا که شوک‌ها چه در سطح داخلی و چه در سطح خارجی از طریق لینک‌های حقیقی<sup>۸</sup> و مالی<sup>۹</sup> منتقل می‌شوند. کالوو و رینهارت<sup>۱۰</sup> (۱۹۹۶)، درنبوش و همکاران<sup>۱۱</sup> (۲۰۰۰)، به این دسته از علل سرایت اصطلاح سرایت مبتنی بر ساختارها<sup>۱۲</sup> را تخصیص داده‌اند. دسته دوم به سرایتی اشاره دارد که فقط ناشی از رفتار سرمایه‌گذاران و دیگر فعالان مالی بوده و از طریق پیوندهای حقیقی و مالی قابل توجیه نیستند. بنابراین ممکن است

1. Moser (2003)

2. Karolyi (2003)

3. Fischer (1998)

4. Masson (1998)

5. Wolf (1999)

6. Forbes & Rigobon (2000)

7. Pritsker (2000)

8. Real links

9. Financial links

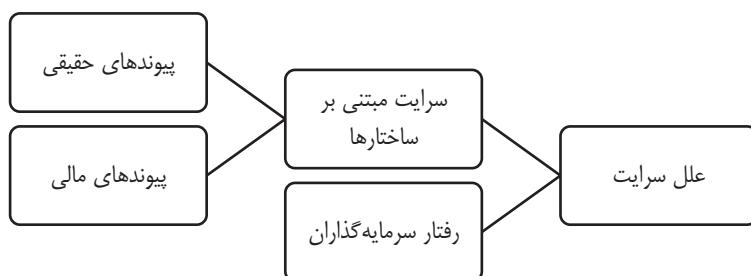
10. Calvo & Reinhard (1996)

11. Dornbusch, Park, Claessens (2000)

12. Fundamentals-based contagion

سرایت اطلاعات به علت تغییر در انتظارات سرمایه‌گذارانی روی دهد که در بازارهای مالی مختلف فعالیت می‌کنند.

## جدول ۲. عوامل نظری سرایت در بین کشورها و بازارها



## ۲-۲- نوشتارهای تجربی ارتباط بازارهای مالی

ارتباط بازارهای مالی از نظر سیاست‌گذاری پراهمیت می‌باشد، زیرا ارتباط بین قیمت دارایی‌ها یک نهاده بسیار مهم برای مدل‌های اقتصاد کلان باز و تنوع‌سازی سبددهای بین‌المللی است. در این مقاله پژوهش‌های گسترده‌ای که در راستای شناسایی ارتباط بین بازارهای مالی صورت پذیرفته‌اند، به چهار گروه تفکیک شده‌اند. مطالعات گروه نخست در زمینه‌ی بررسی سرایت بازده و تلاطم، روی بازارهای سهام متمرکز شده‌اند. از میان آنها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد: یون و شیم (۱۹۸۹) با استفاده از بازدهی روزانه‌ی سهام در دوره‌ی زمانی ژانویه ۱۹۸۰ تا دسامبر ۱۹۸۵، همبستگی همزمان بازارهای سهام ۹ کشور (استرالیا، کانادا، فرانسه، آلمان، هنگ‌کنگ، ژاپن، سوئیس، انگلیس و آمریکا) را در قالب مدل‌های خودهمبسته‌ی برداری<sup>۱</sup> بررسی کرده و متغیر بودن همبستگی شاخص‌های سهام در طول زمان را نتیجه گرفته‌اند. همانطور ماسولیس و ان جی (۱۹۹۰)، سرایت بازدهی و تلاطم بین سه بازار توکیو، لندن و نیویورک را با استفاده از بازدهی روزانه سه شاخص سهام FTSE100، S&P500 و NIKKEI225 توسط یک مدل GARCH(1,1)-M بررسی کرده‌اند و نتایج آنها سرایت تلاطم غیرمتقارنی را از بازارهای سهام آمریکا و انگلیس به ژاپن نشان می‌دهد.

1. Vector AutoRegressive (VAR)

مطالعات گروه دوم بیان می‌دارند که رابطه‌ی بازار ارز و سهام به لحاظ تئوری با دو رویکرد قابل بیان است. در قالب رویکرد بازار کالا، تغییر در نرخ ارز بر سود بنگاه اثر گذاشته و به این ترتیب قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. (درنبوش و فیشر<sup>۱</sup> (۱۹۸۰) و آگاروال<sup>۲</sup> (۱۹۸۱)) و در قالب رویکرد سبد، نرخ ارز توسط مکانیزم عرضه و تقاضای بازار تعیین شده و تغییر در قیمت سهام از کanal تقاضای پول بر نرخ ارز اثر می‌گذارد. (برانسون<sup>۳</sup> (۱۹۸۳)، فرانکل<sup>۴</sup> (۱۹۸۳) و کروگر<sup>۵</sup> (۱۹۸۳)). در بین مطالعات تجربی که به بررسی برقراری رویکردهای مطرح شده پرداخته‌اند می‌توان به آجایی و دیگران<sup>۶</sup> (۱۹۹۸) اشاره کرد که نتایج آنها نشان می‌دهد در کشورهای توسعه یافته نرخ ارز علت قیمت سهام است، اما در کشورهای درحال توسعه نتایج یکسانی به دست نیامده است. کرازانوسکی<sup>۷</sup> (۱۹۹۶) در یک مطالعه موردي در کشور کانادا نتیجه گرفته‌اند که تلاطم بازار سهام واکنش معناداری به تلاطم نرخ ارز نشان می‌دهد. یونگ-یانگ و همکاران<sup>۸</sup> (۲۰۰۴)، با بررسی بازدهی هفتگی قیمت سهام و نرخ ارز بر حسب دلار آمریکا برای کشورهای G-7 در دوره‌ی زمانی ۱۹۷۹ تا ۱۹۹۹ در قالب مدل EGARCH نشان داده‌اند که اثر سرایت تلاطم نامتقارن و نوسانات قیمت سهام بر حرکت‌های آتی نرخ ارز اثرگذار است و تغییرات نرخ ارز اثر کمتری بر تغییرات آتی قیمت سهام دارد. به طور کلی نتایج حاصل از مطالعات تجربی نشان می‌دهد که بازار سهام نقش مهم‌تری نسبت به بازار ارز در سرایت گشتاورهای مرتبه‌ی اول و دوم ایفا می‌کند اما به هر حال یک علیت مثبت دو سویه بین بازار ارز و سهام قابل تصور است و کanal ارتباطی، بازار سهام آمریکا می‌باشد (فلاكتیس و روازلو<sup>۹</sup> (۲۰۰۵)).

بیشتر مطالعات گروه سوم که ارتباط بین بازار طلا و ارز را بررسی کرده‌اند، اثرگذاری دلار بر قیمت طلا را تصدیق می‌کنند. (کافمن و وینترز<sup>۱۰</sup> (۱۹۸۹)، اسجاً استند

- 
1. Dornbusch & Fischer (1980)
  2. Aggarwal (1981)
  3. Branson (1983)
  4. Frankel (1983)
  5. Krueger (1983)
  6. Ajayi et al (1998)
  7. Kryzanowski (1996)
  8. Yung Yang & Chyi Doong (2004)
  9. Kate Phylaktisand Fabiola Ravazzolo (2005)
  10. Kaufmann and Winters (1989)

و اسکاچیولن<sup>۱</sup> (۱۹۹۶) و گوش و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۰). بیکرو ون<sup>۳</sup> (۱۹۸۵)، با بررسی تغییرات ماهانه‌ی قیمت طلا در بازه‌ی زمانی ۱۹۷۳ تا ۱۹۸۴، به این نتیجه رسیده‌اند که تغییر قیمت طلا ناشی از تغییر ارزش دلار آمریکا می‌باشد. کوتسویانیس<sup>۴</sup> (۱۹۸۳)، نقش شرایط اقتصادی آمریکا بر قیمت طلا را بررسی کرده و نشان داده است که ارزش طلا بر مبنای تغییر در نرخ ارز دلار دچار دگرگونی می‌شود.

در مطالعات گروه چهارم که به رابطه‌ی بازار طلا با بازار سهام اشاره دارند می‌توان از پژوهش غلامرضا کشاورز و اکبر جعفر عبدی (۱۳۸۸) یاد کرد که براساس داده‌های روزانه‌ی دوره‌ی زمانی دسامبر ۲۰۰۶ تا ژوئن ۲۰۱۰ در یک مدل FIGARCH چند متغیره، سرایت تلاطم از بازار طلا به بازار سهام دبی و از بازار سهام دبی به بازار سهام تهران را نتیجه گرفته‌اند. اسمیت<sup>۵</sup> (۲۰۰۲)، با استفاده از داده‌های قیمت طلای لندن و شاخص قیمت سهام کشورهای اروپایی و ژاپن در دوره‌ی زمانی ژانویه ۱۹۹۱ تا اکتبر ۲۰۰۱، به بررسی ارتباط بین قیمت طلا و شاخص سهام اروپا و ژاپن پرداخته و در قالب مدل<sup>۶</sup> ECMs نشان می‌دهد که همبستگی بین بازدهی طلا و شاخص سهام در کوتاه‌مدت کوچک و منفی است و وقتی نامنی محیط اقتصادی بیشتر می‌شود سرمایه‌گذاری در طلا جذابیت بیشتری پیدا می‌کند.

به علت پیچیدگی محاسبات، مطالعات تجربی در راستای شناسایی ارتباط متقابل بازارهای مالی، سرایت بازده و تلاطم بین بازارهای دو نوع دارایی را مورد بررسی قرار داده‌اند در حالی که فرآیند یادگیری، سرمایه‌گذاران را قادر کرده است برای تطبیق انتظارات آتی خود با واقعیت، از تمامی اطلاعات موجود در بازار بهره گیرند و ترکیب متنوع‌تری از دارایی‌ها را با رویکرد حداقل حداقل سازی ریسک سبد دارایی‌ها برگزینند. با توجه به این موضوع در این مقاله، اثر سرایت بازده و تلاطم بین سه بازار طلا، ارز و سهام مورد توجه قرار گرفته و به عنوان اولین مطالعه‌ی تجربی، نحوه‌ی اثرگذاری سرریز اطلاعات بر ارزش در معرض ریسک برآورد شده برای سبد دارایی متشکل از طلا، ارز و سهام بررسی می‌شود. مطالعات تجربی گذشته برای نشان دادن نقش سرایت اطلاعات

1. Sjaastad and Scacciavillan (1996)

2. Ghosh et al (2000)

3. Baker and van Tassel (1985)

4. Koutsoyannis (1983)

5. Smith (2002)

6. Error Correction Models.

در محاسبه‌ی سنجه‌ی ریسک، سبد دارایی‌های همنوع را درنظر گرفته‌اند. برای مثال مک‌آلیر و دا ویگا<sup>۱</sup> (۲۰۰۸) برای نشان دادن اهمیت سرریز اطلاعات در زمان پیش‌بینی تلاطم‌های مالی، سبد متشكل از<sup>۲</sup> شاخص سهام بین‌المللی CAC40، FTSE100، S&P500 و (SMI) را در نظر گرفته و با استفاده از مدل‌های PS-GARCH و<sup>۳</sup> CCC، VARMA-GARCH ریسک سبد دارایی پرداخته‌اند و نتایج تجربی آنها نشان می‌دهد که اثرات سرایت<sup>۴</sup> از نظر آماری معنادارند، اما به هر حال ارزش در معرض ریسک پیش‌بینی شده توسط مدل‌های چند متغیره، حساسیت زیادی به اثرات سرایت نشان نمی‌دهد، اما در این مقاله برای اولین بار اثر سرریز اطلاعات بر محاسبه‌ی سنجه‌ی ارزش در معرض ریسک سبد دارایی‌های غیرهمنوع بررسی می‌شود.

### ۳- روش‌شناسی پژوهش

در حوزه اقتصاد مالی یک تعریف خاص برای ریسک وجود ندارد، اما می‌توان طبق تعریف هالتون<sup>۵</sup> (۲۰۰۴) ریسک را شامل دو عنصر اساسی دانست: عدم اطمینان و در معرض واقع شدن. به این ترتیب ریسک عبارت است از قرار گرفتن در معرض موقعیتی که نسبت به آن دارای عدم اطمینان هستیم. پس از مدل انتخاب سبد دارایی‌های مارکویتز، سنجه‌های ریسک براساس نحوی اندازه‌گیری ریسک به سه گروه سنجه‌های تلاطم<sup>۶</sup>، حساسیت<sup>۷</sup> و ریسک نامطلوب<sup>۸</sup> تقسیم شده‌اند. مارکویتز (۱۹۵۹) نشان داده است اگر توزیع دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی نرمال نباشد، استفاده از مدل ریسک نامطلوب مناسب‌تر خواهد بود. تحقیقات تجربی گواه این مطلب هستند، که توزیع سری‌های زمانی بازده، دارای دم پهن‌تر و قله بلندتری نسبت به توزیع نرمال می‌باشند<sup>۹</sup>، لذا در این مقاله برای اندازه‌گیری ریسک بر نمونه‌ای از سنجه‌های ریسک نامطلوب، یعنی ارزش در معرض ریسک با رویکرد پارامتری تمرکز می‌شود. بنابراین واسته به نوع

1. Michael Mcalleer & Bernardo DA Veiga (2008).

2. Parsimonious Portfolio Spillover GARCH.

3. Spillover Effects.

4. Holton (2004)

5.Volatility Measures

6. Sensitivity Measures

7. Downside Risk Measure

8. Fama (1963) &Mandelbrot (1963)

توزیعی که برای بازدهی تک تک دارایی های موجود در سبد در نظر گرفته می شود، می توان ارزش در معرض ریسک سبد دارایی ها را از طریق دو رویکرد واریانس-کواریانس چند متغیره نرمال<sup>۱</sup> و واریانس-کواریانس غیرنرمال<sup>۲</sup> محاسبه کرد. اگر سبدی متشکل از  $n$  دارایی مختلف داشته باشیم که بردار بازدهی آنها دارای میانگین شرطی  $\mu_t$  و ماتریس واریانس کواریانس  $H_t$  باشد، به گونه ای که  $\mu_t$  یک بردار  $n \times 1$ ،  $H_t$  یک ماتریس  $n \times n$  و  $W_t$  یک بردار سطحی  $n \times 1$  از نسبت های سرمایه گذاری شده در دارایی ها باشد، آنگاه، میانگین و واریانس شرطی بازدهی سبد دارایی به ترتیب عبارت اند از:

$$\begin{aligned} r_{pt} &= W_t \mu_t \\ \sigma_{pt}^2 &= W_t H_t W_t^T \end{aligned} \quad (1)$$

اگر قیمت سبد دارایی در دوره  $t-1$  با  $P_{t-1}$  نشان داده شود، ارزش در معرض ریسک یک روزه هی سبد دارایی در سطح  $\alpha$  با رویکرد واریانس-کواریانس چند متغیره نرمال، برابر است با:

$$VaR_t = -P_{t-1}(r_{pt} - \sigma_{pt} z_\alpha) \quad (2)$$

برای محاسبه ارزش در معرض ریسک سبد دارایی ها که بازدهی آن دارای توزیع چند متغیره نرمال نیست، می توان از رویکرد واریانس کواریانس با فرض توزیع چند متغیره تی استیومن<sup>۳</sup> استفاده کرد. در این صورت خواهیم داشت:

$$VaR_t = -P_{t-1}(r_{pt} - \sqrt{v - 2/v} \sigma_{pt} t_{v\alpha}) \quad (3)$$

که  $t_{v\alpha}$  کوانتیل کمیت تصادفی  $t$  در سطح احتمال  $\alpha$  و درجهی آزادی  $v$  است. همان طور که روابط (1)، (2) و (3) نشان می دهند، برای برآورد ارزش در معرض ریسک سبد دارایی با رویکرد پارامتری، لازم است که بازده و ماتریس واریانس کواریانس سبد دارایی را مدل سازی کنیم. با به کار گیری مدل خودهم بستگی برداری می توان رابطهی علیت در انتقال بازدهی بین دارایی های مدنظر را نشان داد، زیرا این مدل ها رابطهی بازدهی دارایی  $i$  در زمان  $t$  با بازده های گذشته خود دارایی و سایر

1. The Multivariate Normal Variance-Covariance Approach.

2. Non-Normal Variance-Covariance Approach.

3. Multivariate t-Distributions.

۴. برای تعیین درجهی آزادی توزیع چند متغیره تی استیومن از رابطه  $v = 2/\alpha - 4$  استفاده می شود.

دارایی‌های موجود در سبد را شناسایی و مدل‌سازی می‌کنند. ساختار این مدل‌ها مطابق معادله (۴) می‌باشد.

$$\Phi(B)r_t = \phi + a_t \quad (4)$$

که در آن  $\Phi(B) = I - \Phi_1 B - \dots - \Phi_p B^p$  ماتریس چندجمله‌ای  $k \times k$  می‌باشد. برداری از بازدهی دارایی‌ها در زمان  $t$  را نشان می‌دهد.  $\phi$  یک بردار  $k$  بعدی و  $\{a_t\}$  برداری از دنباله‌های تصادفی ناهمبسته‌ی پیاپی با میانگین صفر و ماتریس واریانس  $\Sigma$  می‌باشد که ماتریس واریانس کواریانس مثبت معین است. در ادبیات بیشتر فرض می‌شود که  $a_t$  دارای توزیع چندمتغیری نرمال است.

با توجه به این ساختار، ضربی عنصرهای  $(j, i)$  ام ماتریس  $\Phi_v$  به ازای  $v > t$ ، وابستگی خطی بازدهی دارایی  $i$  ام در زمان  $t$  ( $\Phi_{i,t}$ ) بر بازدهی دارایی  $j$  در زمان  $v$  ( $r_{j,t-v}$ ) را نمایان می‌کند. برای تعیین تعداد وقفه بهینه در مدل VAR(p), می‌توان از معیارهای رایج آکائیک و شوارتزبیزی استفاده کرد و سپس با به کارگیری روش حداقل راستنمایی به تخمین ضرایب مدل خودرگرسیون برداری پرداخت. برای تشخیص کفايت مدل برآش شده از آزمون پورتمن تیو چندمتغیره استفاده می‌شود که آماره‌ی این آزمون به طور مجانی دارای توزیع کایدو بوده و فرضیه‌ی صفر آن عدم وجود همبستگی پیاپی بین پسماندها را بررسی می‌کند.<sup>۱</sup>

مطالعات تجربی نشان می‌دهند که مدل‌های ARCH و GARCH قادرند، پویایی‌های واریانس بازدهی دارایی‌های مالی را با لحاظ کردن ویژگی خوشای بودن تلاطم، مدل‌سازی کنند. در کنارویژگی ناریب بودن پارامترهای تخمینی، به دلیل افزایش دقت برآشها نیاز است، ناهمسانی واریانس شرطی در حین مدل‌سازی تلاطم در نظر قرار گیرد، بنابراین برای مدل‌سازی تلاطم بازدهی دارایی‌های موجود در یک سید می‌توان از فرآیندهای GARCH چندمتغیره استفاده کرد. استفاده از مدل‌های سری‌زمانی چند متغیره دو برتری مهم دارد. نخست آنکه در شناسایی ارتباط بین سری‌ها بسیار مؤثر است و دیگر آنکه دقت پیش‌بینی را افزایش خواهد داد. البته استفاده از مدل‌های چندمتغیره محدودیت‌هایی نیز به همراه خواهد داشت. در ابتدا هر چه تعداد پارامترهایی که تخمین‌زده می‌شوند، افزایش یابد، از دقت نتایج کاسته خواهد

۱. جهت کسب اطلاعات بیشتر درباره نحوه ساخت آماره‌ی آزمون پورتمن تیو چند متغیره به بخش ۸-۱-۴ کتاب تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی تیسای ۲۰۰۵ مراجعه شود.

شد و برای قابل اعتماد بودن نتایج به داده‌های بیشتری نیاز خواهد بود و دومین محدودیت به این موضوع اشاره دارد که در بسیاری از موارد نتایج حاصل قدرت توضیح‌دهنده‌گی بالایی ندارند. (تسای<sup>۱</sup> (۲۰۰۲)) در مدل‌های GARCH چندمتغیره، تعداد پارامترها با افزایش بعد به شدت افزایش می‌یابد و از سوی دیگر لازم است ماتریس واریانس مثبت معین باشد برقراری این ویژگی توسط پارامترهای برآورده شده چندان ساده نیست. (باونز، لارت، رامبوتس (۲۰۰۶))

برای بررسی مدل‌های GARCH چند متغیره در ابتدا، برداری از بازده  $n$  دارایی موجود در یک سبد را در نظر بگیرید که به صورت معادله (۵) نشان داده می‌شود:

$$r_t = \mu_t(\theta) + \varepsilon_t \quad (5)$$

$\varepsilon_t = H_t^{1/2} z_t$  که در آن  $\mu_t(\theta)$  بردار میانگین شرطی<sup>۲</sup> و  $\theta$  بردار متناهی از پارامترها می‌باشد و  $H_t^{1/2}$  یک ماتریس  $n \times n$  مثبت معین و  $z_t$  یک بردار تصادفی با بعد  $n \times 1$  است که گشتاور مرتبه‌ی اول و دوم آن به صورت رابطه‌ی (۶) فرض می‌شود.

$$E(Z_t) = 0, \quad \text{Var}(Z_t) = I_N \quad (6)$$

ماتریس مثبت معین  $H_t$  نشان‌دهنده‌ی ماتریس واریانس شرطی بردار بازده‌ها<sup>۳</sup> می‌باشد که مدل‌سازی آن با بهره‌گیری از مدل‌های GARCH چندمتغیره امکان‌پذیر است.

در این مقاله برای مدل‌سازی واریانس شرطی بازدهی سه دارایی طلا، ارز و سهام که در طول زمان متغیر است، نخست از مدل BEKK(p,q) انگل و کرونر<sup>۴</sup> (۱۹۹۵) استفاده می‌شود که معادله‌ی واریانس شرطی در این مدل عبارت است از:

$$H_t = C_0 C' + \sum_{i=1}^p A_i (\varepsilon_{t-i} \varepsilon'_{t-i}) A'_i + \sum_{j=1}^q B_j H_{t-j} B'_j \lim_{x \rightarrow \infty} \quad (7)$$

که در آن  $H_t = [h_{ij,t}]$  ماتریس معین مثبت متقارن است و  $C$  ماتریس پایین مثلثی و  $A_i, B_j$  ماتریس ضرایب نامحدود (اثرات ARCH و GARCH) هستند که

1. Tsay(2002)

2.  $\mu_t = E(r_t | F_{t-1})$

3.  $\text{Var}(r_t | I_{t-1}) = \text{Var}_{t-1}(\varepsilon_t) = H_t^{1/2} \text{Var}_{t-1}(z_t) (H_t^{1/2})' = H_t$

4. Engel & Kroner (1995)

عناصر غیرقطری این ماتریس‌ها اثر سرایت تلاطم را مشخص می‌کنند. برای تشخیص مرتبه‌ی  $p$  و  $q$  در مدل BEKK( $p,q$ ) که به ترتیب اثرات ARCH و GARCH را نشان می‌دهند، باید از معیارهای اطلاعاتی همچون آکائیک و شوارتزی استفاده کرد. با استفاده از آزمون‌هایی همچون آزمون پورتمان تیو چندمتغیره نیز کفایت مدل برآش شده بررسی می‌شود. سپس می‌توان مدل‌سازی تلاطم بازدهی دارایی‌ها را از طریق ترکیب‌های غیرخطی چند مدل GARCH تک متغیره دنبال کرد. در این راستا بررسی لو (۱۹۹۰)، مدلی را معرفی می‌کند که در آن همبستگی‌های شرطی در طول زمان ثابت می‌باشد. نمایش این مدل به صورت رابطه‌ی (۸) قابل تصور است:

$$H_t = D_t R D_t \quad (8)$$

که در آن  $(h_{11,t}^{1/2}, \dots, h_{NN,t}^{1/2})$  و  $D_t = \text{diag}(h_{11,t}^{1/2}, \dots, h_{NN,t}^{1/2})$  واریانس شرطی دارایی آام و همچنین  $R = (\rho_{ij})$  یک ماتریس مثبت معین متقارن است به‌طوری‌که  $\rho_{ii} = 1$  می‌باشد.

برای آنکه به این سؤال پاسخ دهیم که آیا سرایت تلاطم در پیش‌بینی سنجه‌ی ارزش در معرض ریسک اثرگذار است یا خیر، لازم است واریانس شرطی بازدهی سبد دارایی را به‌گونه‌ای مدل‌سازی کنیم که کواریانس بین دارایی‌های موجود در سبد دارایی را نادیده بگیرد و سپس کفایت و عملکرد  $VaR_t$  پیش‌بینی شده توسط این ماتریس واریانس شرطی را با سایر روش‌هایی که سرایت تلاطم بین دارایی‌ها را در محاسبه‌ی  $VaR_t$  مورد توجه قرار می‌دهند، مقایسه کنیم. برای دستیابی به این هدف از مدل‌های EGARCH، GARCH و GJR استفاده شده است، به این معنا که کواریانس بین دارایی‌های موجود در سبد صفر فرض شده و بدین ترتیب واریانس شرطی سبد دارایی‌ها به عنوان یک ترکیب وزنی ساده از واریانس شرطی هر سه دارایی ریسکی موجود در سبد در نظر گرفته می‌شود. در این حالت ماتریس واریانس شرطی بردار بازدهی دارایی‌ها (یعنی  $H_t$ ) در رابطه‌ی (۹) به یک ماتریس قطری تبدیل می‌گردد که درایه‌های قطر اصلی بیان‌گر واریانس شرطی هر یک از دارایی‌های موجود در سبد هستند که به وسیله مدل‌های GARCH، EGARCH و GJR مدل‌سازی شده‌اند. پس از مدل‌سازی واریانس شرطی سبد دارایی‌ها با بهره‌گیری از مدل‌های BEKK، CCC، GARCH و GJR، می‌توان ارزش در معرض ریسک سبد متشکل از سه دارایی طلا، ارز و سهام را با تکیه بر رویکرد پارامتری با بهره‌گیری از روابط (۲) و (۳) برآورد کرد. بازده و واریانس

سبد متشكل از  $n$  دارایی با در اختیار داشتن مؤلفه‌های لازم جهت مدل‌سازی ریسک سبد دارایی عبارت خواهد بود از:

$$\begin{aligned} R_{pt} &= E(\sum_{i=1}^n w_{it} r_{it} | F_{t-1}) + \varepsilon_{pt} \\ \varepsilon_{pt} &= \sigma_{pt} \eta_t \quad \eta_t \approx iid(0, 1) \end{aligned} \quad (9)$$

$\sigma_{pt}^2 = w_t H_t w_t^T = \sum_i \sum_j w_{it} w_{jt} h_{ij,t}$   
که  $w_{it}$  نسبت سرمایه‌گذاری شده در دارایی  $i$ ام در زمان  $t$  را نشان می‌دهد،  
به‌گونه‌ای که  $\forall t \sum_{i=1}^n w_{it} = 1$  دوره‌ی  $t-1$  و  $H_t$  نشان دهنده‌ی ماتریس واریانس شرطی بردار بازدهی‌ها می‌باشد.

قبل از آنکه بتوان از  $VaR_t$  پیش‌بینی شده برای سبد دارایی، با اطمینان استفاده کرد لازم است اعتبار و دقت آن مورد بررسی قرار گیرد. از مؤلفه‌های کلیدی روش‌های اعتبارسنجی، پس‌آزمایی است که با به‌کارگیری روش‌های کمی به تعیین مطابقت پیش‌بینی‌های مدل با مفروضاتی که مدل براساس آن‌ها بنا شده، می‌پردازد. همچنین امکان رتبه‌بندی روش‌های مختلف محاسبه‌ی  $VaR_t$  را فراهم می‌کند. در فرآیند پس‌آزمایی با بهره‌گیری از پنجره غلتان<sup>۲</sup>، به جای آنکه از مدل برای پیش‌بینی ریسک دوره پیش‌رو استفاده شود، ریسک دوره‌های گذشته محاسبه شده و با مقایسه‌ی ریسک به‌دست آمده از مدل با داده‌های واقعی می‌توان عملکرد مدل را ارزیابی کرد. روش پس‌آزمایی به کار رفته در این مقاله از دو مرحله تشکیل می‌شود. در مرحله‌ی نخست با بهره‌گیری از آزمون‌های کوپیک و کریستوفرسن، کفايت روش محاسبه ارزش در معرض ریسک تعیین شده و در مرحله‌ی دوم امکان رتبه‌بندی روش‌های باکفايت بر مبنای تابع زیان لویز، مجموع زیان و تابع زیان شتر فراهم می‌آيد.

۱. برای به‌دست آوردن وزن بهینه‌ی دارایی‌های موجود در سبد، لازم است یک مسئله حداکثرسازی تابع مطلوبیت

را در نظر گرفت که رایج‌ترین تابع مطلوبیت برای این مسئله بهینه‌یابی به فرم  $u = r_{pt} - \frac{1}{\gamma} A \sigma_{pt}^2$  است،

که در آن  $A$  درجه‌ی ریسک گریزی سرمایه‌گذار را نشان می‌دهد و از آنجایی که درجه ریسک گریزی مدیران

سبد دارایی متفاوت از یکدیگر بوده و شاخصی جهت مشاهده‌ی آن تعریف نشده است، در این پژوهش به

جهت سادگی وزن تمامی دارایی‌های موجود در سبد را در تمامی زمان‌ها یکسان در نظر می‌گیریم.

2. Rolling Window

### آزمون کوپیک<sup>۱</sup>

برای بررسی دقت مدل‌ها در برآورد VaR می‌توان از آزمون کوپیک (آزمون پوشش غیرشرطی<sup>۲</sup>) استفاده کرد. فرضیه‌ی صفر آزمون کوپیک به صورت برابر بودن نسبت شکست و سطح پوشش مورد انتظار تعریف می‌شود.

$$\begin{cases} H_0: \alpha = \alpha \\ H_1: \alpha \neq \alpha \end{cases} \quad (10)$$

که نسبت تخطی مورد انتظار توسط مدل و  $\alpha$  نسبت تخطی مشاهده شده است. جهت آزمون فرضیه از نسبت حداکثر راستنمایی استفاده می‌شود که دارای توزیع کایدو با درجه‌ی آزادی یک است و آماره‌ی آن عبارت است از:

$$LR_{uc} = -2 \ln \left( \frac{(1-\alpha)^{T-x} \alpha^x}{(1-\alpha_0)^{T-x} \alpha_0^x} \right) \quad (11)$$

که در آن  $\alpha$  تعداد کل موارد شکست تحقق یافته (x) در شناسایی مقدار ریسک نسبت به تعداد کل موارد ارزش در معرض ریسک محاسبه شده (یعنی T) را نشان می‌دهد. اگر آماره‌ی آزمون پوشش غیرشرطی بیشتر از مقدار بحرانی توزیع کایدو باشد، آنگاه روش به کار گرفته شده برای محاسبه‌ی ارزش در معرض ریسک از کفایت برخوردار نیست.

### آزمون کریستوفرسن<sup>۳</sup>

آزمون کوپیک فقط بر روی تعداد تخطی‌ها تمرکز کرده و وجود وابستگی‌های زمانی را نادیده می‌گیرد، در حالی که آزمون پیشنهادی کریستوفرسن (1998)، به بررسی دو ویژگی نرخ شکست و استقلال تخطی‌ها می‌پردازد، بنابراین این آزمون ترکیبی از آزمون کوپیک و استقلال تخطی‌ها بوده و آماره‌ی آزمون آن از ترکیب آماره‌ی آزمون نسبت شکست‌های کوپیک<sup>۴</sup> (پوشش غیرشرطی) و آماره‌ی آزمون استقلال حاصل می‌شود. یعنی:

$$LR_{CC} = LR_{uc} + LR_{ind} \quad (12)$$

1. Kupiec Test

2. Unconditional Coverage Test

3. Christoffersen Test

4. Kupiec's Proportion of Failures(POF) -Test

که در آن آماره‌ی آزمون پوشش شرطی  $LR_{CC}$  دارای توزیع کایدو با درجه‌ی آزادی دو است.

برای آزمون استقلال ابتدا یک متغیر شاخص  $I_t$  تعریف می‌شود که اگر تخطی رخداد مقدار یک را اختیار کرده و اگر تخطی رخداد مقدار صفر را برمی‌گریند.

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if violation occurs} \\ 0 & \text{if no violation occurs} \end{cases}$$

سپس  $n_{ij}$  ( $i, j = 0, 1$ ) به عنوان تعداد روزهایی که حالت  $j$  بعد از حالت  $i$  رخداد داده، تعریف می‌شود. می‌توان نتیجه را به صورت یک جدول احتمالاتی  $2 \times 2$  نشان داد.

	$I_{t-1} = 0$	$I_{t-1} = 1$	
$I_t = 0$	$n_{..0}$	$n_{10}$	$n_{..0} + n_{10}$
$I_t = 1$	$n_{01}$	$n_{11}$	$n_{01} + n_{11}$
	$n_{..0} + n_{01}$	$n_{10} + n_{11}$	N

$\pi_i = \Pr[I_t = i | I_{t-1} = i]$ ,  $i = 0, 1$  برای آزمون استقلال  $I_t$  ها، لازم است احتمال مشاهده یک تخطی در زمان  $t$  مشروط بر خداد حالت  $i$  در روز قبل ( $t-1$ ) تعریف شود. اگر این احتمال مشروط، با  $\pi_i$  نشان داده شود، آنگاه خواهیم داشت:

$$\pi_0 = \frac{n_{01}}{n_{..0} + n_{01}}, \quad \pi_1 = \frac{n_{11}}{n_{10} + n_{11}} \quad (13)$$

و اگر احتمال مشاهده یک تخطی در زمان  $t$  با توجه به جدول احتمالاتی بالا با  $\pi_{0\text{obs}}$  نشان داده شود، داریم:

$$\pi_{0\text{obs}} = \Pr[I_t = 0] = \frac{n_{01} + n_{11}}{n_{..0} + n_{01} + n_{10} + n_{11}}$$

بر مبنای آزمون استقلال اگر مدل دقیق<sup>۱</sup> باشد، نباید تخطی امروز وابسته به این موضوع باشد که آیا در روز قبل تخطی رخداد است یا خیر. به عبارتی دیگر تحت فرضیه‌ی صفر این آزمون باید احتمال  $\pi_0$  و  $\pi_1$  برابر باشد. آماره‌ی نسبت حداقل راستنمایی مرتبط با آزمون فرضیه‌ی استقلال تخطی‌ها عبارت است از:

1. Accurate

$$LR_{ind} = -2 \ln \left( \frac{(1 - \pi_{obs})^{n.. + n_{11}} \cdot \pi_{obs}^{n_{11}}}{{(1 - \pi_{.})^{n..} \cdot \pi_{.1}^{n_{11}} (1 - \pi_{11})^{n_{11}}}} \right) \quad (14)$$

$$LR_{cc} = -2 \ln \left( \frac{(1 - \pi_{exp})^{n.. + n_{11}} \cdot \pi_{exp}^{n_{11}}}{{(1 - \pi_{.})^{n..} \cdot \pi_{.1}^{n_{11}} (1 - \pi_{11})^{n_{11}}}} \right) \quad (15)$$

با توجه به معادله (۱۲)، با ترکیب کردن آماره‌ی آزمون نسبت شکستهای کوپیک (معادله ۱۱) و استقلال تخطی‌ها (معادله ۱۴)، می‌توان آماره‌ی آزمون پوشش شرطی کریستوفرسن را که دارای توزیع کایدو با درجه‌ی آزادی دو است، استخراج کرد.

### پس‌آزمایی بر مبنای تابع زیان

با به کارگیری توابع نمونه‌ای کوپیک و کریستوفرسن می‌توان فرضیه‌ی کفايت روش‌های برآورده ارزش در معرض ریسک را از نظر آماری آزمون کرد. اما در بسیاری از موارد مدیران ریسک چندین مدل ارزیابی VaR در اختیار دارند که پس‌آزمایی‌ها دقیق‌تر از آنها را تأیید کرده‌اند، در این صورت مسئله پیش رو، انتخاب از میان مدل‌های تأیید شده است. برای برطرف کردن این دغدغه باید به سراغ روش‌های مقایسه‌ای رفت که این روش‌ها براساس یک تابع زیان<sup>۱</sup>، به هر یک از مدل‌ها نمره‌ای اختصاص می‌دهند و براساس این نمره‌ها به رتبه‌بندی<sup>۲</sup> مدل‌ها می‌پردازند. هرچه نمره‌ی یک مدل کمتر باشد، مدل دقیق‌تر خواهد بود و در سطح بالاتر رتبه‌بندی جای می‌گیرد.

یکی از مرسوم‌ترین توابع زیان، تابع زیان لوپیز<sup>۳</sup> است. تابع نمره‌ای<sup>۴</sup> که لوپیز پیشنهاد می‌کند به صورت رابطه‌ی (۱۶) می‌باشد.

$$QPS = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (C_t - E(C_t))^2 \quad ; \quad C_t = \begin{cases} 1 & \text{if } L_t > VaR_t \\ 0 & \text{if } L_t \leq VaR_t \end{cases} \quad (16)$$

در این رابطه  $C_t$  یک تابع زیان دوتایی<sup>۵</sup> و  $L_t$  بیانگر مقدار زیان مشاهده شده در زمان  $t$  است.

1. Loss Function
2. Ranking
3. Lopez Loss Function
4. Score Function
5. Binary Loss Function

یکی از ایرادهای تابع زیان لویز آن است که از اندازه‌ی زیان‌های دنباله صرف‌نظر می‌کند به همین علت می‌توان از زیان انباشته برای رتبه‌بندی روش‌های برآورد کننده‌ی ارزش در معرض ریسک استفاده کرد. بر مبنای این نحوه‌ی رتبه‌بندی (رابطه‌ی ۱۷)، عملکرد روشی در پیش‌بینی  $VaR_t$  بالاتر خواهد بود که مجموع زیان کمتری در طول دوره پیش‌بینی داشته باشد.

$$Z_t = \begin{cases} |r_t - VaR_t| & \text{if } r_t < VaR_t \\ . & \text{if } r_t \geq VaR_t \end{cases} \quad (17)$$

$r_t$  بازده مشاهده شده در زمان  $t$  را نشان می‌دهد و هرچه  $Z_t$  کمتر باشد، روش مورد نظر در جایگاه بالاتر رتبه‌بندی قرار می‌گیرد.

رتبه‌بندی بر مبنای روش زیان انباشته، به همبستگی بین تخطی‌های رخ داده توجهی ندارد، در حالی که یک روش رتبه‌بندی کامل نه تنها تعداد زیان‌های غیرمنتظره را در نظر می‌گیرد، بلکه همچنین باید حجم و درجه‌ی همبستگی بین خوش‌های زیان غیرمنتظره را لحاظ کند. علاوه بر این، روش رتبه‌بندی باید تخصیص‌های ناکارای سرمایه‌ای را نیز جریمه کند. به همین منظور روش رتبه‌بندی ارائه شده توسط شنر، بارونیان و منگوتورک<sup>۱</sup> (۲۰۱۲) جهت ارزیابی روش‌های محاسبه‌ی ارزش در معرض ریسک استفاده می‌شود. تابع زیان معروفی شده در این روش رتبه‌بندی به صورت زیر می‌باشد:

$$I_{j,t} = \begin{cases} \Psi(r_t, VaR_{j,t}) & \text{if } r_t \geq VaR_{j,t} \\ \Phi(r_t, VaR_{j,t}) & \text{if } r_t < VaR_{j,t} \end{cases} \quad (18)$$

که در آن  $r_t$  بازده مشاهده شده در زمان  $t$  را نشان می‌دهد. برپایه‌ی این روش رتبه‌بندی تابع زیان به دو منطقه‌ی امن<sup>۲</sup> و منطقه‌ی خطا<sup>۳</sup> تفکیک می‌شود. منطقه‌ی امن بازده‌های بیشتر از ارزش در معرض ریسک برازش شده را دربرمی‌گیرد و منطقه خطا زیان‌های پیش‌بینی نشده را شامل می‌شود. برای منطقه‌ی خطا دو معیار مهم ارزیابی می‌شود که عبارتند از حجم و خوش‌های زیان‌های پیش‌بینی نشده<sup>۴</sup>. شنر و همکاران، حجم زیان پیش‌بینی نشده را با توجه به این موضوع که در منطقه‌ی خطا  $r_t < VaR_{j,t}$  می‌باشد، از طریق تفاوت ارزش در معرض ریسک پیش‌بینی شده و بازده

1. Sener, Baronyan and Menguturk(2012)

2. Safe Space

3. Violation Space

4. Magnitude and Clusters of Unexpected Losses.

واقعی در زمان  $t$  محاسبه کرده و آنرا با  $\varepsilon_t$  نشان می‌دهند (یعنی،  $\varepsilon_t = (VaR_t - r_t)$ ). در منطقه‌ی خطا، زیان‌ها به یک یا چند خوشه با تعداد متناهی  $h$  تقسیم می‌شوند. خوشه‌ای که از چند زیان، با همبستگی بالا تشکیل شده، دارای طول محدود  $z$  است و با سایر خوشه‌ها همبستگی چندانی ندارد. کل زیان ناشی از منطقه‌ی خطا به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Phi = \sum_{i=1}^{h-i} \sum_{m=1}^{h-i} \frac{1}{k_{i,i+m}} \times \left( \prod_{b=1}^{z_i} (1 + \varepsilon_{b,i}) \right) \left( \prod_{b=1}^{z_{i+m}} (1 + \varepsilon_{b,i+m}) \right) - 1 \quad (19)$$

که در این رابطه  $z$  بیانگر طول خوشه‌ام،  $k_{i,i+m}$  فاصله‌ی بین خوشه‌ام و خوشه  $(i+m)$  ام می‌باشد و  $\varepsilon_{b,i}$  امین زیان پیش‌بینی نشده در خوشه‌ام را نشان می‌دهد که تعداد کل زیان‌های پیش‌بینی نشده در خوشه‌ام،  $Z_i$  تا می‌باشد.

درتابع زیان شنر به اهمیت منطقه‌ی امن از دید بنگاه‌ها توجه شده است، چرا که تخصیص بیش از حد متابع به منظور پوشش ریسکی که دست‌بالا برآورد شده، زیان بنگاه را نتیجه می‌دهد. از آنجایی که هدف، مقایسه‌ی بازده‌های منفی با ارزش در معرض ریسک است، برای تعیین زیان کل در منطقه‌ی امن تنها زیان‌های منفی مورد توجه قرار می‌گیرد، بنابراین شنر و همکاران مجموع کل زیان در منطقه امن را به صورت رابطه‌ی (۲۰) تعریف می‌کنند:

$$\Psi = \sum_{t=1}^T \left[ \mathbb{I}(r_t > VaR_t | r_t < \cdot) \right] (r_t - VaR_t) \quad (20)$$

پس از معرفی توابع زیان در دو منطقه‌ی امن و خطا، لازم است با وزن دادن به این دو تابع، یک تابع زیان کلی به دست آورد. از آنجایی که با افزایش سطح معناداری یعنی  $1-\alpha$ ، نسبت ناحیه‌ی امن به ناحیه‌ی خطا افزایش می‌یابد، شیوه‌ی وزن‌دهی باید بر پایه‌ی سطح معناداری باشد. همچنین وزن ناحیه‌ی خطا باید بیشتر باشد، چرا که ناحیه‌ی امن مشاهدات بیشتری را دربرمی‌گیرد و ثانیاً ناحیه‌ی خطا از اهمیت بیشتری برخوردار است، چرا که در صورت بروز تخطی، بنگاه با زیان شدیدتری روپرتو خواهد شد. با توجه به نکات ذکر شده تابع زیانی که شنر و همکاران برای رتبه‌بندی ارزش در معرض ریسک‌های برآورد شده به روش‌های مختلف استفاده می‌کنند به صورت زیر خواهد بود:

$$RM(\alpha, \Phi, \Psi) = \frac{1}{T} [ (1 - \alpha) \Phi + \alpha \Psi ] \quad (21)$$

سپس برای تخصیص نمره به روش‌های مختلف برآورد ارزش در معرض ریسک، نسبت  $(RM_j / \sum_{i=1}^n RM_i)$  را تشکیل داده و هر روشی که نسبت کمتری را اختیار کند، عملکرد بهتری دارد. اگر تمامی روش‌ها با یک دقت عمل کنند، آنگاه این نسبت برای هر روش  $n/1$  خواهد بود. که در آن  $n$  تعداد روش‌های اندازه‌گیری ارزش در معرض ریسک با ویژگی کفايت است.

براساس نتایج حاصل از پس آزمایی، می‌توان به رتبه‌بندی مدل‌های برآورد کننده ارزش در معرض ریسک پرداخت. به این ترتیب دقیق‌ترین مدل در تخمین ارزش در معرض ریسک سبد مشکل از طلا، ارز و سهام را از بین مدل‌های مفروض مشخص می‌شود تا اهمیت سایت اطلاعات بین بازارها آشکار گردد.

#### ۴- تحلیل داده‌ها

در مقاله‌ی حاضر اطلاعات مربوط به سری زمانی دارایی‌های انس طلا، نرخ برابری یورو به دلار آمریکا و شاخص سهام S&P500 در بازه‌ی زمانی ۲۰۰۰/۱/۴ تا ۲۰۱۴/۱۲/۱، مورد استفاده قرار می‌گیرند. از آنجا که تعطیلات این سه بازار در برخی از تاریخ‌ها یکسان نمی‌باشد، قبل از هرگونه مدل‌سازی، سری‌های زمانی سه دارایی از نظر تاریخی همگن می‌شود، به این معنا که روزهای کاری که هر سه بازار فعال بوده‌اند مبنای استخراج اطلاعات قرار می‌گیرد.<sup>۱</sup> تا بدین طریق اثر سریز اطلاعات بین بازارهای طلا، ارز و سهام در تاریخ‌های همزمان مشخص شود.

برای بررسی ارتباط بازارهای مالی از بازدهی روزانه به جای قیمت استفاده شده است، زیرا بازدهی دارایی، یک شاخص کامل و بدون مقایس برای ارزیابی فوصله‌های سرمایه‌گذاری می‌باشد و همچنین تحلیل سری‌های زمانی بازدهی آسان‌تر از سری زمانی قیمت است. (کمپل (۱۹۹۷))

#### ۱- معرفی داده‌ها

معیار ارزش‌گذاری انس طلا، قیمت جهانی هر انس طلا بر حسب دلار در بازار لندن است. قیمت برابری یورو به دلار آمریکا، معیار ارزشیابی نرخ ارز در سبد دارایی را

۱. با توجه به فعالیت ۲۴ ساعته‌ی بازار فارکس و نیز کمتر بودن حجم اطلاعات انس طلای لندن نسبت به بازار سهام آمریکا در بازه‌ی زمانی ۲۰۰۰/۱/۴ تا ۲۰۱۴/۱۲/۱، همگن‌سازی تاریخی سری‌ها بر مبنای روزهای کاری بازار لندن انجام گرفته است.

تشکیل می‌دهد. ارزش سهام این سبد بر مبنای شاخص S&P500 بورس نیویورک محاسبه می‌شود. بازدهی سه دارایی طلا، ارز و سهام را به صورت لگاریتمی در محاسبات خود وارد کردیم یعنی:

$$r_t = \log(p_t/p_{t-1}) \times 100 \quad (22)$$

که در آن  $r_t$  بازدهی لگاریتمی،  $p_t$  قیمت در زمان  $t$  و  $p_{t-1}$  قیمت در زمان  $t-1$  را نشان می‌دهد.

### ۴-۲- ویژگی‌های آماری داده‌ها

برای درک بهتر داده‌ها می‌توان به بررسی برخی از ویژگی‌های آماری این سری‌های زمانی در جدول ۳ پرداخت. با توجه به اینکه ضریب کشیدگی بازدهی طلا، شاخص سهام و نرخ ارز بیشتر از ضریب کشیدگی تابع چگالی نرمال است، بنابراین تابع چگالی بازدهی این دارایی‌ها، دمب پهن و قله بلند دارد و آماره‌ی جارکبرا بیانگر آن است که تابع توزیع بازدهی دارایی‌ها نرمال نیست.

جدول ۳. ویژگی‌های آماری بازدهی دارایی‌های مالی

آزمون جارکبرا	آماره	احتمال	کشیدگی	چولگی	انحراف معیار	مینیمم	ماکزیمم	میانگین	بازدهی لگاریتمی
۰/۰	۴۲۹۷/۰۵	۸/۲	-۰/۳	۱/۱۷	-۹/۵	۶/۴۸	۰/۰۳۹	انس طلا	
۰/۰	۹۵۴۶/۷۳	۱۰/۸۹	-۰/۱۷	۱/۲۹	-۹/۴۷	۱۰/۹۶	۰/۰۱۰	شاخص سهام S&P500	
۰/۰	۴۳۶/۰۶	۴/۶۸	-۰/۰۳۶	۰/۶۵	-۲/۸۸	۳/۶۷	۰/۰۰۵	نرخ ارز یورو به دلار	

### ۵- یافته‌های تجربی پژوهش

با توجه به بخش روش‌شناسی، برای مدل‌سازی بردار بازدهی دارایی‌های طلا، ارز و سهام از مدل خودهمبسته برداری استفاده می‌شود. معیار شوارتزیزی (BIC) وقهی بهینه یک را برای مدل خودهمبسته برداری برمری گزیند و آزمون پورتمان‌تیو چند متغیره نشان می‌دهد که پسماندها در این مدل، خودهمبستگی پیاپی ندارند، بنابراین مدل VAR(1) جهت مدل‌سازی بردار بازدهی دارایی‌ها از کفايت کافی برخوردار است.

جدول ۴. آزمون کفایت مدل خودهمبسته‌ی برداری مرتبه‌ی یک

VAR(1)	مدل
۲۲۶۳۸/۴۷۲۲	آماره‌ی آزمون پورتمن تیو چند متغیره
۰/۲۵۸۴	P_value

فرضیه‌ی صفر: خود همبستگی پیاپی بین پسماندها وجود ندارد.  
سطح اطمینان ۰.۵٪ در نظر گرفته شده است.

با توجه به نتایج حاصل از برآورد معادلات همزمان مدل VAR(1)، در جدول ۵، می‌توان نتیجه گرفت که در بازه‌ی زمانی ۱/۴ ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴/۱۲/۱، انتقال نوسان بازده‌ی از بازار نرخ ارز و شاخص سهام به بازار طلا می‌باشد. زیرا نوسان در این دو بازار با یک دوره وقفه سبب نوسان بازده‌ی طلا می‌شود.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل VAR(1)

$r_{3,t-1}$	$r_{2,t-1}$	$r_{1,t-1}$	C	ضریب
۰/۳۱ (۱۰/۱۱)	۰/۰۳ (۲/۱۷)	-۰/۰۵ (-۳/۳)	۰/۰۳۹ (۲/۰۷)	$r_{1,t}$
۰/۰۰۰۷ (۰/۰۱۹)	-۰/۰۸۶ (-۵/۱۷)	-۰/۰۰۶ (-۰/۳۶)	۰/۰۱۱ (۰/۰۵۴)	$r_{2,t}$
-۰/۰۲۴ (-۱/۴۳)	۰/۰۳ (۴/۵۲)	۰/۰۰۱ (۰/۱۳)	۰/۰۰۴ (۰/۰۴۵)	$r_{3,t}$

\*  $r_{1,t}$ ,  $r_{2,t}$  و  $r_{3,t}$  به ترتیب نشان دهنده‌ی بازده‌ی طلا، سهام S&P500 و نرخ ارز یورو به دلار در زمان  $t$  هستند.

اعداد داخل پرانتز آماره‌ی  $t$  مربوط به ضرایب برآورد شده را نشان می‌دهند. برای مدل‌سازی بازدهی شرطی سبد دارایی، نسبت سرمایه‌گذاری شده در هر یک از دارایی‌ها را در طول زمان ثابت فرض کردیم. بدین ترتیب بازدهی شرطی سبد دارایی یک ترکیب وزنی ساده از بازده هر سه دارایی بوده و طبق رابطه‌ی (۹) قابل محاسبه می‌باشد. با توجه به وجود اثرات ARCH در پسماند بازدهی سبد دارایی‌ها (نتایج جدول ۶) نیاز است از مدل‌های GARCH چندمتغیره جهت مدل‌سازی واریانس شرطی سبد دارایی‌ها استفاده نمائیم.

### جدول ۶. آزمون وجود اثرات ARCH

آماره	پسمند بازدهی سبد دارایی
LM test P_value	۹۳۲/۸۱۴۴ ۰/۰۰

فرضیه‌ی صفر: اثر ARCH وجود ندارد.  
بازدهی سبد دارایی طبق معادله‌ی (۹) محاسبه می‌شود.  
سطح اطمینان ۵٪ در نظر گرفته شده است.

از بین مدل‌های BEKK(p,q) متنوعی که با فرض توزیع‌های نرمال و تی‌استیوتدنت چندمتغیره، برآش شده، براساس معیار BIC در جدول ۷، مدل‌های BEKK(2,1)-N و BEKK(2,1)-t انتخاب شده است که آزمون پورتمن‌تیو چندمتغیره در جدول ۹ کفايت این مدل‌ها را تأیید می‌کند.

### جدول ۷. مقایسه‌ی مدل‌های مختلف BEKK(p,q) بر مبنای معیارهای اطلاعاتی متفاوت

Likelihood	BIC	AIC	مدل برآش شده
-۱۳۸۵۹	۲۷۹۴۰	۲۷۷۷۲	BEKK(1,1)-N
-۱۳۸۴۶	۲۷۹۸۷	۲۷۷۶۴	BEKK(1,2)-N
-۱۳۸۰۰	۲۷۸۹۵	۲۷۶۷۱	BEKK(2,1)-N
-۱۴۲۸۶	۲۸۹۴۲	۲۸۶۶۲	BEKK(2,2)-N
-۱۳۵۶۴	۲۷۳۵۸	۲۷۱۸۴	BEKK(1,1)-t
-۱۳۵۵۶	۲۷۴۱۵	۲۷۱۸۵	BEKK(1,2)-t
-۱۳۵۱۹	۲۷۳۴۱	۲۷۱۱۲	BEKK(2,1)-t
-۱۳۹۱۲	۲۸۲۰۲	۲۷۹۱۶	BEKK(2,2)-t

N بیانگر برآش مدل با فرض توزیع نرمال چندمتغیره برای بازدهی سبد دارایی هاست.  
t بیانگر برآش مدل با فرض توزیع تی‌استیوتدنت چندمتغیره برای بازدهی سبد دارایی هاست.

در ادامه از روش همبستگی شرطی ثابت جهت مدل‌سازی تلاطم بازدهی سبد استفاده می‌شود. از بین مرتبه‌های مختلفی که برای روش CCC برآش شده است، با فرض توزیع نرمال چندمتغیره برای بردار بازدهی دارایی‌ها، مدل CCC(2,1)، دارای کمترین معیار اطلاعاتی BIC بوده است و آزمون پورتمن‌تیو چندمتغیره کفايت آن را تأیید می‌کند. با فرض توزیع چندمتغیره تی‌استیوتدنت و برحسب معیار اطلاعاتی BIC، مدل CCC(2,1) بهترین مدل همبستگی شرطی ثابتی است که به برآورد واریانس

شرطی بازده می‌پردازد اما با توجه به نتایج آزمون پورتمن تیو چندمتغیره در جدول ۹، پسماندهای مدل مذکور دارای خودهمبستگی پیاپی هستند، بنابراین CCC(2,1) با توزیع تی استیودنت از کفايت برخوردار نیست. به همین دلیل مدل CCC(1,1) که علاوه بر کمتر بودن معیار اطلاعاتی BIC، در مقایسه با سایر مرتبه‌های مدل CCC، دارای هم‌بستگی پیاپی بین پسماندها نمی‌باشد.

جدول ۸. مقایسه مدل‌های مختلف CCC(p,q) بر مبنای معیارهای اطلاعاتی متفاوت

Likelihood	BIC	AIC	مدل برآش شده
-۱۴۰۱۰	۲۸۱۱۹	۲۸۰۴۴	CCC(1,1)-N
-۱۴۰۰۹	۲۸۱۴۱	۲۸۰۴۸	CCC(1,2)-N
-۱۳۹۸۹	۲۸۱۰۱	۲۸۰۰۸	CCC(2,1)-N
-۱۴۴۰۱	۲۸۹۴۹	۲۸۸۳۷	CCC(2,2)-N
-۱۳۶۸۸	۲۷۴۸۲	۲۷۴۰۱	CCC(1,1)-t
-۱۳۶۸۳	۲۷۴۹۷	۲۷۳۹۷	CCC(1,2)-t
-۱۳۶۷۱	۲۷۴۷۳	۲۷۳۷۳	CCC(2,1)-t
-۱۳۹۹۷	۲۸۱۵۰	۲۸۰۳۲	CCC(2,2)-t

N بیانگر برآش مدل با فرض توزیع نرمال چندمتغیره برای بازدهی سبد دارایی‌ها.  
t بیانگر برآش مدل با فرض توزیع تی استیودنت چندمتغیره برای بازدهی سبد دارایی‌ها.

جدول ۹. آزمون کفايت مدل‌های GARCH چند متغیره

CCC(1,1)-t	CCC(2,1)-t	CCC(2,1)-N	BEKK(2,1)-t	BEKK(2,1)-N	پسماندهای مدل
۷۶۸۹/۴۴۴۰	۴۷۲۱/۰۳۴۴	۴۴۶۶/۷۲۱۰	۴۴۲۱/۴۱۶۱	۴۴۵۶/۳۲۹۶	آماره‌ی آزمون پورتمن تیو چندمتغیره
۰/۷۳۲۴	۰/۰۱۰۷	۰/۸۳۴۸	۰/۷۹۵۶	۰/۶۷۵۴	P_value

فرضیه‌ی صفر: خودهمبستگی پیاپی بین پسماندها وجود ندارد.  
N بیانگر برآش مدل با فرض توزیع نرمال چندمتغیره برای بازدهی سبد دارایی‌ها.  
t بیانگر برآش مدل با فرض توزیع تی استیودنت چندمتغیره برای بازدهی سبد دارایی‌ها.  
سطح اطمینان ۵٪ در نظر گرفته شده است.

برای آنکه به این سؤال پاسخ داده شود که آیا سرایت تلاطم در پیش‌بینی سنجه‌ی ارزش در معرض ریسک اثرگذار است یا خیر، لازم است واریانس شرطی بازدهی سبد

دارایی به گونه‌ای مدل‌سازی شود که کواریانس بین دارایی‌های موجود در سبد دارایی را نادیده بگیرد و سپس کفايت و عملکرد ارزش در معرض ريسک پيش‌بينی شده توسط اين ماترييس واريانس شرطی با سایر روش‌هایي که سرايت تلاطم بین دارایی‌ها را در محاسبه‌ی  $VaR_t$  مورد توجه قرار می‌دهند، مقاييسه شود. برای دستيابي به اين هدف از مدل‌های GARCH، EGARCH و GJR استفاده می‌شود، به اين معنا که کواریانس بین دارایی‌های موجود در سبد صفر فرض شده و بدین ترتيب واريانس شرطی سبد دارایی‌ها به عنوان يك تركيب وزني ساده از واريانس شرطی هر سه دارایي ريسکی موجود در سبد در نظر گرفته می‌شود. در اين حالت ماترييس واريانس شرطی بردار بازدهی دارایی‌ها (يعني  $H_t$ ) در رابطه‌ی (۹) به يك ماترييس قطری تبدیل می‌شود که دراييه‌های قطر اصلی بیان‌گر واريانس شرطی هر يك از دارایی‌های موجود در سبد هستند که به وسیله مدل‌های GARCH، EGARCH و GJR مدل‌سازی شده‌اند.

با توجه به ويژگی‌های آماری بازدهی دارایی‌ها در جدول ۳، ضریب کشیدگی این سوی‌های زمانی بیشتر از کشیدگی توزیع نرمال است به همین دلیل مدل‌های GARCH، EGARCH و GJR، علاوه بر فرض نرمال بودن توزیع پسمندها با فرض توزیع تی استیودنت نیز برآش و براساس معیار اطلاعاتی بیزی‌شوارتز در جدول ۱۲ بخش پیوست‌ها، مرتبه‌ی بهینه‌ی مدل‌های GARCH، EGARCH و GJR، به منظور مدل‌سازی واريانس شرطی بازدهی سه دارایي انس طلا، نرخ ارز و شاخص سهام تعیین می‌شود و مطابق نتایج جداول ۱۳، ۱۴ و ۱۵، مرتبه‌های برگزیده شده جهت مدل‌سازی واريانس شرطی از کفايت برخوردارند، زيرا خودهم‌بستگی پیاپی بين پسمند آنها وجود ندارد.

با مدل‌سازی بازده و تلاطم شرطی سبد دارایی، مؤلفه‌های لازم جهت پيش‌بینی ارزش در معرض ريسک با رویکرد پارامتری در اختیار قرار می‌گيرد. پس از پيش‌بینی  $VaR_t$  در سطح اطمینان ۹۹٪، با فرض برقراری توزیع نرمال و توزیع  $\chi^2$  چندمتغیره برای بازدهی شرطی پيش‌بینی شده، با به‌كارگيري روش‌های پس‌آزمایي کفايت و دقت  $VaR_t$ ‌هاي محاسبه شده با پنجره‌اي به طول ۵۰۰ مشاهده را سنجideh می‌شود. نتایج حاصل از اين سنجش در جدول ۱۰ قابل مشاهده می‌باشد.

جدول ۱۰. نتایج حاصل از پس آزمایی روش‌های محاسبه‌ی VaR<sub>t</sub> در سطح اطمینان ۹۹٪ و افق پیش‌بینی یک روزه با پنجره‌ای به طول ۵۰۰ مشاهده

آزمون کفايت						تعداد تخطي	روش محاسبه ماتریس واریانس- کواریانس		
پوشش شرطی	استقلال		کوپیک						
Ln <sub>cc</sub>	آماره‌ی P_value	Ln <sub>ind</sub>	آماره‌ی P_value	Ln <sub>uc</sub>	آماره‌ی P_value				
۰/۶۷۴۴۰	۰/۷۱۳۸	۰/۵۷۱۸	۰/۴۴۹۵	۰/۱۰۲۶	۰/۷۴۸۷	۳۰	BEKK(2,1)-N		
۷/۳۶۰۶	۰/۰۲۵۲	۰/۲۰۵۱۰	۰/۶۵۰۷	۷/۱۵۵۵	۰/۰۰۷۵	۱۸	BEKK(2,1)-t		
۳/۰۴۶	۰/۲۱۸۱	۰/۳۳۵۳	۰/۵۶۲۵	۲/۷۱۰۷	۰/۰۹۹۷	۲۳	CCC(1,1)-t		
۳/۵۴۷۱	۰/۱۶۹۷	۱/۰۷۱۸	۰/۳۰۰۵	۲/۴۷۸۵۳	۰/۱۱۵۶	۴۱	CCC(2,1)-N		
۴/۴۷۵۱	۰/۱۰۶۷	۰/۲۷۹۴	۰/۵۹۷۱	۴/۱۹۵۷	۰/۰۴۰۵	۲۱	GARCH-N		
۱۶/۴۰۰۷	۰/۰۰۰۳	۰/۰۹۱	۰/۷۶۳	۱۶/۳۰۹۸	۰/۰۰۰۱۰	۱۲	GARCH-t		
۳/۰۴۶	۰/۲۱۸۱	۰/۳۳۵۳	۰/۵۶۲۵	۲/۷۱۰۷	۰/۰۹۹۷	۲۳	EGARCH-N		
۱۶/۴۰۰۷	۰/۰۰۰۳	۰/۰۹۱	۰/۷۶۳	۱۶/۳۰۹۸	۰/۰۰۰۱	۱۲	EGARCH-t		
۱۱/۲۶۸	۰/۰۰۳۶	۰/۱۴۲۲۳	۰/۷۰۶	۱۱/۱۲۵۷	۰/۰۰۰۹	۱۵	GJR-N		
۱۶/۴۰۰۷	۰/۰۰۰۳	۰/۰۹۱	۰/۷۶۳	۱۶/۳۰۹۸	۰/۰۰۰۱	۱۲	GJR-t		

فرضیه‌ی صفر: مدل بازش شده برای محاسبه‌ی VaR<sub>t</sub> دارای کفايت است.

حرف N نشان‌دهنده‌ی فرض توزيع نرمال چند متغیره در محاسبه‌ی بازدهی سبد دارای است.

حرف t نشان‌دهنده‌ی فرض توزيع تی استیودنت چند متغیره در محاسبه‌ی بازدهی سبد دارای است.

آماره‌های آزمون کوپیک و استقلال دارای توزيع کای دو با درجه‌ی آزادی یک هستند و به ترتیب طبق روابط ۱۴ و ۱۵ محاسبه می‌شوند.

آماره‌ی آزمون پوشش شرطی دارای توزيع کای دو با درجه‌ی آزادی دو است و طبق رابطه‌ی ۱۲ محاسبه می‌شود.

از آنجایی که آزمون پوشش شرطی جهت تأیید کفايت مدل هم به پوشش غیرشرطی توجه دارد و هم به استقلال بین تخطی‌ها، به منظور رتبه‌بندی روش‌های مختلف محاسبه‌ی ارزش در معرض ریسک، نتیجه‌ی حاصل از آزمون کفايت پوشش شرطی ملاک عملکرد قرار می‌گیرد، بنابراین، نمی‌توان سنجه‌ی ریسک پیش‌بینی شده بر مبنای روش‌های GARCH-t, BEKK(2,1)-t, GARCH-t, EGARCH-t, GJR-N و GJR-t را در جدول رتبه‌بندی روش‌ها جای داد.

نتایج حاصل از رتبه‌بندی VaR<sub>t</sub>‌های پیش‌بینی شده با کفايت در سطح اطمینان ۹۹٪ و افق پیش‌بینی یک روزه با پنجره‌ای به طول ۵۰۰ مشاهده، در جدول ۱۱ نشان می‌دهد که با توجه به مدل رتبه‌بندی تابع زیان لوپز، در برآورد ارزش در معرض ریسک، مدل GARCH-N، بهترین عملکرد را داشته و کمترین نمره را به خود اختصاص داده

است و بر مبنای رویکرد مقایسه‌ای مجموع زیان انباشته، مدل  $t$ -CCC(1,1) در مقایسه با سایر مدل‌های باکفایت، بیشترین میزان دقت را در برآورد ارزش در معرض ریسک دارا می‌باشد. در روش رتبه‌بندی مجموع زیان انباشته، جایگاه مدل GARCH-N در جدول رتبه‌بندی نسبت به روش رتبه‌بندی تابع زیان لوپز از رتبه‌ی اول به سوم کاهش می‌یابد و این امر نشان‌دهنده‌ی اهمیت حجم تخطی‌ها در روش رتبه‌بندی مجموع زیان انباشته نسبت به روش رتبه‌بندی تابع زیان لوپز است. از سویی دیگر از آنجایی که تابع زیان لوپز تنها به تعداد تخطی‌ها توجه دارد، روش‌هایی که تعداد تخطی یکسانی دارند، در این تابع زیان نمره‌ی یکسانی را به خود اختصاص می‌دهند. به همین دلیل نمره تخصیص داده شده به دو مدل  $t$ -CCC(1,1) و EGARCH-N بر مبنای تابع زیان لوپز یکسان است و هر دو در جایگاه دوم جدول رتبه‌بندی تابع زیان لوپز قرار گرفته‌اند، در حالی که روش مجموع زیان انباشته این خطای تابع زیان لوپز را از طریق اهمیت دادن به اندازه‌ی خطاهای پوشش داده است. اما ساختار رتبه‌بندی بر مبنای تابع زیان شنر متفاوت می‌شود، زیرا این تابع زیان علاوه بر تعداد تخطی‌ها و اندازه آنها، همبستگی بین تخطی‌ها و نیز ناکارائی در تخصیص منابع سرمایه‌ای را ملاک قضاوت قرار می‌دهد و سپس به رتبه‌بندی روش‌های با کفایت می‌پردازد. با توجه به این روش رتبه‌بندی که قابلیت اطمینان بیشتری نسبت به دو روش رتبه‌بندی پیشین دارد، مدل  $N$ -BEKK(2,1) دارای بهترین عملکرد در محاسبه‌ی سنجه‌ی ریسک می‌باشد.

جدول ۱۱. نتایج حاصل از رتبه‌بندی روش‌های با کفایت در محاسبه‌ی  $VaR$  در سطح اطمینان ۹۹٪ و افق پیش‌بینی یک روزه با پنجره‌ای به طول ۵۰۰

تابع زیان شنر		تابع زیان لوپز		مجموع		تابع زیان انباشته		تابع زیان انباشته		روش محاسبه ماتریس واریانس کواریانس
رتبه	نمره	رتبه	نمره	رتبه	نمره	رتبه	نمره	رتبه	نمره	
۱	۰/۱۷۲	۲	۶/۹۷۱	۳	۰/۰۱۸۵۰					BEKK(21)-N
۲	۰/۱۷۸	۱	۶/۳۵۵	۲	۰/۰۱۴۱۹					CCC(1,1)-t
۳	۰/۱۸۳	۵	۱۳/۱۷۲	۴	۰/۰۲۵۲۹					CCC(2,1)-N
۴	۰/۲۳۰	۳	۸/۰۵۷	۱	۰/۰۱۲۹۵					GARCH-N
۵	۰/۲۳۸	۴	۹/۰۳۴	۲	۰/۰۱۴۱۹					EGARCH-N

حرف  $N$  نشان‌دهنده‌ی فرض توزیع نرمال چند متغیره در محاسبه‌ی بازدهی سبد دارایی است.  
حرف  $t$  نشان‌دهنده‌ی فرض توزیع تی استیومنت چند متغیره در محاسبه‌ی بازدهی سبد دارایی است.

در حقیقت مدل‌های GARCH تک‌متغیره با چشم‌پوشی از سرایت تلاطم بین دارایی‌های موجود در سبد، پیش‌بینی‌های محافظه کارانهای از ریسک سبد دارایی ارائه می‌کنند. ارزش در معرض ریسک محافظه کار، سبب می‌شود مدیر ریسک سبد دارایی، بخش بیشتری از منابع را جهت پوشش ریسک پیش‌بینی شده نگه داشته و در جریان سرمایه‌گذاری وارد نکند. بنابراین می‌توان ادعا کرد که رتبه‌ی پایین مدل‌های GARCH تک‌متغیره بر پایه‌ی تابع زیان شتر، ناشی از بزرگ بودن تابع زیان منطقه‌ی امن می‌باشد. زیرا تابع زیان شتر، جریمه‌ای را برای تخصیص‌های ناکارای منابع در نظر می‌گیرد که این جریمه در برآورد تابع زیان منطقه امن مؤثر است.

## ۶- نتیجه‌گیری

رویدادهای اخیر بازارهای مالی، نشان می‌دهند که تلاطم‌های غیرمنتظره ناشی از روش‌های ناکارآمد پیش‌بینی ریسک است. با توجه به پیچیدگی‌های روزافزون مالی، باید اندازه‌های ریسک قابل تفسیر و مؤثری تعریف شوند که قادر به انطباق با اخبار دریافتی باشند. بنابراین مدیران ریسک به‌منظور حداقل‌سازی ریسک سبد دارایی باید از نحوه‌ی اثرگذاری سرایت اطلاعات بر روی مؤلفه‌های سازنده‌ی سنجه‌ی ریسک آگاهی یابند. برای محاسبه‌ی سنجه‌ی ارزش در معرض ریسک سبد دارایی با رویکرد پارامتری، سرایت اطلاعات بین بازده و واریانس شرطی دارایی‌ها اهمیت فراوانی دارد و نادیده گرفتن انتقال نوسانات بین بازده و تلاطم دارایی‌ها، کفایت و دقت روش‌های برآورد کننده‌ی ارزش در معرض ریسک را تحت تأثیر قرار می‌دهد و بی‌توجهی به عدم کفایت روش برآورد سنجه ریسک، به شکست پیش‌بینی منجر می‌شود.

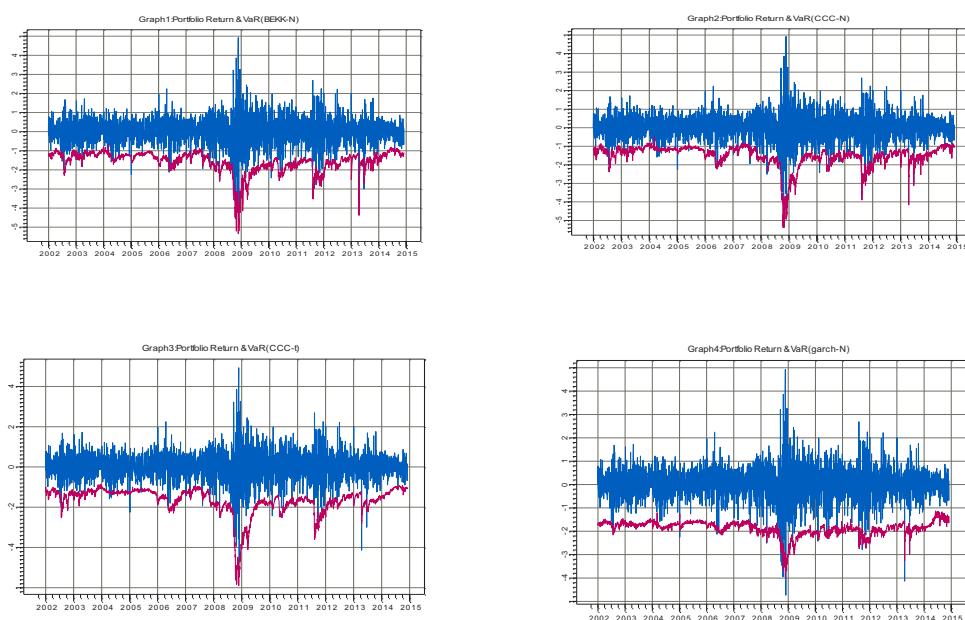
در این مقاله برای نمایش اهمیت سرایت اطلاعات بین بازده و تلاطم دارایی‌ها در محاسبه‌ی سنجه ریسک، سبدی متشکل از انس طلا، ارز و سهام انتخاب و با به‌کارگیری مدل‌های خودرگرسیون برداری و GARCH چندمتغیره سرایت بازده و تلاطم بین بازده‌ی دارایی‌های موجود در سبد مدل‌سازی شده است. همچنین، با استفاده از مدل‌های GARCH تک‌متغیره نشان داده می‌شود، که چشم‌پوشی از همبستگی شرطی بین دارایی‌های موجود در یک سبد، دقت روش محاسبه‌ی سنجه ریسک را تحت تأثیر قرار می‌دهد، زیرا با تخمین دست‌بالای سنجه‌ی ریسک، مانع تخصیص کارای منابع می‌شود.

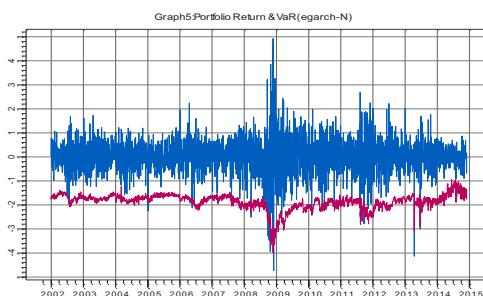
براساس روش رتبه‌بندی تابع زیان شنر،  $VaR_t$  برآورد شده، در سطح اطمینان ۹۹٪ با پنجره‌ای به طول ۵۰۰ مشاهده، توسط مدل BEKK(2,1) با فرض توزیع نرمال چندمتغیره، در مقایسه با سایر روش‌های باکفایت، بهترین عملکرد را در پوشش ریسک دارد. نتایج جدول رتبه‌بندی (۱۱) نشان می‌دهد که در برآورد ارزش در معرض ریسک سبد دارایی، توجه به همبستگی بین دارایی‌ها بسیار مهم است، زیرا پیش‌بینی‌هایی با دقیقت بالاتر را تولید کرده و بدین ترتیب قابلیت اعتماد سنجشی برآورد شده را جهت پوشش ریسک حقیقی افزایش می‌دهد.

### پیوست‌ها

#### الف. نمودارها

نمودار ۲.  $VaR_t$ ‌های پیش‌بینی شده دارای کفايت با پنجره به طول ۵۰۰ مشاهده در مقایسه با بازدهی واقعی سبد دارایی





ارزش در معرض ریسک پیش‌بینی شده با استفاده از ماتریس کوواریانس شرطی پیش‌بینی شده به روش Graph1 .BEKK(2,1)-N

ارزش در معرض ریسک پیش‌بینی شده با استفاده از ماتریس کوواریانس شرطی پیش‌بینی شده به روش Graph2 .CCC(2,1)-N

ارزش در معرض ریسک پیش‌بینی شده با استفاده از ماتریس کوواریانس شرطی پیش‌بینی شده به روش Graph3 .CCC(1,1)-t

ارزش در معرض ریسک پیش‌بینی شده با استفاده از ماتریس واریانس شرطی پیش‌بینی شده به روش Graph4 N

ارزش در معرض ریسک پیش‌بینی شده با استفاده از ماتریس واریانس شرطی پیش‌بینی شده به روش Graph5 EGARCH-N

ارزش در معرض ریسک پیش‌بینی شده با استفاده از ماتریس واریانس شرطی پیش‌بینی شده به روش PortfolioReturn

: نشان‌دهنده‌ی فرض توزیع نرمال چندمتغیره برای بازدهی سبد دارایی هاست.

: نشان‌دهنده‌ی فرض توزیع تی استیودنت چندمتغیره برای سبد دارایی هاست.

## ب. جداول‌ها

جدول ۱۲. مقایسه مدل‌های مختلف GJR(p,q), GARCH(p,q) و EGARCH(p,q) بر مبنای معیار اطلاعاتی BIC جهت مدل‌سازی واریانس شرطی بازدهی انس طلا، شاخص سهام S&P500 و نرخ برابری یورو به دلار

معیار BIC			مدل برآش شده برای بازدهی ....
نرخ برابری یورو به دلار	شاخص سهام S&P500	انس طلا	
۶۷۹۶	۱۰۶۹۸	۱۰۹۹۹	GARCH(1,1)-N
۶۷۹۴	۱۰۶۸۴	۱۰۹۹۸	GARCH(2,1)-N
۷۰۲۶	۱۱۰۸۴	۱۱۱۲۸	GARCH(2,2)-N
۶۷۲۳	۱۰۵۷۷	۱۰۶۵۲	GARCH(1,1)-t
۶۷۲۲	۱۰۶۵۱	۱۰۶۵۹	GARCH(2,1)-t
۶۹۲۰	۱۰۹۳۸	۱۰۸۰۱	GARCH(2,2)-t

BIC معیار			مدل برآش شده برای بازدهی ....
نرخ برابری یورو به دلار	S&P500	انس طلا	
۶۸۰۵	۱۰۷۲۴	۱۱۰۱۵	EGARCH(1,1)-N
۶۷۹۶	۱۰۷۰۵	۱۱۰۱۴	EGARCH(2,1)-N
۶۹۰۴	۱۰۷۱۰	۱۱۰۴۵	EGARCH(2,2)-N
۶۷۳۳	۱۰۵۸۷	۱۰۶۴۵	EGARCH(1,1)-t
۶۷۲۷	۱۰۵۷۲	۱۰۶۵۳	EGARCH(2,1)-t
۶۸۵۲	۱۰۶۷۶	۱۰۶۷۰	EGARCH(2,2)-t
۶۸۰۳	۱۰۵۲۵	۱۱۰۰۴	GJR(1,1)-N
۶۸۰۷	۱۰۵۲۹	۱۰۹۸۷	GJR(2,1)-N
۷۰۴۳	۱۰۵۳۱	۱۱۱۴۴	GJR(2,2)-N
۶۷۳۰	۱۰۴۴۰	۱۰۶۵۴	GJR(1,1)-t
۶۷۳۷	۱۰۴۴۶	۱۰۶۶۷	GJR(2,1)-t
۶۹۳۷	۱۰۹۵۵	۱۰۸۱۷	GJR(2,2)-t

حرف t نشان‌دهنده‌ی فرض توزیع تی استیوونت برای بازدهی دارایی است.

حرف N نشان‌دهنده‌ی فرض توزیع نرمال برای بازدهی دارایی است.

### جدول ۱۳. آزمون کفایت مدل‌های GJR(p,q) و EGARCH(p,q) برای بازدهی

#### انس طلا

P_value	آماره‌ی Ljung-Box	پسماند‌های مدل
۰/۰۸۳۵	۵۴۴/۲۷۲۷	GARCH(2,1)-N
۰/۰۹۶۴	۰/۶۱۴۷ ۵۴۱	GARCH(1,1)-t
۰/۲۰۴۹	۵۲۵/۸۳۷۵	EGARCH(2,1)-N
۰/۲۴۰۹	۵۲۱/۸۸۸۴	EGARCH(1,1)-t
۰/۱۴۷۰	۵۳۳/۲۲۷۵	GJR(2,1)-N
۰/۱۱۲۹	۵۳۸/۵۹۴۱	GJR(1,1)-t

رضیه‌ی صفر: خودهمبستگی پیاپی بین پسماندها وجود ندارد.

حرف N نشان‌دهنده‌ی فرض توزیع نرمال چندمتغیره در محاسبه‌ی بازدهی سبد دارایی است.

حرف t نشان‌دهنده‌ی فرض توزیع تی استیوونت چندمتغیره در محاسبه‌ی بازدهی سبد دارایی است.

سطح اطمینان ۵٪ در نظر گرفته شده است.

**جدول ۱۴. آزمون کفایت مدل‌های GARCH(p,q) و EGARCH(p,q) برای بازدهی**

**S&P500 شاخص سهام**

P_value	Ljung-Box	آمارهی مدل	پسماندهای مدل
۰/۱۳۶۶	۷۴۱/۱۱۸۵	GARCH(2,1)-N	
۰/۱۵۵۷	۷۳۷/۸۷۹۴	GARCH(2,1)-t	
۰/۱۲۷۵	۷۴۲/۷۶۹۳	EGARCH(2,1)-N	
۰/۱۵۴۶	۷۳۸/۰۵۹۷	EGARCH(2,1)-t	
۰/۰۸۳	۷۵۲/۴۲۶	GJR(1,1)-N	
۰/۰۸۲۶	۷۵۲/۵۲۸	GJR(1,1)-t	

فرضیهی صفر: خودهمبستگی پیاپی بین پسماندها وجود ندارد.

حرف N نشان‌دهندهی فرض توزیع نرمال چندمتغیره در محاسبه‌ی بازدهی سبد دارایی است.

حرف t نشان‌دهندهی فرض توزیع تی استیوونت چندمتغیره در محاسبه‌ی بازدهی سبد دارایی است.

سطح اطمینان ۵٪ در نظر گرفته شده است

**جدول ۱۵. آزمون کفایت مدل‌های GARCH(p,q) و EGARCH(p,q) برای بازدهی نرخ برابری یورو به دلار آمریکا**

P_value	Box-Ljung	آمارهی مدل	پسماندهای مدل
۰/۹۸۹۸	۴۲۹/۵۶۹۱	GARCH(2,1)-N	
۰/۹۸۹۷	۴۲۹/۶۹۰۲	GARCH(2,1)-t	
۰/۹۸۹۸	۴۲۹/۵۸۶۶	EGARCH(2,1)-N	
۰/۹۹۰۸	۴۲۸/۵۴۰۱	EGARCH(2,1)-t	
۰/۹۹۰۵	۴۲۸/۸۰۰۶	GJR(1,1)-N	
۰/۹۹۲۰	۴۲۷/۰۳۷	GJR(1,1)-t	

فرضیهی صفر: خودهمبستگی پیاپی بین پسماندها وجود ندارد.

حرف N نشان‌دهندهی فرض توزیع نرمال چندمتغیره در محاسبه‌ی بازدهی سبد دارایی است.

حرف t نشان‌دهندهی فرض توزیع تی استیوونت چندمتغیره در محاسبه‌ی بازدهی سبد دارایی است.

سطح اطمینان ۵٪ در نظر گرفته شده است.

### منابع

- رادپور، میثم و عبده تبریزی، حسین (۱۳۸۸). اندازه‌گیری و مدیریت ریسک بازار رویکرد ارزش در معرض ریسک، انتشارات آگاه، چاپ یکم.
- سوری، داود، زمانی، شیوا و ثنائی اعلم، محسن (۱۳۸۹). بررسی وجود سرایت بین سهام شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار با استفاده از یک مدل دینامیک چند متغیره "، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۹۳، ۵۴-۲۹.

۳. کشاورز حداد، غلامرضا و جعفر عبدی، اکبر (۱۳۸۸). آزمون سرایت اطلاعات در میان بورس‌های سهام تهران و دبی، پایان‌نامه.
۴. کشاورز حداد، غلامرضا، جعفر عبدی، اکبر و ابراهیمی، سید بابک (۱۳۹۰). بررسی سرایت تلاطم میان بازدهی سهام صنعت سیمان و صنایع مرتبط با آن در ایران، مجله‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، صص ۱۲۹-۱۶۲.
۵. کشاورز حداد، غلامرضا و صمدی گمجی، باقر (۱۳۸۸). برآورد و پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر: کاربردی از مدل‌های خانواده FIGARCH، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، ۱۹۳-۲۳۵.
۶. کشاورز حداد، غلامرضا و معنوی، سید حسن (۱۳۸۷). تعامل بازار سهام و نفت با تأکید بر تأثیر تکانه‌های نفتی، مجله‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۵۵-۱۷۷.
7. Abad, P. (2010). A Detailed Comparison of Value at Risk Estimates. *Mathematics and Computers in Simulation*.
1. Alexander, C. (2008). *Value-at-Risk Models* (Vol. IV). John Wiley & Sons Ltd.
  2. Baele, L. (2005). Volatility Spillover Effects in European Equity Markets. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40(2), 373-401.
  3. Bailliea, R. T., Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74(1), 3-30.
  4. Barone-Adesi, G., & Gannopoulos, K. (1997). VaR without Correlation for Nonlinear Portfolios. *Journal of Futures Markets*(19), 583-602.
  5. Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
  6. Boudoukh, J., Richardson, M., & Whitelaw, R. (1998). The Best of Both Worlds: A Hybrid Approach to Calculating Value at Risk.
  7. Burns, P. (2002). The Quality of Value at Risk via Univariate GARCH. *Working Paper*, 19.
  8. Campbell , J. Y., Lo, A. W., & Craig, A. (1997). The Econometrics of Financial Markets. Princeton University Press.
  9. David, R. (2004). Stock Market Predictability : Is it There ? A Critical Review. 41(12).
  10. Dornbusch , R., Park, Y., & Clae, S. (2000). Contagion: Understanding How It Spreads. *The World Bank Research Observer*, 15(2), 177-197.
  11. Dowd, K. (2002). Measuring Market Risk. Willy Finance.
  12. Dungey, M., & Tambakis, D. N. (2005). Identifying International Financial Contagion: progress and challenges.
  13. Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York: Wiley.

14. Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1008.
15. Eun, C. S., & Shim, S. (1989). International Transmission of Stock Market Movements. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(2), 241-256.
16. Fama, E. F. (1991). Efficient Capital Markets: A review of theory. *Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
17. Forbes, K., & Rigobon, R. (2002). No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements. *the Journal of Finance*, 57(5), 2223-2261.
18. Goorbergh, R., & Vlaar, P. (1999). *Value-at-Risk Analysis of Stock Returns Historical Simulation , Variance Techniques or Tail Index Estimation ?* Amsterdam: De Nederlandsche Bank NV.
19. Hamao, Y., Masulis, R., & Ng, V. (1990). Correlations in Price Changes and Volatility Across International Stock Markets. *Review of Financial Studies*, 3(2), 281-307.
20. Harris, R. D., & Pisedtasalasai, A. (2006). Return and Volatility Spillovers Between Large and Small Stocks in the UK. *Journal of Business Finance & Accounting*, 33(9-10), 1556-1571.
21. Hatemi-J, A., & Roca, E. (2005). Exchange Rates and Stock Prices Interaction During Good and Bad Times: Evidence from the ASEAN4 Countries. *Applied Financial Economics*, 15(8), 539-546.
22. Hull, J. C. (2007). Risk Management and Financial Institution. Upper Saddle River, NJ : Pearson Prentice Hall.
23. Jiaping Zhang, Min Fan, & Xiaojian Yu. (2008). On Spillover effect of RMB exchange Rate Volatility. *International Seminar on Business and Information Management*.
24. Karolyi, A. G. (Jan., 1995). A Multivariate GARCH Model of International Transmissions of Stock Returns and Volatility: The Case of the United States and Canada. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(1), 11-25.
25. Keshavarz Hadad, G., & Akhtekhane, S. (2012). Exponentially Declining Weighted Bootstrapping as an Alternative Value-at-Risk Measurement Technique. *Working Paper*.
26. Kim, K.-h. (2003). Dollar Exchange Rate and Stock Price: Evidence from Multivariate Cointegration and Error Correction Model. *Review of Financial Economics*, 12(3), 301-313.
27. Kirchgässner, G., & Wolters, J. (April 2007). Introduction to Modern Time Series Analysis. Springer Berlin Heidelberg New York.
28. Koutmos , G., & Booth, G. (December1995). Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets. *Journal of International Money and Finance*, 14(6), 747-762.
29. Lawrence, C. (2003). *Why is Gold Differenc from Other Assets?an Empirical Investigation*. London: World Gold Council.

30. McAleer, M., & da Veiga, B. (2008). Forecasting Value-at-Risk with a Parsimonious Portfolio Spillover GARCH (PS-GARCH) Model. *Journal of Forecasting*, 27, 1-19.
31. Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59(2), 347-370.
32. Pan, M.-S., Chi-Wing Fok, R., & Liu, Y. (2006). Dynamic Linkages between Exchange Rates and Stock Prices: Evidence from East Asian Markets. *International Review of Economics and Finance*, 16(4), 503-520.
33. Pankaj , S., & Gyanesh, S. (April 2010). Volatility Spillover in India, USA and Japan Investigation of Recession Effects.
34. Phylaktis, K., & Ravazzolo, F. (2005). Stock Prices and Exchange Rate Dynamics. *Journal of International Money and Finance*, 24, 1031-1053.
35. Pritsker, M. (2006). The Hidden Dangers of Historical Simulation. *Journal of Banking & Finance*, 30(2), 561-582.
36. Rey, D. (March 2004). Stock Market Predictability : Is it There ? A Critical Review. *University of Basel, WWZ/Department of Finance*, 41(12).
37. Senera, E., Baronyana, S., & Mengüt, L. A. (2012). Ranking the predictive performances of value-at-risk estimation methods. *International Journal of Forecasting*, 28(4), 849-873.
38. Sjaastad , L., & Scacciavillani, F. (December1996). The Price of Gold and the Exchange Rate. *Journal of International Money and Finance*, 15(6), 879-897.
39. Smith, G. (2002). *London Gold Prices and Stock Prices Indices in Europe and Japan*. World Gold Council.
40. So, M. K., & Yu, P. L. (2006). Empirical analysis of GARCH models in value at risk estimation. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 16(2), 180-197.
41. Theodossiou, P., & Lee, U. (1993, November). Mean and Volatility Spillover Across Major National Stock Market:Further Empirical Evidence. *The Journal of Financial Research*, XVI.
42. Tsay, R. S. (2005). *Analysis of Financial Time Series* (Second ed.). John Wiley & Sons, Inc.
43. Tully , E., & M. Lucey, B. (2007). A power GARCH examination of the gold market. *Research in International Business and Finance*(21), 316-326.
44. Yang , S.-Y., & Doong, S.-C. (2004). Price and Volatility Spillovers between Stock Prices and Exchange Rates: Empirical Evidence from the G-7 Countries. *International Journal of Business and Economics*, 3(2), 139-153.
45. Zivot , E., & Wang, J. (2005). *Modelling Financial Time Series with S-PLUS*, (Second Edition ed.).