تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۳، شمارهٔ ۱، بهار ۹۷/ ص ۱۵۲-۱۱۷

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

غلامرضا کشاورز حداد*[1]، کبری مفتخر دریائی نژاد[2]
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 محاسبه‌ی ارزش در معرض ریسک سبد دارایی-ها، برای پیش‌بینی تلاطم سبد دارایی‌ها از مدل‌های متنوع واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته چند متغیره استفاده می‌شود که در آن، ریسک یک دارایی علاوه بر رفتار خود به رفتار دیگر دارایی-های 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 مورد بررسی قرار می‌گیرد. شناسایی سرایت بازدهی بین بازارها با بهره‌گیری از مدل خودهمبسته برداری فراهم می‌شود. اثر سرایت تلاطم با استفاده ازمدل‌های متنوع واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته چندمتغیره‌ای امکان‌پذیر است که هریک از این مدل‌ها قادرند پویایی‌های واریانس شرطی بازده را با در نظر گرفتن ویژگی‌هایی همچون خوشه‌ای 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 کفایت پوشش شرطی و غیرشرطی،با به‌کارگیری رویکردهای مقایسه‌ای تابع زیان لوپز، مجموع زیان انباشته و تابع زیان شنر، عملکرد روش‌های با کفایت 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، MGARCH، VAR، ارزش در معرض ریسک، پنجره‌ی غلتان، کفایت مدل، مدل رتبه‌بندی

---

*. نویسنده‌ی مسئول، تلفن تماس ۰۹۳۵۵۰۰۰۱۰۰

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[1] 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[2] (۱۹۵۲)، می‌توان سرریز اطلاعات در بازارهای مالی را از دو جنبه‌ی سرایت در بازده و تلاطم مورد بررسی قرار داد[3]. طبق مک‌آلر[4] (۲۰۰۸) سرایت تلاطم، تأثیر هر تلاطم قبلی از دارایی iام بر روی تلاطم جاری دارایی jام است، به‌طوری که $i \neq j$. (تعریف مشابهی برای سرایت بازده وجود دارد.) تا دهه‌ی ۹۰ میلادی بیشتر پژوهش‌ها برتحلیل سرایت در بازده‌ی بازارهای مالی متمرکز بوده‌اند (یون و شیم[5] (۱۹۸۹) و آرشانپالیا و دوکاس[6] (۱۹۹۳)) و با مطالعه انگل[7] (۱۹۹۰) در زمینه‌ی بررسی ارتباط میان بازارهای پولی، مدل‌سازی سرایت تلاطم در میان بازارها، مطرح و توسعه‌ی این مدل‌سازی‌ها پس از مطالعات هامائو، ماسولیس و ان جی[8] (۱۹۹۰)، کوتموس و بوت[9] (۱۹۹۵) پیرامون ارتباط میان بازارهای سهام بین‌المللی، رواج یافته و مدل‌های GARCH[10] 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[11] 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 پیش بینی خوب از تلاطم قیمت دارایی ها 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

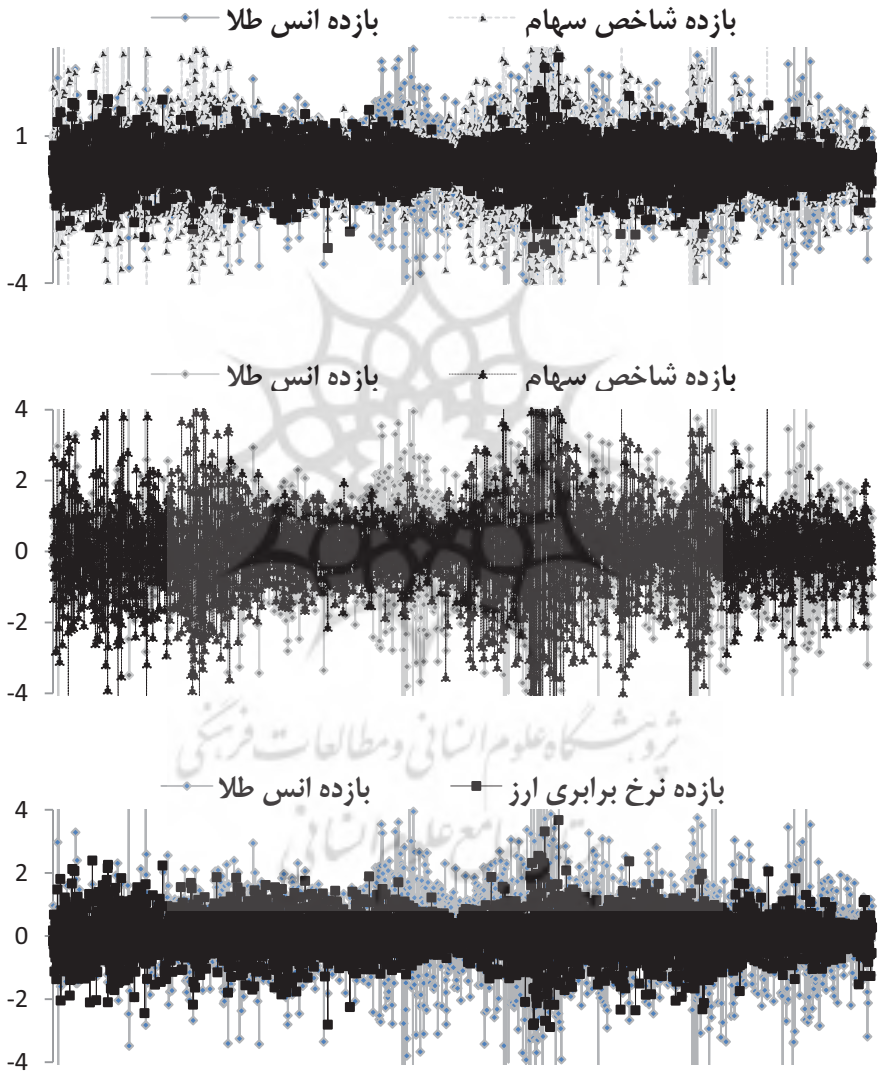
دستیابی به فواید پذیرش این ریسک است. برای نیل به این هدف، سنجه‌های[1] متفاوتی توسط صاحب‌نظران معرفی شده است که هر یک به جنبه‌ای از مقوله‌ی عدم اطمینان اشاره دارند. یکی از این معیارها سنجه‌ی ارزش در معرض ریسک (VaR)[2] است. VaR، به این سؤال پاسخ می‌دهد که با x درصد احتمال و طی افق زمانی تعیین شده، حداکثر چه میزان از ارزش دارایی یا سبد دارایی‌ها در معرض کاهش ارزش قرار دارد.

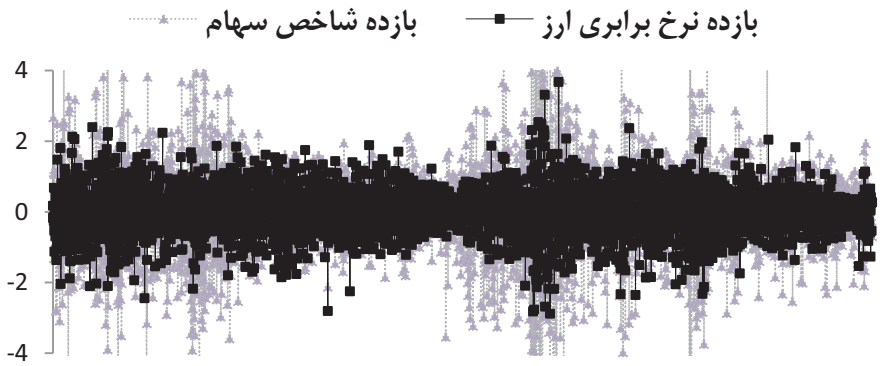
با وجود آنکه در بیشتر بازارهای مالی کشورهای پیشرفته استفاده از روش‌های آماری در بررسی مدیریت ریسک رایج بوده، اما هنوز برای پیش‌بینی تلاطم بازده‌ی سبد دارایی‌ها، یک روش قطعی با قابلیت اطمینان بالا ارایه نشده و اگر در بازاری یک روش، کارایی بیشتری در مقایسه با سایر روش‌ها از خود نشان دهد، نمی‌توان استنباط کرد که در بازار دیگر نیز از کارایی بالاتری برخوردار است. ماهیت متفاوت بازارها، تنوع در سطح توسعه‌یافتگی بازارهای مالی، تفاوت دارایی‌های مالی در تأثیرپذیری از ساختارهای اقتصادی کشورها وبرهم‌کنش بازارهای مالی سبب شده‌اند که برای پیش‌بینی سرایت بازده و تلاطم بازارهای مالی، روش‌های متنوعی ابداع و به‌کار بسته شود. و نیز نتایج متفاوت و ابهامات موجود در کارایی روش‌های مختلف اندازه‌گیری ریسک سبد دارایی‌ها، انگیزه‌ای برای سنجش عملکرد مدل‌های برآوردکننده‌ی 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 به‌دنبال 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 به‌کارگیری 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 برآورد شده و براساس معیارهای متنوع عملکرد روش‌های مختلف محاسبه‌ی ارزش در معرض ریسک ارزیابی می تا مشخص شود که آیا سرایت اطلاعات در برآورد سنجه‌های ریسک اثرگذارند یا خیر.





نمودار۱. بازده‌ی هر انس طلا، نرخ ارز یورو به دلار و شاخص سهام S&P500 در بازه‌ی زمانی ۵ /۱/۲۰۰۰ 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) به‌دست آمده است.

** قیمت هر انس طلا در بازار لندن بر حسب دلار از سایت www.quandl.com استخراج شده است.

نرخ برابری یورو به دلار آمریکا از سایت www.fxhistoricaldata.com اقتباس شده است.

شاخص سهام بورس نیویورک (S&P500) از سایت 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 متوالی

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

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

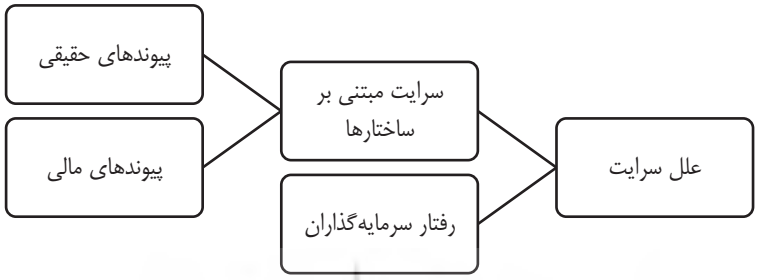
۲-۱- مبانی نظری ارتباط بازارهای مالی

وقتی نوسانات در یک بازار به سایر بازارها گسترش می‌یابد، باید انتظار داشت که کانال‌های ارتباطی متفاوتی برای ایجاد این سرایت وجود داشته باشد. ماسر[1] (۲۰۰۳) و کارولی[2] (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[3] (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 نحوه‌ی 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 (ماسون[4] (۱۹۹۸)، ولف[5] (۱۹۹۹)، فوربز و ریگوبن[6] (۲۰۰۰)، پریتسکر[7] (۲۰۰۰)). دسته‌ی اول بر سرایتی تأکید دارند، که نتیجه‌ی وابستگی طبیعی اقتصادهای مبتنی بر بازاراست. به این معنا که شوک‌ها چه در سطح داخلی و چه در سطح خارجی از طریق لینک‌های حقیقی[8] و مالی[9] منتقل می‌شوند. کالوو و رینهارت[10] (۱۹۹۶)، درنبوش و همکاران[11] (۲۰۰۰)، به این دسته از علل سرایت اصطلاح سرایت مبتنی بر ساختارها[12] را تخصیص داده‌اند. دسته دوم به سرایتی اشاره دارند 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.

جدول۲. 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 سبدهای 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[1] بررسی کرده و متغیر بودن هم‌بستگی شاخص‌های سهام در طول زمان را نتیجه گرفته‌اند. هامائو، ماسولیس و ان‌جی (۱۹۹۰)، سرایت بازدهی و تلاطم بین سه بازار توکیو، لندن و نیویورک را با استفاده از بازدهی روزانه سه شاخص سهام S&P500، FTSE100 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[1] (۱۹۸۰) و آگاروال[2] (۱۹۸۱)) و در قالب رویکرد سبد، نرخ ارز توسط مکانیزم عرضه و تقاضای بازار تعیین شده و تغییر در قیمت سهام از کانال تقاضای پول بر نرخ ارز اثر می‌گذارد.(برانسون[3] (۱۹۸۳)، فرانکل[4] (۱۹۸۳) و کروگر[5] (۱۹۸۳)). در بین مطالعات تجربی که به بررسی برقراری رویکردهای مطرح شده پرداخته‌اند می‌توان به آجایی و دیگران[6] (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 به‌دست نیامده است. کرازانوسکی[7] (۱۹۹۶) در یک مطالعه موردی در کشور کانادا نتیجه گرفته‌اند که تلاطم بازار سهام واکنش معناداری به تلاطم نرخ ارز نشان می‌دهد. یونگ-یانگ و همکاران[8] (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. به‌طور 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 کانال ارتباطی، بازار سهام آمریکا می‌باشد (فلاکتیس و روازلو[9] (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[10] (۱۹۸۹)، اسجاآستد

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[1] (۱۹۹۶) و گوش و همکاران[2] (۲۰۰۰)). بیکرو ون[3] (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[4] (۱۹۸۳)، نقش شرایط اقتصادی آمریکا بر قیمت طلا را بررسی کرده و نشان داده است که ارزش طلا برمبنای 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[5] (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 ECMs[6] نشان می‌دهد که هم‌بستگی بین بازدهی طلا و شاخص سهام در کوتاه‌مدت کوچک و منفی است و وقتی ناامنی محیط اقتصادی بیشتر می‌شود سرمایه‌گذاری در طلا جذابیت بیشتری پیدا می‌کند.

به‌علت 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 درحالی‌که 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 حداقل‌سازی 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 به‌عنوان 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. Koutsoyiannis (1983)
5. Smith (2002)
6. Error Correction Models.

در محاسبه‌ی سنجه‌ی ریسک، سبد دارایی متشکل از دارایی‌های همنوع را درنظر گرفته‌اند. برای مثال مک‌آلیر و دا ویگا[1] (۲۰۰۸) برای نشان دادن اهمیت سرریز اطلاعات در زمان پیش‌بینی تلاطم‌های مالی، سبد متشکل از[4] شاخص سهام بین‌المللی (S&P500، FTSE100، CAC40 و SMI) را در نظر گرفته و با استفاده از مدل‌های VARMA-GARCH، CCC و PS-GARCH[2] به برآورد سنجه‌ی ارزش در معرض ریسک سبد دارایی پرداخته‌اند و نتایج تجربی آنها نشان می‌دهد که اثرات سرایت[3] 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[4](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 نحوه‌ی اندازه‌گیری ریسک به سه گروه سنجه‌های تلاطم[5]، حساسیت[6] و ریسک نامطلوب[7] 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[8]، لذا در این مقاله برای اندازه‌گیری ریسک بر نمونه‌ای از سنجه‌های ریسک نامطلوب، یعنی ارزش در معرض ریسک با رویکرد پارامتری تمرکز می‌شود. بنابراین وابسته به نوع

1. Michael Mcaleer & 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 تک‌تک دارایی‌های موجود در سبد در نظر گرفته می‌شود، می‌توان ارزش در معرض ریسک سبد دارایی‌ها را از طریق دو رویکرد واریانس-کواریانس چند متغیره نرمال[1] و واریانس-کواریانس غیرنرمال[2] محاسبه کرد. اگر سبدی متشکل از n دارایی مختلف داشته باشیم که بردار بازده‌ی آنها دارای میانگین شرطی μ_t و ماتریس واریانس‌کواریانس H_t باشد، به‌گونه‌ای که μ_t یک بردار $n\times ۱$، H_t یک ماتریس $n\times n$ و w_t یک بردار سطری $۱\times n$ از نسبت‌های سرمایه‌گذاری شده در دارایی‌ها باشد، آنگاه، میانگین و واریانس شرطی بازده‌ی سبد دارایی به ترتیب عبارت‌اند از:

$$r_{pt} = w_t \mu_t$$
$$\sigma^2_{pt} = w_t H_t w_t^T \qquad (۱)$$

اگر قیمت سبد دارایی در دوره‌ی $t-۱$ با $P_{t-۱}$ نشان داده شود، ارزش در معرض ریسک یک روزه‌ی سبد دارایی در سطح α با رویکرد واریانس-کواریانس چندمتغیره نرمال، برابر است با:

$$VaR_t = -P_{t-۱}(r_{pt} - \sigma_{pt} z_\alpha) \qquad (۲)$$

برای محاسبه‌ی ارزش در معرض ریسک سبد دارایی‌ها که بازده‌ی آن دارای توزیع چند متغیره نرمال نیست، می‌توان از رویکرد واریانس‌کواریانس با فرض توزیع چند متغیره تی‌استیودنت[3] استفاده کرد. در این صورت خواهیم داشت:

$$VaR_t = -P_{t-۱}(r_{pt} - \sqrt{\nu - ۲ / \nu}\,\sigma_{pt} t_{\nu\alpha}) \qquad (۳)$$

که $t_{\nu\alpha}$ کوانتیل کمیت تصادفی t در سطح احتمال α و درجه‌ی آزادی ν[4] است.

همان طور که روابط (۱)، (۲) و (۳) نشان می‌دهند، برای برآورد ارزش در معرض ریسک سبد دارایی با رویکرد پارامتری، لازم است که بازده و ماتریس واریانس‌کواریانس سبد دارایی را مدل‌سازی کنیم. با به کارگیری مدل خودهم‌بستگی برداری می‌توان رابطه‌ی علیت در انتقال بازده‌ی بین دارایی‌های مدنظر را نشان داد، زیرا این مدل‌ها رابطه‌ی بازده‌ی دارایی i ام در زمان t با بازده‌های گذشته‌ی 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 تی‌استیودنت از رابطه‌ی $Kurtosis = ۳ + ۶/(\nu - ۴)$ استفاده می‌شود.

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

$$\Phi(B)r_t = \phi_. + a_t \qquad (۴)$$

که در آن $\Phi(B)=I-\Phi_1 B-...-\Phi_p B^p$ ماتریس چندجمله‌ای $k\times k$ می‌باشد. r_t 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-کواریانس Σ می‌باشد که ماتریس واریانس‌کواریانس مثبت معین است. در ادبیات بیشتر فرض می‌شود که a_t دارای توزیع چندمتغیره‌ی نرمال است.

با توجه به این ساختار، ضریب عنصرهای (i,j)ام ماتریس Φ_ν به ازای $\nu>0$، وابستگی خطی بازده‌ی دارایی iام در زمان t ($r_{i,t}$) بر بازده‌ی دارایی jام در زمان $t-\nu$ ($r_{j,t-\nu}$) را نمایان می‌کند. برای تعیین تعداد وقفه بهینه در مدل VAR(p)، می‌توان از معیارهای رایج آکائیک و شوارتزبیزی استفاده کرد و سپس با به‌کارگیری روش حداکثر راستنمایی به تخمین ضرایب مدل خودرگرسیون برداری پرداخت. برای تشخیص کفایت مدل برازش شده از آزمون پورتمن‌تیو چندمتغیره استفاده می‌شود که آماره‌ی این آزمون به‌طور مجانبی دارای توزیع کای‌دو بوده و فرضیه‌ی صفر آن عدم وجود هم‌بستگی پیاپی بین پسماندها را بررسی می‌کند.[۱]

مطالعات تجربی نشان می‌دهند که مدل‌های ARCH و GARCH قادرند، پویایی‌های واریانس بازده‌ی دارایی‌های مالی را با لحاظ کردن ویژگی خوشه‌ای بودن تلاطم، مدل‌سازی کنند. در کنارویژگی نااریب بودن پارامترهای تخمینی، به‌دلیل افزایش دقت برازش‌ها نیاز است، ناهمسانی واریانس شرطی در حین مدل‌سازی تلاطم در نظر قرار گیرد، بنابراین برای مدل‌سازی تلاطم بازده‌ی دارایی‌های موجود در یک سبد 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 خواهند داشت. در ابتدا هر چه تعداد پارامترهایی که تخمین‌زده می‌شوند، افزایش یابد، از دقت نتایج کاسته خواهد

---

۱. جهت کسب اطلاعات بیشتر درباره نحوه‌ی ساخت آماره‌ی آزمون پورتمن‌تیو چند متغیره به بخش ۴-۱-۸ کتاب تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی تسای 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 توضیح‌دهندگی بالایی ندارند. (تسای[1] (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 برآورد شده چندان ساده نیست. (باونز، لارنت، 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 معادله‌ی (۵) نشان داده می‌شود:

$$r_t = \mu_t(\theta) + \varepsilon_t$$
$$\varepsilon_t = H_t^{1/2} z_t \qquad (۵)$$

که در آن $\mu_t(\theta)$ بردار میانگین شرطی[2] و θ 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.

$$E(Z_t) = 0 \quad , \quad Var(Z_t) = I_N \qquad (۶)$$

ماتریس مثبت معین H_t نشان‌دهنده‌ی ماتریس واریانس شرطی بردار بازدهی‌ها[3] 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[4] (۱۹۹۵) استفاده می‌شود که معادله‌ی واریانس شرطی در این مدل عبارت است از:

$$H_t = C_0 C_0' + \sum_{i=1}^{p} A_i(\varepsilon_{t-i}\varepsilon_{t-i}')A_i' + \sum_{j=1}^{q} B_j H_{t-j} B_j' \lim_{x\to\infty} \qquad (۷)$$

که در آن $H_t = [h_{ij,t}]$ ماتریس معین مثبت متقارن است و C_0 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. $Var(r_t | I_{t-1}) = Var_{t-1}(\varepsilon_t) = H_t^{1/2} Var_{t-1}(z_t)(H_t^{1/2})' = H_t$
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 شوارتزبیزی استفاده کرد. با استفاده از آزمون‌هایی هم‌چون آزمون پورتمن‌تیو چندمتغیره نیز کفایت مدل برازش شده بررسی می‌شود. سپس می‌توان مدل‌سازی تلاطم بازده‌ی دارایی‌ها را از طریق ترکیب‌های غیرخطی چند مدل GARCH تک متغیره دنبال کرد. در این راستا بلرسلو (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:

$$H_t = D_t R D_t \qquad (۸)$$

که در آن $D_t = \mathrm{diag}(h_{11,t}^{1/2},...,h_{NN,t}^{1/2})$ و $h_{ii,t}$ها واریانس شرطی دارایی iام و همچنین $R = (\rho_{ij})$ یک ماتریس مثبت معین متقارن است به‌طوری‌که $\forall i\ \rho_{ii} = ۱$ 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 GARCH، EGARCH 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 به‌عنوان 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، EGARCH 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 متشکل از n دارایی با در اختیار داشتن مؤلفه‌های لازم جهت مدل‌سازی ریسک سبد دارایی عبارت خواهد بود از:

$$R_{pt} = E(\sum_{i=1}^{n} w_{it} r_{it} | F_{t-1}) + \varepsilon_{pt}$$
$$\varepsilon_{pt} = \sigma_{pt} \eta_t \quad \eta_t \approx iid(0,1) \qquad (9)$$
$$\sigma_{pt}^2 = w_t H_t w_t^T = \sum_i \sum_j w_{it} w_{jt} h_{ij,t}$$

که w_{it} نسبت سرمایه‌گذاری شده در دارایی iام در زمان t را نشان می‌دهد[1]، به‌گونه‌ای که $\forall t \quad \sum_{i=1}^{n} w_{it} = 1$. F_{t-1} نمایانگر مجموعه اطلاعات در دسترس تا 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 کمّی 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[2]، 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، کفایت روش محاسبه ارزش در معرض ریسک تعیین شده و در مرحله‌ی دوم امکان رتبه‌بندی روش‌های باکفایت بر مبنای تابع زیان لوپز، مجموع زیان و تابع زیان شنر فراهم می‌آید.

---

۱. برای به دست 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 $u = r_{pt} - \frac{1}{2} A \sigma_{pt}^2$ است، که در آن A درجه‌ی ریسک گریزی سرمایه‌گذار را نشان می‌دهد و از آنجایی که درجه ریسک‌گریزی 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[1]

برای بررسی دقت مدل‌ها در برآورد VaR_t می‌توان از آزمون کوپیک (آزمون پوشش غیرشرطی[2]) استفاده کرد. فرضیه‌ی صفر آزمون کوپیک به صورت برابر بودن نسبت شکست و سطح پوشش مورد انتظار تعریف می‌شود.

$$\begin{cases} H_0 : \alpha = \alpha_0 \\ H_1 : \alpha \neq \alpha_0 \end{cases} \qquad (10)$$

که α نسبت تخطی مورد انتظار توسط مدل و α_0 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:

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

که در آن α_0 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 به‌کار گرفته شده برای محاسبه‌ی ارزش در معرض ریسک از کفایت برخوردار نیست.

آزمون کریستوفرسن[3]

آزمون کوپیک فقط بر روی تعداد تخطی‌ها تمرکز کرده و وجود وابستگی‌های زمانی را نادیده می‌گیرد، درحالی‌که آزمون پیشنهادی کریستوفرسن (۱۹۹۸)، 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[4] (پوشش غیرشرطی) و آماره‌ی آزمون استقلال حاصل می‌شود. یعنی:

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

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 رخ دهد مقدار یک را اختیار کرده و اگر تخطی رخ ندهد مقدار صفر را برمی‌گزینند.

$$I_t = \begin{cases} ۱ & \text{if violation occurs} \\ ۰ & \text{if no violation occurs} \end{cases}$$

سپس n_{ij} $(i,j = ۰,۱)$ به‌عنوان تعداد روزهایی که حالت j بعد از حالت i رخ داده، تعریف می‌شود. می‌توان نتیجه را به صورت یک جدول احتمالاتی ۲×۲ نشان داد.

	$I_{t-۱} = ۰$	$I_{t-۱} = ۱$	
$I_t = ۰$	$n_{۰۰}$	$n_{۱۰}$	$n_{۰۰} + n_{۱۰}$
$I_t = ۱$	$n_{۰۱}$	$n_{۱۱}$	$n_{۰۱} + n_{۱۱}$
	$n_{۰۰} + n_{۰۱}$	$n_{۱۰} + n_{۱۱}$	N

$\pi_i = Pr[I_t = ۱ | I_{t-۱} = i], \quad i = ۰,۱$ برای آزمون استقلال I_tها، لازم است احتمال مشاهده یک تخطی در زمان t مشروط بر رخداد حالت i در روز قبل (t-1) تعریف شود. اگر این احتمال مشروط، با π_i نشان داده شود، آنگاه خواهیم داشت:

$$\pi_۰ = \frac{n_{۰۱}}{n_{۰۰} + n_{۰۱}}, \quad \pi_۱ = \frac{n_{۱۱}}{n_{۱۰} + n_{۱۱}} \qquad (۱۳)$$

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

$$\pi_{obs} = Pr[I_t = ۱] = \frac{n_{۰۱} + n_{۱۱}}{n_{۰۰} + n_{۰۱} + n_{۱۰} + n_{۱۱}}$$

بر مبنای آزمون استقلال اگر مدل دقیق[1] باشد، نباید تخطی امروز وابسته به این موضوع باشد که آیا در روز قبل تخطی رخ داده است یا خیر. به عبارتی دیگر تحت فرضیه‌ی صفر این آزمون باید احتمال $\pi_۰$ و $\pi_۱$ برابر باشد.

آماره‌ی نسبت حداکثر راستنمایی مرتبط با آزمون فرضیه‌ی استقلال تخطی‌ها عبارت است از:

1. Accurate

$$LR_{ind} = -2\ln\left(\frac{(1-\pi_{obs})^{n_{00}+n_{10}}\pi_{obs}^{n_{01}+n_{11}}}{(1-\pi_{0})^{n_{00}}\pi_{0}^{n_{01}}(1-\pi_{1})^{n_{10}}\pi_{1}^{n_{11}}}\right) \quad (14)$$

$$LR_{cc} = -2\ln\left(\frac{(1-\pi_{exp})^{n_{00}+n_{10}}\pi_{exp}^{n_{01}+n_{11}}}{(1-\pi_{0})^{n_{00}}\pi_{0}^{n_{01}}(1-\pi_{1})^{n_{10}}\pi_{1}^{n_{11}}}\right) \quad (15)$$

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 به‌کارگیری توابع نمونه‌ای کوپیک و کریستوفرسن می‌توان فرضیه‌ی کفایت روش‌های برآورد کننده 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 دقت برخی از آنها را تأیید کرده‌اند، در این صورت مسئله پیش‌رو، 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[1]، به هر یک از مدل‌ها نمره‌ای اختصاص می‌دهند و براساس این نمره‌ها به رتبه‌بندی[2] 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 لوپز[3] است. تابع نمره‌ای[4] که لوپز پیشنهاد می‌کند به صورت رابطه‌ی (۱۶) می‌باشد.

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

در این رابطه C_t یک تابع زیان دوتایی[5] 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 لوپز آن است که از اندازه‌ی زیان‌های دنباله صرف‌نظر می‌کند به همین علت می‌توان از زیان انباشته برای رتبه‌بندی روش‌های برآوردکننده‌ی 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.

$$Z_t = \begin{cases} |r_t - VaR_t| & \text{if } r_t < VaR_t \\ 0 & \text{if } r_t \geq VaR_t \end{cases} \qquad (۱۷)$$

r_t بازده مشاهده شده در زمان t را نشان می‌دهد و هرچه $\sum Z_t$ 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، درحالی‌که یک روش رتبه‌بندی کامل نه تنها تعداد زیان‌های غیرمنتظره را در نظر می‌گیرد، بلکه همچنین باید حجم و درجه‌ی هم‌بستگی بین خوشه‌های 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[1] (۲۰۱۲) جهت ارزیابی روش‌های محاسبه‌ی ارزش در معرض ریسک استفاده می‌شود. تابع زیان معرفی شده در این روش رتبه‌بندی به صورت زیر می‌باشد:

$$l_{j,t} = \begin{cases} \Psi(r_t, VaR_{j,t}) & \text{if } r_t \geq VaR_{j,t} \\ \Phi(r_t, VaR_{j,t}) & \text{if } r_t < VaR_{j,t} \end{cases} \qquad (۱۸)$$

که در آن r_t بازده مشاهده شده در زمان t را نشان می‌دهد. برپایه‌ی این روش رتبه‌بندی تابع زیان به دو منطقه‌ی امن[2] و منطقه‌ی خطا[3] 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 خوشه‌های زیان‌های پیش‌بینی نشده[4]. 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 بازده‌ی

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 ε_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:

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

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

در تابع زیان شنر به اهمیت منطقه‌ی امن از دید بنگاه‌ها توجه شده است، چرا که تخصیص بیش از حد منابع به‌منظور 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 به‌صورت رابطه‌ی (۲۰) تعریف می‌کنند:

$$\Psi = \sum_{t=1}^{T}\left[1\left(r_t > VaR_t \,|\, r_t < 0\right)\right](r_t - VaR_t) \qquad (20)$$

پس از معرفی توابع زیان در دو منطقه‌ی امن و خطا، لازم است با وزن دادن به این دو تابع، یک تابع زیان کلی به‌دست آورد. ازآنجایی 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 روبرو 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:

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

سپس برای تخصیص نمره به روش‌های مختلف برآورد ارزش در معرض ریسک، نسبت $\text{Ratio} = (\text{RM}_j / \sum_{i=1}^{n} \text{RM}_i)$ 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 $1/n$ خواهد بود. که در آن n تعداد روش‌های اندازه‌گیری ارزش در معرض ریسک با ویژگی کفایت است.

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

۴- تحلیل داده‌ها

در مقاله‌ی حاضر اطلاعات مربوط به سری زمانی دارایی‌های انس‌طلا، نرخ برابری یورو به دلار آمریکا و شاخص سهام S&P500 در بازه‌ی زمانی۲۰۰۰/۱/۴ 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[۱]. تا بدین طریق اثر سرریز 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 مقیاس برای ارزیابی فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌باشد و همچنین تحلیل سری‌های زمانی بازدهی آسان‌تر از سری زمانی قیمت است. (کمپل (۱۹۹۷))

۴-۱- معرفی داده‌ها

معیار ارزش‌گذاری انس طلا، قیمت جهانی هر انس طلابرحسب 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:

$$r_t = \text{Log}(p_t / p_{t-1}) \times 100 \quad (۲۲)$$

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 وآماره‌ی جارک‌برا بیانگر آن است که تابع توزیع بازده‌ی دارایی‌ها نرمال نیست.

جدول ۳. ویژگی‌های آماری بازده‌ی دارایی‌های مالی

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

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 شوارتزبیزی (BIC) وقفه‌ی بهینه یک را برای مدل خودهمبسته برداری برمی‌گزیند و آزمون پورتمن‌تیو چند متغیره نشان می‌دهد که پسماندها در این مدل، خودهم‌بستگی پیاپی ندارند، بنابراین مدل VAR(1) جهت مدل‌سازی بردار بازده‌ی دارایی‌ها از کفایت کافی برخوردار است.

جدول۴. آزمون کفایت مدل خودهمبسته‌ی برداری مرتبه‌ی یک

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

فرضیه‌ی صفر: خود هم‌بستگی پیاپی بین پسماندها وجود ندارد.
سطح اطمینان 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 ۲۰۰۰/۱/۴ 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)

ضریب	C	$r_{1,t-1}$	$r_{2,t-1}$	$r_{3,t-1}$
$r_{1,t}$	۰/۰۳۹ (۲/۰۷)	-۰/۰۵ (-۳/۳)	۰/۰۳ (۲/۱۷)	۰/۳۱ (۱۰/۱۱)
$r_{2,t}$	۰/۰۱۱ (۰/۵۴)	-۰/۰۰۶ (-۰/۳۶)	-۰/۰۸۶ (-۵/۱۷)	۰/۰۰۰۷ (۰/۰۱۹)
$r_{3,t}$	۰/۰۰۴ (۰/۴۵)	۰/۰۰۱ (۰/۱۳)	۰/۰۳ (۴/۵۲)	-۰/۰۲۴ (-۱/۴۳)

* $r_{1,t}$، $r_{2,t}$ 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	پسماند بازده‌ی سبد دارایی
LM test	۹۳۲/۸۱۴۴
P_value	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 تی‌استیودنت چندمتغیره، برازش 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 کفایت این مدل‌ها را تأیید می‌کند.

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

مدل برازش شده	معیار AIC	معیار BIC	معیار Likelihood
BEKK(1,1)-N	۲۷۷۷۲	۲۷۹۴۰	-۱۳۸۵۹
BEKK(۱,۲)-N	۲۷۷۶۴	۲۷۹۸۷	-۱۳۸۴۶
BEKK(2,1)-N	۲۷۶۷۱	۲۷۸۹۵	-۱۳۸۰۰
BEKK(2,2)-N	۲۸۶۶۲	۲۸۹۴۲	-۱۴۲۸۶
BEKK(1,1)-t	۲۷۱۸۴	۲۷۳۵۸	-۱۳۵۶۴
BEKK(۱,۲)-t	۲۷۱۸۵	۲۷۴۱۵	-۱۳۵۵۶
BEKK(2,1)-t	۲۷۱۱۲	۲۷۳۴۱	-۱۳۵۱۹
BEKK(2,2)-t	۲۷۹۱۶	۲۸۲۰۲	-۱۳۹۱۲

N بیانگر برازش مدل با فرض توزیع نرمال چندمتغیره برای بازده‌ی سبد دارایی‌هاست.
t بیانگربرازش مدل با فرض توزیع تی‌استیودنت چندمتغیره برای بازده‌ی سبد دارایی‌هاست.

در ادامه از روش هم‌بستگی شرطی ثابت جهت مدل‌سازی تلاطم بازده‌ی سبد استفاده می‌شود. از بین مرتبه‌های مختلفی که برای روش CCC برازش 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 کفایت آن را تأیید می‌کند. با فرض توزیع چندمتغیره تی‌استیودنت 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 پورتمن‌تیو چندمتغیره در جدول ۹، پسماندهای مدل مذکور دارای خودهم‌بستگی پیاپی هستند، بنابراین CCC(2,1) با توزیع تی‌استیودنت از کفایت 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

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

N بیانگر برازش مدل با فرض توزیع نرمال چندمتغیره برای بازده‌ی سبد دارایی‌ها.
t بیانگر برازش مدل با فرض توزیع تی‌استیودنت چندمتغیره برای بازده‌ی سبد دارایی‌ها.

جدول ۹. آزمون کفایت مدل‌های GARCH چند متغیره

پسماندهای مدل	BEKK(2,1)-N	BEKK(2,1)-t	CCC(2,1)-N	CCC(2,1)-t	CCC(1,1)-t
آماره‌ی آزمون پورتمن‌تیو چندمتغیره	۴۴۵۶/۳۲۹۶	۴۴۲۱/۴۱۶۱	۴۴۶۶/۷۲۱۰	۴۷۲۱/۰۳۴۴	۷۶۸۹/۴۴۴۰
P_value	۰/۶۷۵۴	۰/۷۹۵۶	۰/۶۳۴۸	۰/۰۱۰۷	۰/۷۳۲۴

فرضیه‌ی صفر: خودهم‌بستگی پیاپی بین پسماندها وجود ندارد.
N بیانگر برازش مدل با فرض توزیع نرمال چندمتغیره برای بازده‌ی سبد دارایی‌ها.
t بیانگربرازش مدل با فرض توزیع تی‌استیودنت 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 به‌گونه‌ای مدل‌سازی شود که کواریانس بین دارایی‌های موجود در سبد دارایی را نادیده بگیرد و سپس کفایت و عملکرد ارزش در معرض ریسک پیش‌بینی شده توسط این ماتریس واریانس شرطی با سایر روش‌هایی که سرایت تلاطم بین دارایی‌ها را در محاسبه‌ی VaR_t مورد توجه قرار می‌دهند، مقایسه شود. برای دستیابی به این هدف از مدل‌های GARCH، EGARCH و GJR استفاده می‌شود، به این معنا که کواریانس بین دارایی‌های موجود در سبد صفر فرض شده و بدین ترتیب واریانس شرطی سبد دارایی‌ها به‌عنوان 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 می‌شود 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.

با توجه به ویژگی‌های آماری بازده‌ی دارایی‌ها در جدول ۳، ضریب کشیدگی این سری‌های زمانی بیشتر از کشیدگی توزیع نرمال است به همین دلیل مدل‌های GARCH، EGARCH و GJR، علاوه بر فرض نرمال بودن توزیع پسماندها با فرض توزیع تی‌استیودنت نیز برازش و براساس معیار اطلاعاتی بیزی‌شوارتز در جدول ۱۲ بخش پیوست‌ها، مرتبه‌ی بهینه‌ی مدل‌های GARCH، EGARCH و GJR، به‌منظور مدل‌سازی واریانس شرطی بازده‌ی سه دارایی انس طلا، نرخ ارز و شاخص سهام تعیین می‌شود و مطابق نتایج جداول ۱۳، ۱۴ و ۱۵، مرتبه‌های برگزیده شده جهت مدل‌سازی واریانس شرطی از کفایت برخوردارند، زیرا خودهم‌بستگی پیاپی بین پسماند آنها وجود ندارد.

با مدل‌سازی بازده و تلاطم شرطی سبد دارایی، مؤلفه‌های لازم جهت پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک با رویکرد پارامتری در اختیار قرار می‌گیرد. پس از پیش‌بینی VaR_t در سطح اطمینان ۹۹٪، با فرض برقراری توزیع نرمال و توزیع t چندمتغیره برای بازده‌ی شرطی پیش‌بینی شده، با به‌کارگیری روش‌های پس‌آزمایی کفایت و دقت VaR_tهای محاسبه شده با پنجره‌ای به طول ۵۰۰ مشاهده را سنجیده می‌شود. نتایج حاصل از این سنجش در جدول ۱۰ قابل مشاهده می‌باشد.

جدول ۱۰. نتایج حاصل از پس‌آزمایی روش‌های محاسبه‌ی VaRt در سطح اطمینان ۹۹٪ و افق پیش‌بینی یک روزه با پنجره‌ای به طول ۵۰۰ مشاهده

روش محاسبه ماتریس واریانس-کواریانس	تعداد تخطی	آزمون کفایت					
		کوپیک		استقلال		پوشش شرطی	
		P_value	آماره‌ی Ln_{uc}	P_value	آماره‌ی Ln_{ind}	P_value	آماره‌ی Ln_{cc}
BEKK(2,1)-N	۳۰	۰/۷۴۸۷	۰/۱۰۲۶	۰/۴۴۹۵	۰/۵۷۱۸	۰/۷۱۳۸	۰/۶۷۴۴۰
BEKK(2,1)-t	۱۸	۰/۰۰۷۵	۷/۱۵۵۵	۰/۶۵۰۷	۰/۲۰۵۱۰	۰/۰۲۵۲	۷/۳۶۰۶
CCC(1,1)-t	۲۳	۰/۰۹۹۷	۲/۷۱۰۷	۰/۵۶۲۵	۰/۳۳۵۳	۰/۲۱۸۱	۳/۰۴۶
CCC(2,1)-N	۴۱	۰/۱۱۵۶	۲/۴۷۵۳	۰/۳۰۰۵	۱/۰۷۱۸	۰/۱۶۹۷	۳/۵۴۷۱
GARCH-N	۲۱	۰/۰۴۰۵	۴/۱۹۵۷	۰/۵۹۷۱	۰/۲۷۹۴	۰/۱۰۶۷	۴/۴۷۵۱
GARCH-t	۱۲	۰/۰۰۰۱۰	۱۶/۳۰۹۸	۰/۷۶۳	۰/۰۹۱	۰/۰۰۰۳	۱۶/۴۰۰۷
EGARCH-N	۲۳	۰/۰۹۹۷	۲/۷۱۰۷	۰/۵۶۲۵	۰/۳۳۵۳	۰/۲۱۸۱	۳/۰۴۶
EGARCH-t	۱۲	۰/۰۰۰۱	۱۶/۳۰۹۸	۰/۷۶۳	۰/۰۹۱	۰/۰۰۰۳	۱۶/۴۰۰۷
GJR-N	۱۵	۰/۰۰۰۹	۱۱/۱۲۵۷	۰/۷۰۶	۰/۱۴۲۳	۰/۰۰۳۶	۱۱/۲۶۸
GJR-t	۱۲	۰/۰۰۰۱	۱۶/۳۰۹۸	۰/۷۶۳	۰/۰۹۱	۰/۰۰۰۳	۱۶/۴۰۰۷

فرضیه‌ی صفر: مدل برازش شده برای محاسبه‌ی VaR_t دارای کفایت است.
حرف N نشان‌دهنده‌ی فرض توزیع نرمال چند متغیره در محاسبه‌ی بازده‌ی سبد دارایی است.
حرف t نشان‌دهنده‌ی فرض توزیع تی‌استیودنت چند متغیره در محاسبه‌ی بازده‌ی سبد دارایی است.
آماره‌های آزمون کوپیک و استقلال دارای توزیع کای‌دو با درجه‌ی آزادی یک هستند و به ترتیب طبق روابط ۱۴ و ۱۵ محاسبه می‌شوند.
آماره‌ی آزمون پوشش شرطی دارای توزیع کای‌دو با درجه‌ی آزادی دو است و طبق رابطه‌ی ۱۲محاسبه می‌شود.

از آنجایی که آزمون پوشش شرطی جهت تأیید کفایت 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 کفایت پوشش شرطی ملاک عملکرد روش قرار می‌گیرد، بنابراین، نمی‌توان سنجه‌ی ریسک پیش‌بینی شده بر مبنای روش‌های 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_tهای پیش‌بینی شده با کفایت 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 CCC(1,1)-t 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 CCC(1,1)-t و EGARCH-N بر مبنای تابع زیان لوپز یکسان است و هر دو در جایگاه دوم جدول رتبه‌بندی تابع زیان لوپز قرار گرفته‌اند، درحالی‌که روش مجموع زیان انباشته این خطای تابع زیان لوپز را از طریق اهمیت دادن به اندازه‌ی خطاها 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 BEKK(2,1)-N دارای بهترین عملکرد در محاسبه‌ی سنجه‌ی ریسک می‌باشد.

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

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

حرف N نشان‌دهنده‌ی فرض توزیع نرمال چند متغیره در محاسبه‌ی بازده‌ی سبد دارایی است.
حرف t نشان‌دهنده‌ی فرض توزیع تی‌استیودنت 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 محافظه‌کار، 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 شنر، ناشی از بزرگ بودن تابع زیان منطقه‌ی امن می‌باشد. زیرا تابع زیان شنر، 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 برآوردکننده‌ی ارزش در معرض ریسک را تحت تأثیر قرار می‌دهدو بی‌توجهی به عدم کفایت روش برآورد سنجه ریسک، به شکست پیش‌بینی منجر می‌شود.

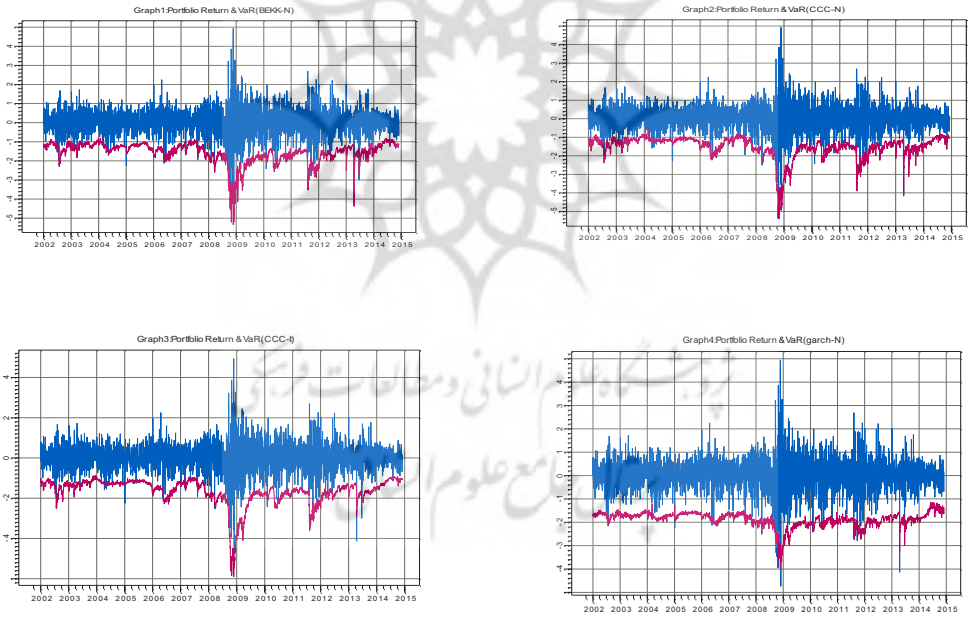
در این مقاله برای نمایش اهمیت سرایت اطلاعات بین بازده و تلاطم دارایی‌ها در محاسبه‌ی سنجه ریسک، سبدی متشکل از انس طلا، ارز و سهام انتخاب و با به‌کارگیری مدل‌های خودرگرسیون برداری و GARCH چندمتغیره سرایت بازده و تلاطم بین بازده‌ی دارایی‌های موجود در سبد مدل‌سازی شده است. همچنین، با استفاده از مدل‌های GARCH تک متغیره 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.

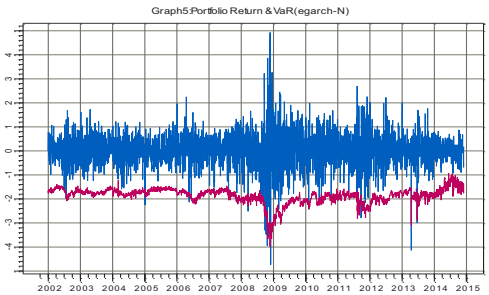
براساس روش رتبه‌بندی تابع زیان شنر، VaR_t برآورد شده، در سطح اطمینان ۹۹٪ با پنجره‌ای به طول ۵۰۰ مشاهده، توسط مدل BEKK(2,1) با فرض توزیع نرمال چندمتغیره،در مقایسه با سایر روش‌های باکفایت، بهترین عملکرد را در پوشش ریسک دارد. نتایج جدول رتبه‌بندی (۱۱) نشان می‌دهد که در برآورد ارزش در معرض ریسک سبد دارایی،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

پیوست‌ها

الف. نمودارها

نمودار ۲. VaR_tهای پیش‌بینی شده دارای کفایت با پنجره به طول ۵۰۰ مشاهده در مقایسه با بازده‌ی واقعی سبد دارایی





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

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

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

Graph4 ارزش در معرض ریسک پیش‌بینی شده با استفاده از ماتریس واریانس شرطی پیش‌بینی شده به‌روش GARCH-N.

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

PortfolioReturn: بازده‌ی واقعی سبد دارایی.

N : نشان‌دهنده‌ی فرض توزیع نرمال چندمتغیره برای بازده‌ی سبد دارایی‌هاست.

t: نشان‌دهنده‌ی فرض توزیع تی‌استیودنت چندمتغیره برای بازده‌ی سبد دارایی‌هاست.

ب. جدول‌ها

جدول۱۲. مقایسه مدل‌های مختلف GARCH(p,q)، EGARCH(p,q) و GJR(p,q) بر مبنای معیار اطلاعاتی BIC جهت مدل‌سازی واریانس شرطی بازده‌ی انس طلا، شاخص سهام S&P500 و نرخ برابری یورو به دلار

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

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

حرف t نشان‌دهنده‌ی فرض توزیع تی‌استیودنت برای بازده‌ی دارایی است.

حرف N نشان‌دهنده‌ی فرض توزیع نرمال برای بازده‌ی دارایی است.

جدول۱۳. آزمون کفایت مدل‌های GARCH(p,q)، EGARCH(p,q) و GJR(p,q) برای بازده‌ی انس طلا

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

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 تی‌استیودنت چندمتغیره در محاسبه‌ی بازده‌ی سبد دارایی است.

سطح اطمینان ۵٪ در نظر گرفته شده است.

جدول۱۴. آزمون کفایت مدل‌های GARCH(p,q)، EGARCH(p,q) و GJR(p,q) برای بازده‌ی شاخص سهام S&P500

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

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 تی‌استیودنت چندمتغیره در محاسبه‌ی بازده‌ی سبد دارایی است.
سطح اطمینان ۵٪ در نظر گرفته شده است

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

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

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 تی‌استیودنت چندمتغیره در محاسبه‌ی بازده‌ی سبد دارایی است.
سطح اطمینان ۵٪ در نظر گرفته شده است.

پرتال جامع علوم انسانی

منابع

۱. رادپور، میثم و عبده تبریزی، حسین (۱۳۸۸). اندازه‌گیری و مدیریت ریسک بـازار رویکرد ارزش در معرض ریسک، انتشارات آگاه، چاپ یکم.
۲. 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. کشاورزحداد، غلامرضا، جعفرعبدی، 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 گمچی، 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 Differenct 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.).