تحقیقات مدلسازی اقتصادی/ دوره ۱۰، شماره ۳۸،زمستان ۹۸،صفحه ۹۴-۴۵
«مقاله پژوهشی»

مدلسازی وابستگی بین بازدهی سهام گروه محصولات شیمیایی، رشد قیمت نفت و رشد نرخ ارز در ایران؛ کاربرد توابع Vine Copula

محمد صیادی،[1] نسیم کریمی[2]

تاریخ دریافت: ۹۷/۱۱/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۸/۵/۵

چکیده

هدف اصلی این پژوهش، مدل‌سازی وابستگی بین بازدهی سهام گروه محصولات شیمیایی، رشد قیمت نفت و رشد نرخ ارز در ایران و محاسبه ارزش در معرض ریسک است. برای این منظور از تئوری توابع کاپولا درختی که در ادبیات مالی یکی از کاراترین روش‌ها برای بررسی ساختار وابستگی است، استفاده شده است. علاوه بر نشان دادن وابستگی خطی بین بازارهای مالی در ایران، ساختار وابستگی غیر خطی این بازارها نیز برآورد شده و وابستگی به دُم بالایی و یا پایینی آنها مشخص شده است. دوره مورد بررسی شامل داده‌های روزانه (روزهای کاری مشترک) از اول آذر سال ۱۳۸۷ تا انتهای خرداد سال ۱۳۹۸ می‌باشد. در مدلسازی توزیع‌های حاشیه‌ای از مدل‌های GJR-GARCH استفاده شده که پس از آن با استفاده از رهیافت Copula-GARCH به بررسی ساختارهای وابستگی و نیز محاسبه ارزش در معرض ریسک متغیرهای تحقیق پرداخته شده است و در نهایت پس‌آزمایی لازم بر اساس معیار تابع زیان انجام شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد، هر دو جفت از بازدهی‌های مدل‌سازی شده وابستگی یکسانی به دنباله بالایی و پایینی دارد. بین بازدهی سهام گروه محصولات شیمیایی و رشد نرخ ارز به شرط رشد قیمت نفت خام وابستگی ساختاری مشخصی بر اساس توابع کاپولای واین در دنباله‌های توزیع وجود دارد که نشان دهنده سرایت بین بازار محصولات شیمیایی و نرخ ارز است. همچنین، بین بازده سهام گروه محصولات شیمیایی و رشد قیمت نفت خام به شرط رشد نرخ ارز وابستگی ساختاری مشخصی بر اساس توابع کاپولای واین در دنباله‌های توزیع وجود دارد که نشان دهنده سرایت بین بازار محصولات شیمیایی و نفت خام است. با توجه به اینکه سرایت نوسان منشاء اصلی ریسک مالی

۱. استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، نویسنده مسئول Email: m.sayadi@khu.ac.ir
۲. کارشناسی ارشد مهندسی مالی، دانشکده مهندسی صنایع، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب
Email: nasiimkarimi@yahoo.com

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

است، لحاظ وابستگی ساختاری بر اساس توابع کاپولای واین می‌تواند برآورد قابل اعتمادی از ریسک پرتفوی بر اساس معیار ارزش در معرض ریسک فراهم آورد.

واژه‌های کلیدی: ارزش در معرض ریسک، تابع کاپولا، سرریز ریسک، پس آزمایی، ساختار وابستگی.

طبقه‌بندی JEL: C13,C58,G20.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]

[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

۱. مقدمه

بررسی و تحلیل سرایت‌پذیری در میان بازارها، چند دهه‌ای است که به‌صورت کاربردی مورد تاکید نظریه پردازان و پژوهشگران حوزه‌های مختلف قرار گرفته است. فضای پیچیده بازارهای مالی و اقتصادی و ارتباط تنگاتنگ این بازارها با یکدیگر و همچنین نیاز حیاتی به پیش‌بینی سناریوهای مالی و اقتصادی آتی، پژوهشگران حوزه مالی را بر آن داشته است تا با کشف و تحلیل این ارتباطات میان-بازاری بتوانند گامی موثر در جهت تحقق اهداف نظام مالی و اقتصادی بردارند. سرایت میان شاخص‌های مالی، حاکی از فرایند انتقال اطلاعات میان بازارها می‌باشد. با توجه به ارتباط بازارهای مالی با یکدیگر، اطلاعات ایجاد شده در یک بازار می‌تواند سایر بازارها را متاثر سازد. در این میان، مدل-سازی و بررسی نحوه ارتباط بازده در بازارهای مختلف و ارتباط این بازارها با یکدیگر از منظر محققین و نیز فعالان بازار، به لحاظ موارد استفاده آن در پیش‌بینی روند آتی بازار، موضوع با اهمیتی به شمار می‌رود.

بازار جهانی نفت یکی از بازارهای مهمی است که تغییرات در آن بر اغلب بازارهای مالی تأثیرگذار است. تغییرات (و همچنین تکانه‌های) قیمتی و مقداری نفت هم در سطح خرد، هم در سطح کلان، بازارهای مالی از جمله بازار سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بر اثر نوسان قیمت نفت، سهام بسیاری از شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار، دستخوش تغییر شده و شاخص قیمت سهام آن‌ها بسته به نوع وابستگی شرکت‌ها به نفت دچار نوسان خواهد شد (لی و چانگ[1]، ۲۰۱۵).

در بین صنایع فعال در بازار سهام کشور، صنایع پتروشیمی (گروه محصولات شیمیایی) به عنوان صنعتی با بالاترین سهم در صادرات غیرنفتی کشور، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. بر اساس آمارهای رسمی، در سال ۱۳۹۵، صنایع پتروشیمی به لحاظ ارزش، بیش از ۳۲ درصد از کل صادرات غیرنفتی را به‌خود اختصاص داده است (گمرک ج.ا.ا، ۱۳۹۵). این صنعت همچنین حجم عمده‌ای از ارزش معاملات بورس اوراق بهادار ایران را نیز به

1. Le and Chang

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

خود اختصاص‌داده است.[۱] با توجه به توضیحات فوق و نظر به این مسأله که این صنعت تأمین کننده زنجیره تولید صنایع بی‌شماری در کشور بوده و ارتباط بالایی با بازار نفت دارد، در این مطالعه به عنوان نماینده بازار سهام در نظر گرفته شده است. اهمیت بررسی این موضوع از آن جهت است که نه تنها تأثیر نوسانات قیمت نفت بر صنایع مختلف می‌تواند متفاوت باشد، بلکه مطابق مطالعه پارک و راتی[۲] (۲۰۰۸)، ممکن است واکنش یک صنعت خاص نسبت به نوسانات قیمت نفت در یک کشور متفاوت از کشور دیگر باشد و لذا نمی‌توان نتایج را به کشور دیگر تعمیم داد. علاوه بر این، با توجه به اینکه بخش عمده‌ای از محصولات پتروشیمی صادر می‌شود، تغییرات در نرخ ارز نیز در این پژوهش به عنوان متغیر تأثیرگذار بر بازده محصولات پتروشیمی مورد بررسی قرار گرفته است.

در بررسی ساختار وابستگی بین بازدهی بازارهای مختلف، انتخاب معیار مناسب برای نشان دادن میزان وابستگی بین شاخص‌ها بسیار مهم است. به عبارت دیگر می‌توان گفت، ماهیت وابستگی بین بازدهی‌های مالی، شرایط بازارهای مالی و تاثیر آنها بر سرمایه‌گذاری از موضوعات با اهمیت در اقتصاد مالی کاربردی بشمار می‌رود، به نحوی که درک روابط بین دارایی‌های مالی تا حد زیادی در مورد چگونگی سرمایه‌گذاری در این دارایی‌ها کمک بسزایی می‌کند. لذا شناسایی ساختار وابستگی بین دارایی‌ها و بازارهای مالی از موضوعات مورد توجه محققان است. در ادبیات اقتصاد مالی یک رهیافت برای مدل‌سازی ساختار وابستگی بین داده‌های چند متغیره، بدون تحمیل هرگونه فرضی بر توزیع‌های حاشیه‌ای، بر اساس توابع کاپولا[۳] پیشنهاد شده است که ضریب همبستگی غیر خطی، عدم تقارن و وابستگی دنباله‌ای در بین توزیع بازدهی‌های مالی را در نظر می‌گیرد.

برای این منظور در این پژوهش از تئوری توابع کاپولا درختی که در ادبیات مالی یکی از بهترین روش‌ها برای بررسی ساختار وابستگی است، استفاده شده است. در مدلسازی

---

۱. طبق آمار رسمی سازمان بورس (www.tse.ir)، ارزش معاملات محصولات شیمیایی از کل ارزش بازار در سال‌های ۱۳۹۳، ۱۳۹۴، ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶ به ترتیب برابر با ۲۹/۸، ۱۲/۳، ۸/۶ و ۱۱/۸ درصد بوده است.

2. Park and Ratti

3. Copula

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]

[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

توزیع‌های حاشیه‌ای از مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته (GARCH) استفاده شده که سپس از ترکیب این دو با استفاده از رهیافت Copula-GARCH به محاسبه ارزش در معرض ریسک بازدهی شاخص محصولات شیمیایی، رشد قیمت نفت خام و رشد نرخ ارز پرداخته شده است. دوره مورد بررسی شامل داده‌های روزانه (روزهای کاری مشترک) از آذر سال ۱۳۸۷ تا انتهای خردادماه ۱۳۹۸ (شامل ۱۳۶۱ مشاهده) است.

با عنایت به توضیحات فوق، سازماندهی پژوهش حاضر بدین صورت است که پس از تبیین مقدمه، مبانی نظری پژوهش در بخش دوم ارائه می‌شود. در بخش سوم به بررسی مهم‌ترین مطالعات صورت گرفته در پیشینه موضوعی پژوهش پرداخته می‌شود. در بخش چهارم به معرفی داده‌های پژوهش و تحلیل نتایج تجربی به دست آمده پرداخته می‌شود. بخش پایانی نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری از یافته‌های پژوهش اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری پژوهش

اهمیت بررسی تحولات قیمت نفت بر روی بازارهای مالی از آن جهت اهمیت دوچندان می‌یابد که عوامل تأثیرگذار بر این بازار، به شدت سایر بازارهای مالی را متأثر می‌سازد. طی دهه‌های اخیر نوسانات قیمت جهانی نفت در مقایسه با نوسانات سایر کالاها حداقل دو برابر بوده است. مفهوم نوسانات بیشتر قیمت جهانی نفت این است که ادوار تجاری و نیز عملکرد سایر بازارهای مالی دائماً تحت تأثیر نوسانات قیمت جهانی نفت قرار دارد (فیلیز و همکاران ، ۲۰۱۱).[1] از نظر تئوریکی، تغییرات قیمت نفت از کانال‌های متعددی می‌تواند بر شکل‌دهی انتظارات در بازار سرمایه و در نتیجه شاخص قیمت سهام شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تأثیرگذار باشد که برآیند این تأثیرات به میزان وابستگی شرکت مورد نظر با نوسانات در بازار جهانی نفت است. مهم‌ترین بسترهای

1. Filis and et al, 2011

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

تأثیرپذیری قیمت سهام شرکت‌ها از تغییرات قیمت نفت را می‌توان به شرح ذیل برشمرد (سادورسکی و هاگ[1]، ۲۰۱۱):

جدول ۱: کانال‌های مختلف تأثیرگذاری نوسانات بازار نفت بر بازار سهام

ردیف	علت تغییر	کانال تأثیرگذاری بر بازار سهام
۱	تغییر در عرضه و تقاضای نفت (عوامل بنیادین)	تغییر (افزایش) در قیمت نفت منجر به تغییر (افزایش) در هزینه شرکت‌های تولیدی، تغییر (کاهش) در سودآوری و به تبع آن تغییر (کاهش) در قیمت سهام شرکت‌ها می‌شود (باشر و سادورسکی ، ۲۰۰۶).
۲	نوسان‌پذیری قیمت نفت	افزایش ریسک و نااطمینانی منجر به کاهش سرمایه‌گذاری در بازار سهام شده و اثر منفی بر قیمت سهام دارد (باشر و سادروسکی، ۲۰۰۶).[2]
۳	واکنش مقامات پولی به تغییر (افزایش) در قیمت نفت	اعمال سیاست پولی انبساطی از طریق افزایش نرخ بهره منجر به افزایش تقاضای اوراق قرضه و کاهش تقاضا برای سهام و به تبع آن کاهش قیمت سهام می‌شود (باشر و سادروسکی، ۲۰۰۶) و (پارک[3]، ۲۰۰۷).
۴	تغییر (کاهش) در درآمدهای نفتی	افزایش نااطمینانی و تأخیر در اتمام طرح‌های سرمایه‌گذاری بنگاه و به تبع آن کاهش قیمت سهام به دنبال کاهش بودجه عمرانی دولت (رضاقلی زاده، ۱۳۹۳).
۵	تغییر (افزایش) قیمت نفت	شکل‌گیری انتظارات خوش‌بینانه در اقتصاد و انتظار افزایش سودآوری بنگاه‌ها و به تبع آن رشد شاخص سهام شرکت‌ها (ناند و ناف، ۲۰۰۸)[4].
۶	تغییر (افزایش) قیمت نفت	افزایش هزینه تمام شده محصولات وارداتی در کشورهای در حال توسعه نفتی و به تبع آن انتظار کاهش سودآوری شرکت‌ها (رضاقلی زاده، ۱۳۹۳).
۷	تغییر (افزایش) قیمت نفت	افزایش سودآوری صنایع و به تبع آن قیمت سهام مربوطه با افزایش درآمدهای ارزی دولت و بازتوزیع درآمدها (رضاقلی زاده، ۱۳۹۳).
۸	نوسانات در قیمت نفت	تحت تأثیر قرار دادن ارزش فعلی جریان مورد انتظار و نرخ بهره و به تبع آن تعدیل جریان نقدی شرکت‌ها و تغییر قیمت سهام (ناند و ناف، ۲۰۰۸)

منبع: منابع مورد اشاره در جدول

1. Sadorsky and Haug
2. Basher, S.A. and Sadorsky
3. Park
4. Nandha & Faff

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

همان‌طور که در جدول فوق مشاهده می‌شود، عوامل متعددی مانند جهت حرکت بازار نفت (صعودی یا نزولی بودن بازار نفت)، نوع وابستگی کشور به نفت (صادرکننده یا واردکننده نفت)، میزان وابستگی صنعت مورد نظر با نفت و فرآورده‌های نفتی و نحوه تعیین قیمت‌های انرژی مصرفی صنایع در یک کشور (نظیر قیمت خوراک پتروشیمی برای واحدهای پتروشیمی و قیمت گاز برای صنایع و نیروگاه‌ها) در چگونگی رابطه بازار نفت و بازار سهام مؤثر می‌باشد که بایستی به آن‌ها توجه شود.

همچنین نظریه رویکرد بازار، چگونگی تأثیرگذاری نرخ ارز بر عملیات خارجی بنگاه اقتصادی و در مجموع بر سود بنگاه و قیمت سهام را نشان می‌دهد (شنگ و همکاران[1]، ۲۰۰۴). بر اساس این نظریه، با افزایش تولید ملی، به دنبال کاهش ارزش پول و با فرض برقراری شرط مارشال – لرنر[2]، جریانات نقدی انتظارات آتی که متأثر از تقاضای کل داخلی و خارجی در آینده است، تحت تأثیر قرار می‌گیرد و به تبع آن، قیمت فعلی سهام که معادل ارزش کنونی جریان‌های نقدی آتی است، با درجه فعالیت فعلی و آتی اقتصاد که توسط شاخص‌هایی مانند تولیدات صنعتی، نرخ رشد واقعی اقتصاد و نرخ اشتغال اندازه گیری می‌شود، در تعامل خواهد بود.

ما و کائو[3] (۱۹۹۰) در نظریه خود نشان دادند که کاهش نرخ ارز در اقتصادهای وارداتی سبب رونق بازار سهام خواهد شد؛ بنابراین، برآیند کل اثر تغییر نرخ ارز بر بازار سهام در یک اقتصاد به ترکیب بنگاه‌های درگیر در صادرات و واردات، میزان وابستگی بنگاه‌ها به مواد اولیه وارداتی و کشش‌پذیر بودن تقاضا برای محصولات صادراتی بستگی دارد (فکاری سردهایی، ۱۳۹۷). به طور کلی، با توسعه بازارهای مالی جهانی ارتباط بین بازارهای مالی، رابطه پویای بین بازدهی‌ها در این بازارها، سازوکارهای انتقال و نیز سرریز نوسانات بین این بازارها بیش از پیش در ادبیات موضوعی بازارهای مالی مورد توجه قرار می‌گیرد. در این بین از جمله ریسک‌هایی که در بازارهای مالی وجود دارد که

1. Sheng & et al.
2. Marshall-Lerner Condition
3. Ma and Kao

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

سرمایه‌گذاران و مدیران ریسک را ناگزیر از اتخاذ سیاست‌های حداقل‌سازی ریسک می‌کند، ریسک سرریز نوسانات و تلاطم‌ها از یک بازار به بازار دیگر است.

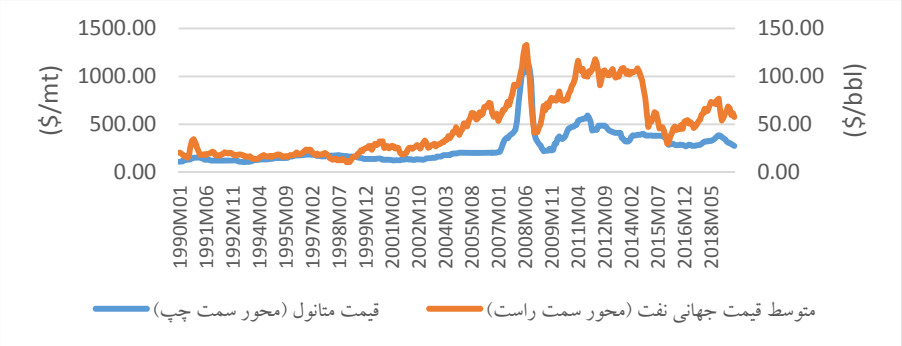
کشورهای صادرکننده نفت، به طور عمده کشورهای خاورمیانه، اگرچه دارای بازار سهام با عمق اندک هستند، ولی شواهد زیادی بر رابطه سهام آن کشورها با بازار نفت وجود دارد، زیرا ارزش سهام وابسته به ارزش فعلی جریانات نقدی آتی آن است و نوسان قیمت نفت در کشورهای صادرکننده نفت را می‌توان یکی از مهمترین مولفه‌های کلان حاکم بر بازار در نظر گرفت (صادقی شاهدانی و محسنی، ۱۳۹۲). این جریانات نقدی به طور مشخص تحت تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر شوک‌های نفتی می‌تواند باشد. در کشورهای صادرکننده نفت انتظار می‌رود، افزایش قیمت نفت تأثیر مثبتی بر جریان ورودی ارز به کشور و تأمین مخارج بودجه‌ای دولت و تقاضای کل داشته باشد (ممی‌پور و فعلی، ۱۳۹۶). لازم به ذکر است، از آنجایی که کشورهای صادرکننده نفت بخش عمده‌ای از کالاهای مورد نیاز خود را از اقتصادی پیشرفته و نوظهور تأمین می‌کنند، لذا افزایش قیمت نفت می‌تواند به افزایش هزینه واردات کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای برای کشورهای صادرکننده نفت شود (صادقی[1]، ۲۰۱۳).

به طور خاص، در خصوص یک کشور صادرکننده نفت، تغییر و نوسانات در بهای جهانی نفت نفت خام می‌تواند به دو صورت مستقیم و غیرمستقیم بر عملکرد و سودآوری صنایع و گروه‌های مختلف و به تبع آن قیمت سهام در نمادهای مختلف بازار بورس تأثیرگذار باشد. پژوهش‌های کاربردی در بازارهای مالی نشان می‌دهد که شاخص قیمت سهام شرکت‌های پتروشیمی به دلیل وابستگی فراوان به نفت و تأثیرپذیری مستقیم از قیمت نفت و نوسانات آن، بیش از سایر شرکت‌های موجود در بازار سهام از نوسانات قیمت نفت تأثیر می‌پذیرد. از نگاهی دیگر، هرچند صنایع فعال در بخش انرژی در ایران از با قیمت‌های ثابت داخلی قیمت نفت تثبیت شده توسط دولت روبه‌رو هستند؛ به طور معمول تغییر قیمت جهانی نفت نمی‌تواند اثر چندانی بر عملکرد این صنایع داشته باشد، اما در این

1. Sadeghi

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

بین به دلیل صادرات محور بودن صنایع پتروشیمی، تغییر قیمت جهانی نفت می‌تواند اثر مستقیمی بر قیمت محصولات صادراتی این صنایع داشته باشد. از اینرو این امکان وجود دارد که تغییر قیمت جهانی نفت با سرعت زیادی در ارزش صنایع پتروشیمی انعکاس یابد (زروکی و همکاران، ۱۳۹۷). در ایران با توجه به دستوری بودن نرخ خوراک و گاز دریافتی شرکت‌های پتروشیمی و عدم تاثیرپذیری مستقیم از قیمت‌های جهانی، تغییرات قیمت محصولات پتروشیمی تحت تأثیر بازارهای جهانی (که می‌تواند تحت تأثیر قیمت جهانی نفت باشد) نقش بسیار تعیین‌کننده‌ای در سودآوری و حاشیه سود شرکت‌های گروه دارد. به عنوان نمونه، رابطه معنی‌داری بین قیمت متانول (یکی از محصولات اصلی پتروشیمی‌ها) و قیمت جهانی نفت وجود دارد (نیکواقبال و همکاران، ۱۳۹۲). ارتباط بین قیمت جهانی نفت (متوسط قیمت‌های برنت و WTI) با قیمت متانول در نمودار (۱) به تصویر کشیده شده است. همانطور که نمودار نشان می‌دهد، به نظر می‌رسد ارتباط معنی‌داری بین قیمت جهانی نفت و قیمت متانول به عنوان یکی از محصولات اصلی پتروشیمی برقرار است. در نهایت اینکه به دلیل صادرات محور بودن محصولات پتروشیمی، تغییر در نرخ ارز به صورت مستقیمی بر ارزش سهام این گروه از محصولات تأثیر می‌گذارد.



نمودار ۱: ارتباط بین قیمت جهانی نفت و قیمت متانول (محصول اصلی پتروشیمی)

منبع: World Bank Commodity Price Data

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

علاوه بر این، مکانیزم‌های سرریز بین بازدهی‌ها و تلاطم دارایی‌های مختلف، به دلایل مختلف از اهمیت برخوردار است. نخست اینکه، تحلیل مکانیزم‌های سرریز، اطلاعاتی در خصوص کارایی بازارها ارائه می‌دهد. سرایت بین بازده دارایی‌ها نشان دهنده وجود یک استراتژی معاملاتی سودآور است و چنانچه سود این استراتژی معاملاتی از هزینه‌های عملیاتی آن بیشتر باشد، به صورت بالقوه، شواهدی از عدم کارایی بازار ارائه می‌دهد، دوم، آگاهی از مکانیزم‌های سرریز در مدیریت سبد دارایی نیز مهم است، چرا که اطلاع از تأثیر سرریز بازده‌ها در انتخاب سبد سهام و کاهش ریسک از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در نهایت اینکه، اطلاع در خصوص سرریز تلاطم دارایی‌ها، در پیش‌بینی تلاطم قابل استفاده است (ممی‌پور و فعلی، ۱۳۹۶).

تحقیقات اخیر نشان دهنده برتری کاپولاها برای مدلسازی وابستگی به دلیل انعطاف بیشتر آنها نسبت به رویکرد ضریب همبستگی است. مسئله حائز اهمیت برای مدیران ریسک این است که ساختار همبستگی بین تغییر در متغیرها و همچنین نوسانات آن‌ها را در زمان ارزیابی‌های ریسک مد نظر قرار دهند. توابع کاپولا که برگرفته از پژوهش‌های اسکلار[1](۱۹۵۹) می‌باشد، ابزاری را برای تعریف ساختار وابستگی بین دو یا چند متغیر، بدون در نظر گرفتن شکل توزیع احتمال آن‌ها، فراهم می‌آورد (جان هال[2]،۲۰۱۲). در واقع این ابزار آماری ساختار وابستگی بین توزیع‌های توام را مستقل از ویژگی‌های توزیع‌های حاشیه‌ای بدست می‌آورد.

۳. پیشینه پژوهش

اسکلار (۱۹۵۹) برای نخستین بار کاپولا را برای اندازه‌گیری وابستگی غیرخطی بین متغیرها پیشنهاد کرد. پس از آن، کاپولا در تحقیقات بسیاری توسعه و بهبود پیدا کرد و به یک رویکرد مهم برای تشکیل توزیع مشترک چند متغیره و توصیف ساختار وابستگی بین

1. Sklar
2. John Hall

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

متغیرها تبدیل شد. امبرکتس و همکاران[1](۱۹۹۹) برای اولین بار کاپولا را در حوزه تحقیقات مالی معرفی کردند و چروبینی و همکاران[2](۲۰۰۴) بطور نظام‌مند کاربردهای کاپولا را در حوزه مالی تبیین نمودند. جوندی و رکینجر[3](۲۰۰۶) مدل Copula-GARCH را پیشنهاد کردند و از آن برای بدست آوردن ساختار وابستگی بین بازارهای سهام استفاده نمودند؛ هوتا و پالارو[4](۲۰۰۵) از مدل‌های مختلف کاپولا با توزیع حاشیه‌ای گارچ، جهت محاسبه ارزش در معرض ریسک (VaR)[5] استفاده نمودند و این مدل‌ها را با سایر روش‌های رایج در محاسبه ارزش در معرض ریسک مقایسه نمودند؛ هوانگ و همکاران (۲۰۰۹) [6] از مدل‌های کاپولا-گارچ شرطی برای تخمین VaR پرتفوی استفاده نموده و کاپولاها و سایر روش‌های کلاسیک را مورد مقایسه قرار دادند که نتایج حاکی از آن است که کاپولای t همراه با مدل گارچ بعنوان توزیع حاشیه ای، ارزش در معرض خطر را نسبت به سایر مدل‌های کاپولا و سایر روش‌های کلاسیک مقایسه شده در این پژوهش به نحو کاراتری پیش‌بینی می‌کند، همچنین ساختار وابستگی بازده سبد دارایی را بهتر توصیف میکند، وانگ و همکاران (۲۰۱۰)[7] از مدل EVT-Copula-GARCH برای بهینه‌سازی پرتفوی ارزی استفاده نموده و به این نتیجه رسیدند که کاپولای t و کاپولای کلایتون توصیف بهتری از ساختار وابستگی بین دارایی‌های پرتفوی ارائه می‌کند، همچنین کاپولای t عملکرد بهتری در برآورد ارزش در معرض خطر دارد. وانگ و همکاران (۲۰۱۱)[8] وابستگی بین بازار سهام چین و سایر بازارهای سهام بین‌المللی را با استفاده از مدل‌های کاپولا بررسی کردند. در این پژوهش آنها از کاپولا گوسی،کلایتون، گامبل و SJC و برای توزیع حاشیه‌ای مدل GJR-GARCH(1,1) استفاده نمودند.

1. Embrechts P., McNeil A.J., Straumann D.
2. Cherubini U., Luciano E., Vecchiato W
3. Jondeau, E. Rockinger, M
4. Palaro, H., Hotta, L.
5. Value at Risk
6. Huang and et al (2009)
7. Wang and et al (2010)
8. Wang and et al (2011)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

بررسی مطالعات مختلف بیانگر این واقعیت است که بسیاری از متغیرهای اقتصادی و مالی توزیع نرمال ندارند و تاریخچهٔ آنها به مطالعات میلز (۱۹۲۷) باز می‌گردد. از جمله مواردی که نشان می‌دهد توزیع تک متغیرهٔ بسیاری از متغیرهای اقتصادی نرمال نیست، کشیدگی بیش از حد و چولگی است. مطالعات اخیر حتی نشان داده است توزیع‌های چند متغیره هم نرمال نیستند که در اصطلاح عنوان می‌شود وابستگی نامتقارن دارند. مدل‌سازی وابستگی یکی از عوامل کلیدی در تشکیل پرتفوی و مدیریت ریسک است. انتخاب مدل نامناسب به انتخاب پرتفوی غیر بهینه و اندازه‌گیری نادرست ریسک منجر می شود. در حالی که به طور سنتی، از ضریب همبستگی برای توضیح وابستگی بین متغیرها استفاده شده است، اما پژوهش‌های اخیر نشان دهندهٔ برتری کاپولاها برای مدل‌سازی وابستگی است.

منگ و لیانگ[1] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای با عنوان مدلسازی نوسانات بازدهی آتی‌ها در پلاستیک و نفت با استفاده از روش Copula-GARCH به بررسی رابطه بین قیمت نفت، گاز و لاستیک پرداختند. نتایج نشان میدهد بازده آتی‌های لاستیک در AFET، بازده آتی لاستیک در TOCOM، بازده آتی لاستیک در SICOM، بازده آتی نفت خام در TOCOM و بازده آتی‌های گاز در TOCOM را با رفتاری مشابه دنبال خواهد کرد. روابط بالایی بین AFET و دو بازار آتی‌های لاستیک بدلیل اینکه محصول مشابهی تجارت می‌کنند، دیده می‌شود. نوسانات قیمت لاستیک مصنوعی نزدیک به قیمت نفت خام نشان‌دهنده روابط زیادی بین AFET و CRUDE است.

دو و هه[2] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با عنوان سرریز شدید ریسک بین نفت خام و بازار سهام با استفاده از ارزش در معرض ریسک و آزمون علیت گرنجر به بررسی رابطه پویا قیمت نفت و سهام پرداختند. نتایج نشان می‌دهد، قبل از بحران مالی اخیر، سرریز مثبت ریسک از بازار سهام به بازار نفت خام و سرریز منفی از بازار نفت خام به بازار سهام وجود دارد.

1. Li Meng,Yang Liang
2. Limin Du,Yanan He

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

همچنین بعد از بحران مالی، سرریز ریسک مثبت دو طرفه به طور قابل توجهی تقویت شده است.

ربوردو و دیگران (۲۰۱۶)[1]، در مطالعه‌ای با عنوان اثرسرریز ریسک فراسو و فروسو بین نرخ ارز و قیمت سهام با روش خانواده GARCH به بررسی روابط بین شاخص بازارهای بورس بین‌الملل و نرخ ارز (دلار، یورو)پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که اثر سرریز ریسک فراسو و فروسو از نرخ ها به بازدهی شاخص و بالعکس وجود دارد. اثر سرریز ریسک فراسو و فروسو نامتقارن، با فروسویی بیشتر از فراسویی بوده و دلار نقش مهم‌تری از یورو در تجارت و معاملات مالی در اقتصادهای نوظهور ایفا میکند.

منسی و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای تحت عنوان مدلسازی ریسک سیستماتیک و ساختار وابستگی بین بازارهای نفت و سهام با استفاده از روش VMD و توابع متقارن و نامتقارن کاپولا به بررسی وابستگی بین قیمت نفت خام و بازار عمده سهام در طی دوره تحمل، بازار طبیعی و شدید در طول افق‌های سرمایه‌گذاری مختلف از سال ۱۹۹۸ تا سال ۲۰۱۴ پرداختند. نتایج نشان دهنده وابستگی دُم بین نفت و همه بازارهای سهام برای سری‌های بازگشت بازدهی خام است. با در نظر گرفتن افق‌های زمانی، نشان می‌دهد یک وابستگی میانگین بین بازارهای مورد نظر برای افق‌های کوتاه‌مدت وجود دارد. در نهایت سرریز ریسک بازار در طول زمان و افق‌های سرمایه‌گذاری نامتقارن است.

گونگ و همکاران (۲۰۱۹)[2] در مطالعه‌ای به اندازه‌گیری ریسک دنباله با استفاده از روش کاپولا متغیر در طول زمان[3] و پوشش ریسک در بازارهای آتی‌های نفت خام پرداخته‌اند. در این مطالعه یک مدل کاپولای GJR-GARCH با توزیع t کشیده وابستگی دنباله‌ای در بازارهای آتی‌های نفت مورد استفاده قرار گرفته و کارایی پوشش ریسک پویا در این بازارها با مدل‌های مختلف کاپولا مورد مقایسه قرار گرفته است. یافته‌ها نشان می‌دهد که کاپولای گامبل چرخشی بهترین توصیف را از رفتار دنباله‌ای ارائه می‌دهد.

1.Reboredo and et al (2016)
2. Gong and et al (2019)
3. Time Varing Copula

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

یو و همکاران (۲۰۱۹)[1] در مطالعه‌ای به بررسی وابستگی و سرریز تلاطم بین بازارهای نفت و سهام بر اساس مدل‌های کاپولا و VAR-BEKK-GARCH پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد، وابستگی بین قیمت نفت خام WTI و بازده سهام آمریکا قوی‌تر و پرتلاطم‌تر از رابطه بین WTI و بازده سهام بازار چین است. مدل VAR-BEKK-GARCH مورد استفاده، سرریز تلاطم از نفت به بازارهای سهام را بین دوره‌های مورد بررسی را تأیید می‌کند.

در خصوص برخی از مهم‌ترین مطالعات داخلی در این خصوص می‌توان به موارد ذیل اشاره نمود:

موسوی و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به برآورد ارزش در معرض خطر سهام منتخب با استفاده از گارچ کاپولای شرطی پرداخته‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد، مدل کاپولای گوسی با توزیع حاشیه‌ای نرمال و کاپولای گوسی با توزیع حاشیه‌ای تی استیودنت عملکرد مناسبی نسبت به روش‌های شبیه‌سازی تاریخی و واریانس - کوواریانس در برآورد ارزش در معرض خطر دارد.

برقی اسگویی و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه خود آثار غیرخطی تغییرات نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران را با رهیافت رژیم‌های مارکوف- سوئیچینگ مورد آزمون قرار داده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تغییرات متغیر برون‌زای نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام با یک وقفه تأخیر تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص قیمت سهام داشته و اثر تغییرات متغیرهای فوق با دو وقفه تأخیر بر شاخص قیمت سهام، منفی و معنی‌دار بوده است.

بردبار و حیدری (۱۳۹۶) در مطالعه خود به بررسی رابطه بین نوسانات قیمت نفت و بازده سهام صنایع فلزات اساسی، فرآورده‌های نفتی و شیمیایی را با استفاده از مدل‌های خود رگرسیون برداری (VAR) و خود رگرسیون ناهمسان واریانس شرطی چندمتغیره (MGARCH) پرداخته و به این نتیجه رسیدند که اثرات میانگینی بین بازار نفت و بازار

1. Yu and et al (2019)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

سهام فلزات اساسی و فرآورده‌های نفتی وجود دارد ولی در مورد بازار سهام صنایع شیمیایی این اثرات صدق نمی‌کند. اثر نوسانات بین دو بازار قیمت جهانی نفت و صنایع شیمیایی و فلزات اساسی وجود ندارد، ولی بین نوسانات بازار نفت و نوسانات بازده سهام فرآورده‌های نفتی رابطه معنی‌داری منفی وجود دارد.

کشاورز حداد و حیرانی (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای با عنوان برآورد ارزش در معرض ریسک با وجود ساختار وابستگی بین بازدهی‌های مالی: رهیافت مبتنی بر توابع کاپولا به بررسی ساختار وابستگی بین دو شاخص قیمتی محصولات شیمیایی و دارویی بورس تهران در بازه زمانی سال ۸۳ تا ۹۱ پرداختند که نتایج تجربی پژوهش نشان می‌دهد، وابستگی ساختاری نامتقارنی بین متغیرها وجود دارد و یافته‌ها نشان از دقت و کفایت بیشتر رهیافت کاپولا نسبت به مدل‌های متداول پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک است.

پیش‌بهار و عابدی (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به محاسبه ارزش در معرض خطر پرتفوی مواد غذایی با استفاده از رهیافت کاپولا پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که روش کاپولا (توابع مفصل) در مقایسه با روش‌های دیگر (شبیه‌سازی تاریخی، توزیع نرمال چندمتغیره، توزیع t چندمتغیره) نتایج قابل اعتمادتری دارد که بر اساس آن حداکثر زیان مورد انتظار در پرتفوی لبنیات در طول یک هفته برابر با ۲/۰۱ درصد بدست آمده است.

حداد و مفتخر دریائی نژاد (۱۳۹۷)، در مطالعه‌ای با عنوان تأثیر سرایت بازده و تلاطم در برآورد ارزش در معرض ریسک سبد دارایی متشکل از طلا، ارز و سهام به بررسی داده‌های دارایی‌های انس طلا، نرخ برابری یورو به دلار آمریکا و شاخص سهام S&P500 از سال ۲۰۰۰ الی ۲۰۱۴ پرداختند و ارزش در معرض ریسک آن را در سطح اطمینان ۹۹ درصد برآورد نمودند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان دهنده تحت تأثیر قرار گرفتن ارزش در معرض ریسک بواسطه سرایت اطلاعات بین بازده و تلاطم دارایی‌های موجود در یک سبد است و نادیده گرفتن این ویژگی سبب برآورد بیش از حد ارزش در معرض ریسک و تخصیص ناکارای بخش زیادی از منابع جهت پوشش ریسک سبد دارایی‌ها می‌شود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

امام‌وردی (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات استفاده از روش گارچ- تئوری ارزش حدی- کاپولا جهت محاسبه ارزش در معرض ریسک پرداخته است. در این مطالعه ابتدا با استفاده از مدل گارچ نامتقارن و تئوری ارزش حدی توزیع های حدی، توزیع‌های حاشیه‌ای هر کدام از سری بازده‌ها (شاخص بورس تهران و شاخص ترکیبی نزدک) را برآورد شده و سپس با استفاده از توابع مفصل(گاوسی، توزیع t، کلایتون، گامبل، فرانک) تابع توزیع چند متغیره از هم آمیختن توزیع‌های حاشیه‌ای استخراج و سپس ارزش در معرض ریسک پرتفوی محاسبه شده است. نتایج تجربی بیانگر این است که در مقایسه با روشهای سنتنی روش مفصل (کاپولا) مقدار ارزش در معرض ریسک پرتفوی را بهتر از سایر روشها برآورد می‌کند.

بیطاری و پناهیان (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای به ارائه مدلی از روابط حجم مبادلات، ارزش معاملات با بازده سهام با بکارگیری مدل های گارچ و کاپولا در صنایع مختلف بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد، بین تغییرات حجم معاملات و بازدهی سهام شرکت‌ها یک ارتباط دو طرفه و مستقیم برقرار است، اما رابطه بین ارزش معاملات و بازدهی سهام به صورت یک طرفه است و فقط ارزش معاملات است که بر روی بازدهی سهام تأثیر می‌گذارد. همچنین در بررسی بین متغیرهای پژوهش با حجم معاملات مشخص شد که تغییرات متغیرهای حجم نقدینگی، بازدهی سالانه و قیمت نفت با حجم مبادلات رابطه معکوس و معنادار داشته و بازدهی سهام شرکت‌ها و ارزش معاملات با حجم مبادلات رابطه مستقیم و معنادار دارد.

با بررسی مطالعات صورت گرفته ملاحظه می‌شود، از طریق رویکرد Copula-GARCH وابستگی بین سه متغیر رشد قیمت نفت خام، رشد نرخ ارز و بازده سهام محصولات شیمیایی علی‌رغم تأثیرپذیری زیاد قیمت سهام محصولات پتروشیمی از نوسانات قیمت جهانی نفت (به دلیل اینکه ماده اصلی کلیه محصولات پتروشیمی و نرخ ارز (به دلیل صادراتی بودن بخش عمده‌ای از محصولات پتروشیمی تولیدی در ایران) و محاسبه ارزش در معرض ریسک مطالعات اندکی صورت گرفته است. در واقع، به دلیل

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

اهمیت بررسی دقیق ماهیت وابستگی بین بازدهی‌های مالی در مدیریت دارایی‌ها و نیز قدرت توابع کاپولا در مدل‌سازی ساختار وابستگی بین داده‌های چند متغیره، این پژوهش درصدد تکمیل مطالعات موجود در این زمینه می‌باشد.

٤. روش‌شناسی پژوهش

در این بخش به تبیین روش‌شناسی مورد استفاده در این پژوهش پرداخته می‌شود.

٤-١. مدلسازی توزیع حاشیه‌ای

مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته (GARCH) ابزاری توانمند در مدل‌سازی داده‌های سری زمانی به شمار می‌روند. در برخی موارد که توزیع شرطی و بازدهی دارای ناهمسانی شرطی است، در نظر گرفتن این ویژگی باعث دستیابی به برآوردگرهای حداکثر راستنمایی شرطی کارا می‌شود. همچنین در مواردی دیگر مشاهده شده است که جزء پسماند یک معادله برازش شده ARIMA علی‌رغم مانا بودن بازدهی برای p و q های مختلف نوفه سفید نمی‌شود، این به این معناست که جزء پسماند با مشکل وجود اثرات واریانس ناهمسانی (ARCH)، یعنی واریانس خود همبسته شرطی روبه‌رو است. نکته قابل توجه دیگر این است حتی در مواردی که جزء پسماند نوفه سفید باشد، این احتمال وجود دارد که بین مقادیر جزء پسماند رابطه غیر خطی به صورت سیستماتیک وجود داشته باشد.

مشکل اصلی مدل‌های پایه‌ای GARCH این است که فرآیند واریانس را متقارن در نظر می‌گیرد. مطالعات نشان می‌دهد زمانی که به بازارهای مالی شوک وارد می‌شود، قیمت‌ها با نوسانات شدیدتری کاهش می‌یابد. در مقابل زمانی که بازارهای مالی گرایش به مثبت دارند، قیمت‌ها با نوسانات کمتری افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر شوک‌های منفی اغلب منجر به تلاطم بیشتری نسبت به شوک مثبت می‌شوند، این امر توسط مالی رفتاری که در آن سرمایه‌گذاران ریسک بیشتری در زمان تلاطم بازار متقبل می‌شوند، توجیه‌پذیر است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

در حقیقت این پدیده که شوک‌های منفی دارای اثرات تلاطمی بیشتری از شوک‌های مثبت هستند، به اثرات اهرمی در بازدهی‌های مالی نسبت داده می‌شود. اثر اهرمی واریانس پویا و نامتقارن به علت وجود اثر متقارن در واریانس شرطی اثر بازگشتی در مدل GARCH را نمایش می‌دهد. بدین ترتیب مدل‌های نامتقارن GARCH رواج بیشتری یافتند. مدل GJR-GACH توسط گلوستن و همکاران (۱۹۹۳)[1] به صورت زیر تعریف شده است. در مدل GJR معادله میانگین و واریانس به صورت زیر است که در اینجا GJR-n یعنی مدلی که پسماندی با توزیع نرمال دارد و GJR-t یعنی مدلی که پسماندی با توزیع تی- استیودنت دارد:

$$x_t = \mu + a_t \quad (۱)$$

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad (۲)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma s_{t-1} a_{t-1}^2 \quad (۳)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0,1) \text{ or } \varepsilon_t \sim t_d$$
$$s_{t-1} = \begin{cases} 1, a_{t-1} < 0 \\ 0, a_{t-1} \geq 0 \end{cases}$$

که در آن:

$$s_{t-1}, \gamma \geq 0, \alpha_1 + \beta + \frac{1}{2}\gamma < 1. \beta \geq 0, \alpha_1 \geq 0, \alpha. > 0 \quad (۴)$$

یک متغیر مجازی است. زمانی که ضریب γ مثبت باشد، معنای آن است است که شوک‌های منفی(ε<۰) نوسانات بیشتری از شوک‌های مثبت در دوره بعد ایجاد می‌کنند. توزیع حاشیه‌ای شرطی X_{t+1} نیز مشابه روش GARCH به صورت زیر است:

1. Glosten and et al (1993)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

$$p(X_{t+1} \le x|\Omega_t) = p\left(\varepsilon_{t+1} \le \frac{(x-\mu)}{\sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 a_t^2 + \beta\sigma_z^2 + \gamma.s_t a_z^2}}|\Omega_t\right)$$
$$= \begin{cases} N\left(\frac{(x-\mu)}{\sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 a_t^2 + \beta\sigma_t^2 + \gamma.s_t \varepsilon_t^2}}|\Omega_t\right), & if \quad \varepsilon \sim N(0,1) \\ t_d\left(\frac{(x-\mu)}{\sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 a_t^2 + \beta\sigma_t^2 + \gamma.s_t \varepsilon_t^2}}|\Omega_t\right), & \text{if} \quad \varepsilon \sim t_d \end{cases}$$

(۵)

٤-۲. روش برآورد کاپولا

بر اساس قضیه اسکالر، فرض می‌کنیم F یک تابع توزیع مشترک با توزیع‌های حاشیه‌ای F1,F2,…,Fd باشد. آنگاه یک کاپولای D:[0,1]d →[0.1] وجود دارد، بطوریکه به ازای هر x1,x2,...,xd در $\bar{R} = [-\infty, \infty]$، رابطه زیر برقرار باشد:

$$F(x_1, \dots, x_d) = C\big(F_1(x_1), \dots, F_d(x_d)\big) \qquad (۶)$$

اگر C یک کاپولا و F1,...,Fd تابع توزیع‌های تک متغیره باشند، تابع F در رابطه فوق یک تابع توزیع مشترک با حاشیه‌های F1,...,Fd می‌باشد. در واقع اگر X یک بردار تصادفی و F تابع توزیع آن با حاشیه‌های پیوسته F1,...,Fd باشد، آنگاه کاپولایF (یا X)، تابع توزیع $F_1(x_1), \dots, F_d(x_d)$ می‌باشد (مک نیل و همکاران، ۲۰۰۵).[1] بر اساس قضیه اسکالر برای توزیع چند متغیره پیوسته، حاشیه‌های تک متغیره و ساختار وابستگی چند متغیره را می‌توان از هم تمیز داد و ساختار وابستگی می‌تواند توسط یک کاپولا نشان داده شود (امبرکتس و همکاران [2]،۲۰۰۱). زمانیکه متغیرها پیوسته می‌باشد، قضیه اسکالر نشان می‌دهد که هر تابع توزیع احتمال چند متغیره میتواند با استفاده از یک توزیع حاشیه‌ای و یک ساختار وابسته نشان داده شود که به صورت زیر استنتاج می‌شود:

1. McNeil and et al (2005)
2. Embrechts and et al (2001)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

$$f(x_1,\dots,x_n)=\frac{\partial^n C\big(F_1(x_1),\dots,F_n(x_n)\big)}{\partial F_1(x_1)\dots\partial F_n(x_n)}\times\prod_{j=1}^{n}\frac{\partial F_j(x_j)}{\partial x_j}$$
$$=C\big(F_1(x_1),\dots,F_n(x_n)\big)\times\prod_{j=1}^{n}f_j\left(x_j\right) \qquad (۷)$$

که در آن fi ها توابع چگالی حاشیه‌ای، Fj(xj)ها تابع توزیع حاشیه‌ای و C تابع چگالی کاپولا می‌باشد (چروبینی، لوسیانو و وچیانو[1]،۲۰۰۴).

٤-۳. مدلسازی ساختار وابستگی

تعیین ساختار وابستگی بین متغیرها یکی از مباحثی است که بطور گسترده در آمار و احتمالات مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای تحلیل یک پدیده مرتبط با متغیرهای وابسته، بایستی وابستگی این متغیرها در برازش یک مدل آماری در نظر گرفته شود. بر این اساس در ابتدا باید وابستگی بین متغیرها به وسیله معیارهایی که به ضرائب همبستگی معروف هستند، بصورت کمی ارائه شود.

٤-٤. وابستگی در دنباله توزیع (دنباله)

ضریب همبستگی خطی، ساختار وابستگی کلی را نشان می‌دهد و بر اساس تابع توزیع توام F قابل بیان است. درحالی که در برخی مواقع، علاقمند به بررسی وابستگی موضعی هستیم که به وابستگی دمی(دنباله‌ای) معروف است. در حقیقت، وابستگی دنباله‌ای وابستگی بین متغیرها را در یک چهارم بالایی (چارک) سمت راست و یک چهارم پایینی (چارک) سمت چپ روی $I^2=[0,1]^2$ اندازه‌گیری می‌کند. وابستگی دنباله‌ای رابطه وابستگی بین مقادیر بزرگ (کوچک) از یک متغیر با مقادیر بزرگ (کوچک) از متغیر دیگر را توصیف می‌کند، که تحت عنوان وابستگی دنباله ای بالایی(پایینی) تعریف می-شود.

1. Cherubini and et al (2004)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

فرض می‌شود $\boldsymbol{X} = (\boldsymbol{X}_1, \boldsymbol{X}_2)^T$ یک بردار تصادفی دو بعدی باشد، آنگاه X دارای وابستگی دنباله بالایی است، هرگاه: $\lambda_U = \lim_{n\to 1^-} P\left[\boldsymbol{X}_1, > F_1^{(-1)}(u_1) | \boldsymbol{X}_2 > F_2^{(-1)}(u_2)\right]$ که در آن F_i^{-1} معکوس تابع توزیع تجمعی برای x_i است. در نتیجه X در صورت $\lambda_u = 0$ به دنباله بالایی وابستگی نخواهد داشت. به علاوه $X = (X_1, X_2)^T$ دارای وابستگی به دنباله پایین است هرگاه:

$$\lambda_L = \lim_{\boldsymbol{u}\to +^+} P\left[\boldsymbol{X}_1 \le F_1^{(-1)}(u_1) | \boldsymbol{X}_2 \le F_2^{(-1)}(u_2)\right] \quad (۸)$$

٤-٥. انواع توابع کاپولای بیضوی

این خانواده از کاپولاها شامل دو دسته گاوسین کاپولا و تی کاپولا می‌باشد، در ادامه به بررسی هر یک پرداخته می‌شود.

-کاپولای نرمال یا گاوسین

اگر R ماتریس همبستگی، Φ^{-1} معکوس توزیع نرمال استاندارد و Φ_R توزیع نرمال استاندارد چند متغیره باشند، تابع توزیع نرمال استاندارد آن بصورت زیر می‌باشد:

$$C_R^{Ga}(u) = \Phi_R\left(\Phi^{-1}(u_1), \dots, \Phi^{-1}(u_n)\right) \quad (۹)$$

آنگاه تابع توزیع توام و تابع کاپولای چگالی توام آن بصورت زیر می‌باشد:

$$C^{Ga}(u_1, u_2; \rho) = \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_1)\Phi^{-1}} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} exp\left\{\frac{2u_1u_2 - u_1^2 - u_2^2}{2(1-\rho^2)}\right\} du_1 du_2 \quad (۱۰)$$

$$C^{Ga}(u_1, u_2, \rho) = \frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}} exp\left\{\frac{u_1^2+u_2^2}{2} + \frac{2u_1u_2 - u_1^2 - u_2^2}{1-\rho^2}\right\} \quad (۱۱)$$

کاپولای گاوسین تنها در حالتی که توزیع‌های حاشیه‌ای با یکدیگر همبستگی کامل داشته باشند دارای وابستگی دنباله بوده و در غیر این صورت وابستگی دنباله در این کاپولا مشاهده نمی‌شود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

-کاپولای تی-استیودنت

اگر R ماتریس همبستگی، t_{ν}^{-1} معکوس توزیع تی استیودنت با ν درجه آزادی و $t_{R,\nu}$ توزیع تی استیودنت چند متغیره با ν درجه آزادی باشند،آنگاه $C_R^{T_\nu}(u) = t_{R,\nu}\left(t_{\nu}^{-1}(u_1), \dots, t_{\nu}^{-1}(u_n)\right)$ تابع توزیع تی کاپولای چند متغیره می‌باشد، (چروبینی و همکاران[1]،۲۰۰۴). تی کاپولا تنها هنگامی که وابستگی بین توابع حاشیه‌ای کامل باشد، دارای وابستگی دنباله نبوده و دارای همبستگی دنباله مثبت نیز می‌باشد. برای تخمین پارامترهای کاپولا از رویکرد حداکثر درستنمایی استفاده می‌شود. چگالی یک کاپولا را می‌توان بصوت رابطه زیر نوشت که در آن c چگالی کاپولا، f تابع چگالی حاشیه‌ای و F تابع تجمعی حاشیه‌ای می‌باشد.

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n) = c\left(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_n(x_n)\right) \cdot \prod_{j=1}^{n} f_j\left(x_j\right) \qquad (۱۲)$$

که در آن:

$$c\left(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_n(x_n)\right) = \frac{\partial^n C\left(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_n(x_n)\right)}{\partial F_1(x_1) dF_2(x_2) \dots \partial F_n(x_n)} \qquad (۱۳)$$

با توجه به روابط فوق می‌توان مدلسازی کاپولا را به دو مرحله ۱- شناسایی حاشیه‌ای ۲-تعیین کاپولا تجزیه کرد (چروبینی و همکاران، ۲۰۰۴).

- کاپولای ارشمیدسی

کاپولاهای بیضی شکل مانند نرمال و تی استیودنت با استفاده از توابع توزیع چند متغیره به دست می‌آید. روش دیگر برای ساختن کاپولاها استفاده از تابع مولد است. که در اینجا با نماد $\Psi(u)$ نمایش داده می‌شود. با استفاده از تابع مولد Ψکاپولای ارشمیدسی نظیر آن به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C(u_1, \dots, u_n) = \Psi^{-1}\left(\Psi(u_1) + \dots + \Psi(u_n)\right) \qquad (۱۴)$$

1. Cherubini and et al (2004)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

تابع چگالی آن بصورت زیر نمایش می‌دهند:

$$c(u_1, \dots, u_n) = \Psi_{(n)}^{-1}\big(\Psi(u_1) + \dots + \Psi(u_n)\big) \prod_{i=1}^{n} \Psi'(u_i) \qquad (۱۵)$$

در اینجا $\Psi_{(n)}^{-1}$ مشتق مرتبه nام تابع مولد می‌باشد. سه کاپولای ارشمیدسی که بیشتر از سایر کاپولاها در مدیریت ریسک استفاده می‌شود عبارتند از کاپولای کلایتون[1](۱۹۷۸) و کاپولای گامبل[2](۱۹۶۰) و کاپولای فرانک[3] (۱۹۷۹)کاپولای فرنک وابستگی متقارن و دو کاپولای دیگر وابستگی نامتقارن در دنباله توزیع را نشان می‌دهد. کاپولای کلایتون وابستگی در دنباله پایین را نشان می‌دهد، در حالی که کاپولای گامبل وابستگی در دنباله بالا را نشان می‌دهد.

٤-٦. برآورد پارامتر کاپولا

روش حداکثر راست نمایی[4] از رایج ترین روش‌های برآورد پارامتر کاپولا است که در ادبیات اقتصاد مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد. چنانچه $X_1, \dots, X_n$ متغیرهای تصادفی با توابع توزیع $F_1, \dots, F_n$ باشد و پارامترهای مربوط به این توزیع‌ها به ترتیب $\alpha_1, \dots, \alpha_n$ و دارای تابع توزیع توام F باشد، آنگاه با توجه به قضیه اسکالر داریم:

$$F(x_1, \dots, x_n | \alpha_1, \dots, \alpha_n, \theta) = C\big(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n)\big) \qquad (۱۶)$$

که در اینجا C تابع کاپولا با پارامتر θاست. تابع چگالی توام $X_1, \dots, X_n$ به صورت زیر می‌باشد:

$$f(x_1, \dots, x_n | \alpha_1, \dots, \alpha_n; \theta) = c(F_1(x_1; \alpha_1), \dots, F_n(x_n; \alpha_n); \theta) \prod_{i=1}^{n} f_i\left(x_i; \alpha_j\right)$$

در اینجا c تابع چگالی تابع کاپولا C است، لذا تابع راستنمایی به صورت زیر است:

1. Clayton, D. G
2. Gumbel, E. J
3. Frank, M.
4 . Maximum Likelihood

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

$$l(\alpha_1, \dots, \alpha_n; \theta) = \prod_{t=1}^{n} (c(F_1; \alpha_1), \dots, F_n(x_n; \alpha_n); \theta) \prod_{i-1}^{n} f_i\,(x_i; \alpha_i) \qquad (۱۷)$$

با استفاده از تابع توزیع مشترک متغیرها می‌توان از روش حداکثر راستنمایی برای بدست آوردن پارامترهای تابع کاپولا استفاده کرد، اما تخمین همزمان پارامترهای تابع کاپولا و توابع حاشیه‌ای که به روش MLE کامل معروف است، عملاً دشوار است. لذا می‌توان از دو روش جایگزین استفاده کرد. در روش اول که روش پارامتریک برآورد پارامتر کاپولا است، ابتدا پارامترهای تابع توزیع حاشیه‌ای تخمین زده می‌شود و سپس پارامترهای تابع کاپولا برآورد م می‌شود. به این روش، تخمین استنتاج برای حاشیه‌ها[1](IFM) اطلاق می‌شود. روش دوم روش نیمه پارامتریک برآورد پارامتر کاپولا است که به روش تخمین درست نمایی کانونیکال[2] معروف است. با توجه به اینکه در مدلسازی پارامتریک به فهم دقیق از توزیع‌ها نیاز است و اینکه توزیع بازدهی‌های مالی اغلب از توزیع‌هایی همچون نرمال و تی استیودنت پیروی نمی‌کند، این حالت زمانی که توزیع حاشیه‌ای تک متغیره آگاهی کامل وجود ندارد، منجر به استنباط نادرست در مورد پارامتر کاپولا خواهد شد.

٤-۷. ارزش در معرض ریسک

رفتار سری‌های بازدهی بازارهای مالی نشان دهنده واقعیاتی چون داشتن دنباله (دم) پهن[3] در توزیع بازدهی‌ها و همچنین خوشه‌ای بودن تلاطم[4] بازدهی‌های مالی است. تعیین و اندازه‌گیری وابستگی بین بازدهی‌های بازارهای مالی در محاسبه ارزش در معرض ریسک دارای اهمیت است. ارزش در معرض ریسک بیشترین زیان مورد انتظار یک سرمایه‌گذاری در افق زمانی مشخص و در سطح اطمینان معین را اندازه‌گیری می‌کند. برای همین منظور

1. Inference on Margins Method (IFM)
2. Canonical Maximum Likelihood (CML)
3. Fat tail
4. Volatility Clustering

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

در این پژوهش از رهیافت Copula-GARCH استفاده می‌شود. این رهیافت اولین بار توسط راکینجر و جاندئو[1](۲۰۰۱) برای مدلسازی وابستگی و ریسک سبد دارایی مورد استفاده قرار گرفت. بیان ریاضی ارزش در معرض ریسک به صورت معادله روبرو تعریف شده است:

$$Pr\,[p_1 - p_0 \leq \mathrm{VaR}] \leq \alpha \qquad (۱۸)$$

که p_0 ارزش سبد دارایی در زمان صفر و p_1 ارزش سبد در زمان یک است و α نیز سطح معناداری آماری است. حال اگر تابع توزیع تجمعی ارزش سبد دارایی در دوره آتی را به شکل F(p) نشان دهیم. معکوس تابع توزیع تجمعی نشان دهنده کوانتیل توزیع بازدهی است. بنابراین ارزش در معرض ریسک را می‌توان به صورت $VaR\ (\alpha) = F^{-1}(1-\alpha)$ به دست آورد. بازدهی سبد دارایی $X_{p,t}$ با دو دارایی $X_{1,t}$ و $X_{2,t}$ می‌باشد. بازدهی آن ها به صورت تجربی با وزن‌دهی به دو دارایی موجود در سبد به شکل معادله زیر می‌باشد:

$$X_{p,t} = \mathrm{w}X_{1,t} + (1-w)X_{2,t} \qquad (۱۹)$$

که در آن w و (1-w) نشان دهنده وزن دارایی‌های موجود است. در این پژوهش این وزن‌ها مساوی در نظر گرفته شده است که لحاظ این فرض منجر به قیدی برای مسئله نخواهد شد.

٤-۸. پس‌آزمایی[2]

برای استفاده مطمئن از مدل‌های پیش‌بینی کننده ارزش در معرض ریسک، لازم است اعتبار آنها با دقت بررسی و عملکرد آنها ارزیابی شود. از مولفه‌های کلیدی روش‌های اعتبارسنجی، پس‌آزمایی است که با به‌کارگیری روش‌های کمی به‌تعیین مطابقت پیش‌بینی‌های مدل با مفروضاتی که مدل بر اساس آنها بنا شده است می‌پردازد. همچنین

1. Rockinger, Jondeau
2 . Backtesting

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

امکان رتبه‌بندی روش‌های مختلف محاسبه ارزش در معرض ریسک را فراهم می‌کند. در فرایند پس‌آزمایی بجای آنکه از مدل برای پیش‌بینی ریسک دوره پیش رو استفاده شود، ریسک دوره‌های گذشته محاسبه می‌شود و با مقایسه ریسک به دست آمده از مدل با داده‌های واقعی می‌توان عملکرد مدل را سنجید. در پس‌آزمایی از رهیافت پنجره غلتان [1] استفاده می‌شود. در این رهیافت لازم است یک دوره برازش[2] ثابت را در نظر بگیریم که به منظور تخمین پارامترهای مدل ارزش در معرض ریسک، نمونه‌ای را تعریف می‌کند. این نمونه برازش،[3] در سراسر کل دوره داده‌ها غلتانده می‌شود، با ثابت در نظر گرفتن دوره برازش، نمونه برازش از ابتدای دوره داده‌ها شروع می‌شود. اگر افق زمانی ریسک h روزه باشد باید دوره های آزمایشی ۴ را تا h روز به جلو غلتاند و این فرآیند تا رسیدن به آخرین مشاهده در کل دوره داده ها ادامه دارد.

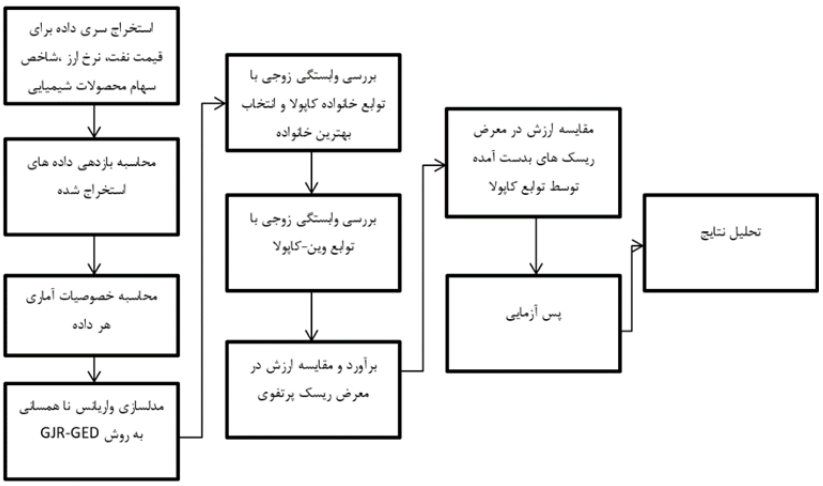
با استفاده از توابع نمونه‌ای کوپیک و کریستوفرسن می‌توان فرضیه کفایت روش‌های برآورد کننده ارزش در معرض ریسک را از نظر آماری آزمون کرد. اما در بسیاری از موارد مدیران ریسک چندین مدل ارزیابی VaR در اختیار دارند که پس آزمایی‌ها دقت برخی از آن‌ها را تایید کرده‌اند، در اینصورت مسئله پیش رو، انتخاب از میان مدل‌های تائید شده است. برای حل این مشکل باید از روش‌های مقایسه‌ای استفاده کرد که این روش‌ها بر اساس یک تابع زیان[5]، به هر یک از مدل‌ها نمره‌ای اختصاص می‌دهند و بر اساس این نمره‌ها به رتبه‌بندی مدل‌ها می‌پردازند. هرچه نمره یک مدل کمتر باشد، مدل دقیق‌تر خواهد بود و در سطح بالاتر رتبه‌بندی جای می‌گیرد. بنابراین تابع زیانی را که بتواند بزرگی تخطی‌ها را در برگیرد به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$lf_{t+1} = \begin{cases} [x_{t+1} - VaR_t]^2 & if X_{t+1} < VaR_t \\ 0 & f X_{t+1} > VaR_t \end{cases} \qquad (۲۰)$$

1. Rolling Window
2 .Estimation Period
3 .Estimation Sample
4. Test Sample
5. Loss Function

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

تابع زیان بالا بزرگی تخطی‌ها را توان دو جریمه می‌کند. مدلی که متوسط تابع زیان آن کمتر باشد به سایر مدل‌ها ترجیح داده می‌شود. متوسط تابع زیان نیز به صورت $\sum_{t=1}^{T} If_t / N$ تعریف می‌شود. در جمع‌بندی مباحث مطرح شده در این بخش، در نمودار (۱)، گام‌های اصلی پژوهش به صورت شماتیک به تصویر کشیده شده است:



نمودار۲: گام‌های مورد نیاز جهت انجام تجزیه و تحلیل

۵. تجزیه و تحلیل نتایج تجربی پژوهش

در این بخش از پژوهش به معرفی داده‌ها و تجزیه و تحلیل یافته‌های تجربی پرداخته می‌شود.

۵-۱. داده‌های پژوهش

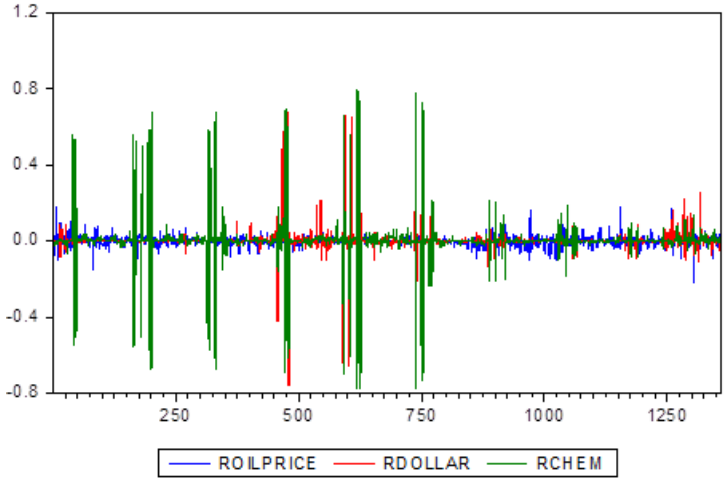
داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شامل قیمت نقدی روزانه نفت خام برنت، نرخ اسمی دلار و شاخص سهام گروه محصولات شیمیایی بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. دوره مورد بررسی شامل داده‌های روزانه از آذر سال ۱۳۸۷ تا خردادماه ۱۳۹۸ (شامل ۱۳۶۱ مشاهده) است.۱ در ادامه برای محاسبه بازدهی از رابطه زیر استفاده شده است:

$$R_t = Ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100 \qquad (۲۱)$$

۱. به دلیل تفاوت در روزهای کاری بازار جهانی نفت و بازارهای داخلی، تنها روزهای مشترک کاری در تحقیق مورد استفاده قرار گرفته است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

در رابطه فوق، R_t، P_t و P_{t-1} به ترتیب بازدهی، قیمت در دوره t و قیمت در دوره t-1 برای هر سه شاخص قیمت نفت، ارز و سهام گروه محصولات شیمیایی است.[1] دلیل استفاده از بازدهی روزانه این است که بازده دارایی یک شاخص کامل و بدون مقیاس برای ارزیابی فرصت‌های سرمایه‌گذاری است و همچنین تحلیل سری‌های زمانی بازدهی آسان‌تر از سری زمانی قیمت است (کمپل،۱۹۹۷). بازدهی این سه سری زمانی در نمودار (۳) قابل مشاهده است. نوسانات خوشه‌ای می‌تواند نشانه‌ای از وجود رابطه ARCH در سری‌های مورد بررسی باشد که در ادامه این مسأله مورد بررسی قرار خواهد گرفت که در صورت تأیید وجود واریانس ناهمسانی می‌توان از خانواده گارچ برای مدلسازی واریانس‌های شرطی مورد استفاده در مدل کاپولا بهره گرفت.



نمودار ۳: بازدهی سری‌های زمانی پژوهش

منبع: یافته‌های تحقیق

۱. نظر به اینکه اصطلاح "بازدهی" به طور عمده برای شاخص سهام در بازارهای مالی استفاده می‌شود، در این تحقیق از اصطلاح "رشد" برای دو متغیر قیمت نفت خام و نرخ ارز استفاده شده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

۵-۲. خصوصیات آماری داده های تحقیق

خصوصیات آماری سری‌های بازدهی شاخص محصولات شیمیایی در بورس اوراق بهادار، رشد نرخ ارز و رشد قیمت نفت خام ارائه شده است. بر این اساس،آزمون مانایی متغیرهای مورد بررسی به روش دیکی فولر گسترش یافته (ADF) نشان می‌دهد که سری-های زمانی مانا بوده و فرضیه صفر مبنی بر عدم مانایی آن‌ها را در سطح ۹۹ درصد رد می-شود. همچنین بر اساس آزمون LM-ARCH وجود ناهمسانی در واریانس سری‌های مورد نظر رد نمی‌شود. با توجه به اینکه ضریب کشیدگی بازدهی سری‌های مورد بررسی بیشتر از ضریب کشیدگی تابع چگالی نرمال است، بنابراین تابع چگالی بازدهی این دارایی‌ها، دارای دنباله پهن بوده و قله بلند دارد.آماره جارک‌برا بیانگر آن است که تابع توزیع بازدهی‌های مورد بررسی نرمال نیست.

جدول ۲: ویژگی‌های آماری بازده متغیرهای مورد بررسی

معیارآماری	رشد قیمت نفت خام	رشد نرخ ارز	بازدهی گروه محصولات شیمیایی
میانگین (درصد)	-۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۲۷
میانه	-۰/۰۰۰۳۲	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۳
حداکثر	۰/۱۹۲۰	۰/۶۷۵۷	۰/۷۹۴۵
حداقل	-۰/۲۲۱۲	۱-۰.۷۶۳	۲-۰.۷۷۸
انحراف معیار	۰/۰۲۷۸	۰/۰۶۲۰	۰/۱۲۴۸
چولگی	۰/۴۲۳۷	۰/۱۳۲۶	-۰/۰۰۹۵
کشیدگی	۱۳/۶۹	۸۲/۶۵	۲۶/۳۶
جارک برا (احتمال)	۶۵۲۲/۳ (۰/۰۰۰)	۰۳۵۹۵۹/۸ (۰/۰۰۰)	۶۵۲۲/۳ (۰/۰۰۰)
آماره آزمون ADF (احتمال)	-۱۲/۲۱ (۰/۰۰۰)	-۱۹/۶۷ (۰/۰۰۰)	-۱۳/۴۱ (۰/۰۰۰)
آماره آزمون LM-ARCH (احتمال)	۲۵/۶۹ (۰/۰۰۰)	۲۴۸/۲۸ (۰/۰۰۰)	۲۷۱/۱۸ (۰/۰۰۰)
حجم نمونه (روز)	۱۳۶۰	۱۳۶۰	۱۳۶۰

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

۵-۳. مدل‌سازی واریانس ناهمسانی به روش GJR-GED

با توجه به اینکه داده‌های مورد نظر از لحاظ آماری دارای توزیع نرمال نیست و از طرفی اثرات ARCH نشان می‌دهد که سری‌های مورد نظر نیازمند مدل‌سازی واریانس است که در این تحقق با توجه به این مهم که شوک‌های وارد شده در بازارهای مالی اغلب نامتقارن هستند، از رویکرد GJR با توزیع GED[1] استفاده شده است. نتایج حاصل از این برآوردها برای متغیرهای مورد بررسی در جدول (۳) خلاصه شده است. این نتایج شامل برآورد پارامترهای مدل، انحراف معیار، آماره t و p-Value می‌باشد. همچنین آزمون خودهمبستگی سریالی و آزمون انگل برای عدم ناهمسانی واریانس در بین پسماندهای مدل مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از آزمون ARCH برای بررسی ناهمسانی واریانس در مدل برآورد شده نشان دهندهٔ عدم ناهمسانی واریانس بین پسماندهای مدل است که این مهم را در سطح ۵٪ تایید می‌کند و برازش صحیح این مدل را تضمین می‌کند. همچنین آزمون خودهمبستگی سریالی برای وقفه‌های انتخابی نیز نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین پسماندها رد نشده است. لذا این مدل، برآورد قابل قبولی را ارائه می‌دهد.

1. Generalized Error Distribution

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

جدول ۳: نتایج مدل GJR-GED

	سری بازدهی سهام محصولات شیمیایی			سری رشد نرخ ارز			سری رشد قیمت نفت خام		
پارامتر	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال
mu	−۰/۰۰۳۲	−۳/۲۳۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۸	۴/۳۹۲	۰/۰۰۰	−۰/۰۰۲	−۲/۶۳۳	۰/۰۰۸
ar1	۰/۷۰۸	۴/۵۶۹	۰/۰۰۰	۰/۸۱۱	۴/۰۷۵	۰/۰۰۰	۰/۴۲۵	۳/۰۴۴	۰/۰۰۰
ma1	−۰/۵۴۳	−۶/۳۲۸	۰/۰۰۰	-۰/۷۲۸	−۴/۷۲۲	۰/۰۰۰	−۰/۴۷۲	−۴/۳۹۴	۰/۰۰۰
omega	۰/۱۲۰	۴/۴۷۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۹	۳/۱۲۲	۰/۰۰۰	−۰/۰۰۰۰۰۲	۱/۷۸۲	*۰/۰۷۲
alpha1	۰/۰۶۸	۳/۸۵۲	۰/۰۰۰	۰/۴۳۴	۳/۹۹۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۳	۱/۹۲۲	۰/۰۴۰۱
beta1	۰/۶۹۷	۲/۳۱۲	۰/۰۰۱	۰/۷۲۳	۴/۳۰۱	۰/۰۰۰	۱/۱۳۱	۵/۹۱۲	۰/۰۰۰
gamma1	۰/۰۵۶	*۱/۷۵۲	۰/۰۸۰	-۰/۳۲۱	−۲/۹۰۴	۰/۰۰۴	۰/۰۸۱	۴/۶۲۲	۰/۰۰۰
shape	۰/۴۰۱	۳/۳۱۲	۰/۰۰۰	۰/۵۷۶	۴/۴۸۲	۰/۰۰۰	۱/۰۶۷	۳/۲۱۳	۰/۰۰۰
				آزمون لجانگ باکس برای بررسی خودهمبستگی					
وقفه	آماره	احتمال		آماره	احتمال		آماره	احتمال	
Lag[1]	۰/۰۱۰	۰/۹۱۶		۰/۱۲۳	۰/۷۲۵		۰/۰۱۳۳	۰/۹۰۸	
Lag[2]	۰/۰۳۱	۰/۹۹۷		۳/۱۱۷	۰/۳۸۶		۰/۱۷۳۹	۰/۹۹۴	
Lag[5]	۰/۰۶۷	۰/۹۹۹		۴/۷۰۴	۰/۴۷۴		۰/۳۲۴۳	۰/۹۹۹	
				آزمون ARCH برای بررسی ناهمسانی واریانس					
وقفه	آماره	احتمال		آماره	احتمال		آماره	احتمال	
Lag[3]	۰/۰۰۹۳	۰/۹۲۳		۲/۶۳۹	۰/۱۰۴		۰/۱۶۴۲	۰/۶۸۵	
Lag[5]	۰/۰۳۶۹	۰/۹۹۶		۳/۴۹۲	۰/۲۲۵		۰/۲۶۶۹	۰/۹۴۸	
Lag[7]	۰/۰۵۴۵	۰/۹۹۹		۴/۱۹۱	۰/۳۱۹		۰/۳۵۶۱	۰/۹۸۹	

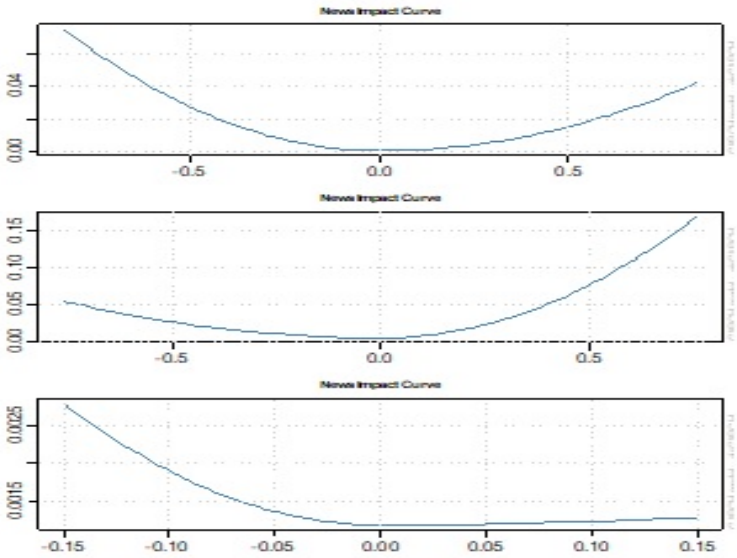
*معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۰ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

در این مدل‌ها اثرات نامتقارن شوک‌ها با پارامتر (gamma) نشان داده شده است، عدد مثبت و معناداری آن برای دو بازدهی شاخص محصولات شیمیایی و رشد قیمت نفت تأییدی بر وجود اثرات نامتقارن بوده و نشان می‌دهد که شوک‌های منفی نسبت به شوک‌های مثبت اثر بیشتری را در پرتلاطم کردن بازدهی خواهد داشت (نمودار ۴). این در حالی است که این شوک‌ها در بازار ارز اثر متفاوتی دارد، چون مقدار این پارامتر منفی و

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

معنی‌دار است، نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت نسبت به شوک‌های منفی اثر بیشتری را در پرتلاطم کردن بازدهی بازار ارز دارد. این مهم را می‌توان در نمودار اثرات اخبار به خوبی مشاهده کرد که چگونه شوک‌های مثبت و منفی اثرات نامتقارنی بر بازدهی‌های مورد بررسی داشته‌اند. همچنین در این بررسی در بخش میانگین پارامترهای AR و MA هر دو از لحاظ آماری برای هر سه متغیر مورد بررسی معنی‌دار بوده است. همانطور که مشخص است اثرات ARCH وGARCH با نمادهای alpha و beta در سطح معنی‌داری ۹۹ درصد معنی‌دار شده و اثرات واریانس ناهمسانی را به خوبی مدل‌سازی کرده است. البته مقدار alpha برای رشد قیمت نفت معنی‌دار نشده است.



نمودار ٤: منحنی اثرات اخبار (به ترتیب از بالا به پایین؛ بازدهی محصولات شیمیایی، رشد نرخ ارز، رشد قیمت نفت خام)

منبع: یافته‌های تحقیق

٥-٤. بررسی وابستگی زوجی

پس از برآورد توزیع حاشیه‌ای Fi برای داده‌ها به برآورد توابع کاپولای معرفی شده در بخش روش‌شناسی شامل کاپولای نرمال، کاپولای تی- استیودنت وخانواده‌ی کاپولای

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

ارشمیدوسی (کلایتون، گامبل و فرانک) پرداخته شده است. لازم به ذکر است با توانایی لازم مدل GJR-GARCH در مدل‌سازی واریانس به عنوان ورودی توابع کاپولا مورد بررسی قرار گرفته است. همانطور که اشاره شد، بهترین رویکرد برای شناسایی ساختار وابستگی و نحوه وابستگی در دنباله‌های فرین (حدی) توابع کاپولا است که به خوبی وابستگی غیرخطی و دنباله‌ای را نشان می‌دهد. بدین ترتیب تابع کاپولای مناسب را بر اساس معیار حداکثر درستنمایی برای هر جفت از متغیرها انتخاب کرده و بعد از بررسی نوع وابستگی در هر جفت از سری‌های مورد بررسی، نتایج تفسیر شده است. نتایج حاصل از برآورد تابع کاپولا بین رشد نرخ ارز و بازده سهام محصولات شیمیایی در جدول (۴) قابل مشاهده است. نتایج نشان می‌دهد که برای دو سری زمانی بازدهی شاخص محصولات شیمیایی بورس اوراق بهادار و رشد نرخ ارز، تابع کاپولای تی‌استیودنت با توزیع حاشیه‌ای GJR-GARCH بهترین توضیح‌دهندگی را برای ساختار وابستگی آنها نشان می‌دهد. این بررسی بر اساس آزمون رتبه بندی وونگ کاپولای t و همچنین مقادیر حداکثر راستنمایی(LLF) و مقادیر اطلاعاتی آکائیک (AIC) صحت این نتایج را تایید می‌کند.

این نتیجه گویای این واقعیت است که بازده شاخص سهام محصولات شیمیایی و رشد نرخ ارز در ایران دارای وابستگی به دنباله‌ی بالایی و پایینی یکسانی دارند. لذا در بازدهی-های مثبت و منفی وابستگی نوسانات بین این دو شاخص یکسان است. این مهم نشان می-دهد که این دو شاخص بازدهی به صورت هم‌مسیر در بازدهی‌های مثبت و منفی شدید عمل می‌کنند، به نحوی که در زمان رونق شدید و یا رکود شدید هر دو بازدهی در یک مسیر قرار گرفته‌اند. این نتیجه نشان می‌دهد که بین بازده شاخص سهام محصولات شیمیایی و رشد نرخ ارز سرایت وجود دارد. به نحوی که زمانی این دو بازار در حالت رکودی و رونق قرار می‌گیرد، این سرایت بیشتر شده و وابستگی ساختاری آنها تقویت می‌شود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

جدول: برآورد وابستگی ساختاری بازدهی شاخص سهام محصولات شیمیایی و رشد نرخ ارز

کاپولا	پارامتر	ضریب	آماره Z(احتمال)	معیار LLF	معیار AIC	آزمون رتبه بندی وونگ
Normal	φ	−۰/۰۴۷	−۱۲/۴۳ (۰/۰۰۰۰)	۰/۰۰۷۲	۲/۱۲	−۱
	γ_u	−				
	γ_d	−				
T	φ	−۰/۲۲	−۵/۹۲ (۰/۰۰۰۰)	۴۹/۳۲	−۹۲/۷۱	۵
	γ_u	۰/۰۷۹				
	γ_d	۰/۰۶۹				
Clayton	φ	۰/۰۳۶	۱/۲۱ (۰/۳۴۷)	۰/۸۴	۰/۸۹	−۱
	γ_u	۰/۰۰				
	γ_d	۰/۰۰۰۴۴				
Gumbel	φ	۱/۱۱	۶۶/۱۴ (۰/۰۰۰۰)	۵/۱۲	−۷/۰۲	−۱
	γ_u	۰/۰۴۶				
	γ_d	۰/۰۰				
Frank	φ	۰/۰۷۷	۳/۰۷ (۰/۰۰۰۰)	۰/۱۴	۱/۹۲	۰
	γ_u	۰/۰۰				
	γ_d	۰/۰۰				

φ، γ_u، γ_d، LLF و AIC به ترتیب نشان دهنده پارامتر کاپولا، وابستگی بالا، وابستگی پایین، معیار حداکثر راستنمایی و معیار آکائیک است.

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین نتایج حاصل از برآورد تابع کاپولا بین بازدهی شاخص محصولات شیمیایی و رشد قیمت نفت خام در جدول (۵) قابل مشاهده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

جدول ۵: برآورد وابستگی ساختاری بازدهی شاخص سهام محصولات شیمیایی و رشد قیمت نفت خام

کاپولا	پارامتر	ضریب	آماره Z (احتمال)	معیار LLF	معیار AIC	آزمون رتبه بندی وونگ
Normal	φ	۰/۰۸۱	۲/۷۳ (۰/۰۰۸)	۳/۴۵	−۴/۷۹	−۴
	γ_u	−				
	γ_d	−				
T	φ	−۰/۱۲	−۲/۴۳ (۰/۰۲۳)	۸/۳۲	−۱۰/۷۱	۶
	γ_u	۰/۰۷۲				
	γ_d	۰/۰۷۲				
Clayton	φ	۰/۰۷۶	۲/۲۱ (۰/۰۳۱)	۱/۲۷	۰/۴۴	۱
	γ_u	۰/۰۰				
	γ_d	۰/۰۰۰۴۴				
Gumbel	φ	۱/۱۴	۶۲/۱۳ (۰/۰۰۰)	۴/۱۲	−۷/۳۸	۲
	γ_u	۰/۰۷۴				
	γ_d	۰/۰۴				
Frank	φ	۰/۷۱	۲/۸۶ (۰/۰۰۵)	۲/۱۴	−۲/۴۲	−۴
	γ_u	۰/۰۰				
	γ_d	۰/۰۱				

φ، γ_u، γ_d، LLF و AIC به ترتیب نشان دهنده پارامتر کاپولا، وابستگی بالا، وابستگی پایین، معیار حداکثر راستنمایی و معیار آکائیک است.

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج این بخش نیز نشان دهنده این واقعیت است که بین بازدهی شاخص محصولات شیمایی و رشد قیمت نفت خام رابطه کاپولایی در وابستگی دنباله‌ای به صورت متقارن بوده است. این نتیجه همچون بخش قبلی نشان می‌دهد که بازدهی شاخص محصولات شیمیایی و رشد قیمت نفت دارای وابستگی دنباله‌ی بالایی و پایینی یکسانی هستند. بر این اساس در بازدهی‌های مثبت و منفی شدید، وابستگی نوسانات و شوک‌های بین این دو

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

شاخص یکسان است. این مهم نشان می‌دهد که این دو شاخص بازدهی به صورت هم-مسیر در بازدهی‌های مثبت و منفی شدید عمل می‌کنند. در واقع بیانگر این واقعیت است که نوسانات در بازدهی در بازار نفت جهانی زمانی که بازدهی محصولات شیمیایی و بازار نفت به شدت منفی و یا مثبت هستند، سرایت می‌کند و وابستگی ساختاری آنها تقویت خواهد شد.

در نهایت در مدل‌های زوجی کاپولا، نتایج حاصل از برآورد تابع کاپولا بین رشد نرخ ارز و رشد قیمت نفت خام در جدول (۶) بیان شده است. نتایج این بخش نیز نشان می‌دهد که بین رشد نرخ ارز و رشد قیمت نفت خام وابستگی به صورت متقارن بوده است به نحوی که کاپولای t بهترین توضیح‌دهندگی را با توجه به مقادیر حداکثر راستنمایی و معیار اطلاعاتی آکائیک دارد. این نتیجه نشان می‌دهد که دو بازار ارز و نفت جهانی دارای وابستگی دنباله‌ی بالایی و پایینی مشابه هستند. بر این اساس در بازدهی‌های مثبت و منفی شدید وابستگی بین نوسانات این دو شاخص هم‌سو بوده است و در یک زمان بازدهی شدید مثبت و منفی وابستگی آنها بیشتر خواهد شد.

بدین ترتیب با توجه به این مهم که در بازدهی‌های مثبت و منفی وابستگی اثرات GARCH یا به بیان بهتر نوسانات که معیاری از ریسک بین این سری‌های مورد بررسی بیشتر می‌شود باید در نظر داشت در رونق‌های شدید و رکودهای شدید ریسک و نوسانات این بازارها دارای وابستگی ساختاری ساختاری بیشتری هستند، بر این اساس می‌توان اظهار داشت که در هر دو بازار (رونق و رکود) ساختار وابستگی این بازارها بیشتر شود و نوسانات و ریسک بین آنها بر یکدیگر سرایت کند. این نتیجه با یافته‌های الوی و بن‌عیشا[1] (۲۰۱۶) همراستا است.

1. Aloui, R., & Aïssa, M. S. B.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

جدول٦ : برآورد وابستگی ساختاری رشد نرخ ارز و رشد قیمت نفت خام

کاپولا	پارامتر	ضریب	آماره Z (احتمال)	معیار LLF	معیار AIC	آزمون رتبه بندی وونگ
Normal	φ	-/۰۲۷	-۰/۴۳ (۰/۳۴)	۰/۰۹۲	۱/۹۲	-۱
	γ_u	-				
	γ_d	-				
T	φ	-۰/۰۲۹	-۰/۹۲ (۰/۲۴)	۹/۲۳	-۹/۴۳	۵
	γ_u	۰/۰۷۱				
	γ_d	۰/۰۶۱				
Clayton	φ	۰/۰۳۶	۰/۶۱ (۰/۳۰)	۱/۳۷	۰/۴۹	-۲
	γ_u	۰/۰۰				
	γ_d	۰/۰۰۰۳۷				
Gumbel	φ	۰/۹۲	۲۳/۱۰ (۰/۰۰۰)	۵/۱۰	-۴/۰۹	-۱
	γ_u	۰/۰۴۰				
	γ_d	۰/۰۰				
Frank	φ	-۰/۰۱۷۷	-۰/۹۷ (۰/۲۲)	۰/۱۱	-۲/۹۲	-۱
	γ_u	۰/۰۰				
	γ_d	۰/۰۰				

φ، γ_u، γ_d، LLF و AIC به ترتیب نشان دهنده پارامتر کاپولا، وابستگی بالا، وابستگی پایین، معیار حداکثر راستنمایی و معیار آکائیک است.

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۵. بررسی وابستگی کاپولای واین (vine-Copula)

وابستگی بدست آمده در این توابع به صورت زوجی و تنها برای هر دو زوج معرفی شده صورت گرفته است. بررسی جامع ساختار وابستگی بین متغیرهای مورد بررسی در راستای اهداف پژوهش، نیازمند رویکرد متفاوتی است که همانطور که در بخش روش‌شناسی اشاره شد، می‌توان این مشکل را با پیوند دادن دو به دوی این متغیرها بوسیله توابع کاپولای دو بعدی بین آنها و استفاده کردن از ساختاری به نام واین(vine) حل نمود. این مدل به صورت سلسله مراتبی است که در مرحله اول توابع کاپولا زوجی بین متغیرها

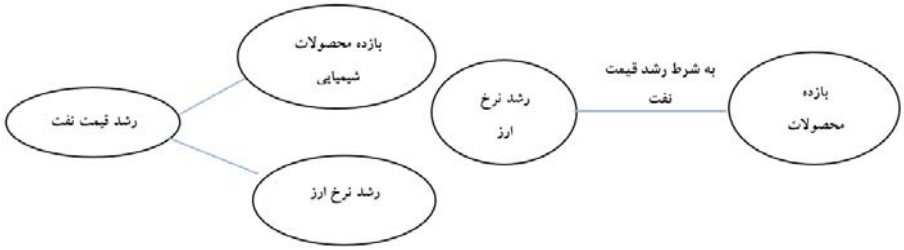
[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

حاصل می‌شود، در مرحله دوم به شرط متغیرهای مابین دو متغیر، از توابع کاپولا زوجی بین متغیرهای شرطی شده استفاده می‌شود؛ و این عمل تا مرحله آخر پیش می‌رود. در این بررسی دو ساختار D-Vine و C-Vine برآورد شده است. نتایج بررسی نوع کاپولای مورد بررسی و شناسایی شده بر اساس رویکرد vine وابستگی ساختاری بین سه بازدهی مورد بررسی در جدول (۷) خلاصه شده است.

جدول ۷: برآورد وابستگی ساختاری بازدهی‌های مورد بررسی به روش C-Vine

ساختار وابستگی	تابع کاپولا	پارامترهای برآوردی				وابستگی
		ضریب۱	انحراف	ضریب۲	انحراف	
بازده شاخص سهام محصولات شیمیایی- رشد قیمت نفت خام	کاپولایt	-۰/۰۲۲	۰/۰۳۵۷	۲/۶۲۱	۰/۳۰۱	۰/۱۲۰۱
رشد نرخ ارز- رشد قیمت نفت خام	کاپولایt	۰/۰۶۶	۰/۰۳۰۲	۱۰/۲۲۱	۳/۵۱۷	۰/۰۰۷۷
بازده شاخص سهام محصولات شیمیایی- رشد نرخ ارز| رشد قیمت نفت خام	کاپولایt	-۰/۰۲۷	۰/۰۳۴۸	۸/۲۳۳	۲/۴۱۲	۰/۰۰۸۸
معیار حداکثر راستنمایی	۶۰/۲۷					

منبع: یافته‌های تحقیق



شکل ۲: ساختار C-vine

سطر اول و دوم این ماتریس سطح اول و دوم (وابستگی ساختاری مرتبه اول) وابستگی ساختاری نوسانات متغیرها است که بر طبق بخش قبلی برآورد بدست آمده است و تاییدی برای مرحله قبل نیز به شمار می‌آید. در سطر سوم نیز بر اساس ساختار شکل گرفته به صورت vine وابستگی ساختاری بین بازدهی شاخص محصولات شیمیایی و رشد نرخ ارز

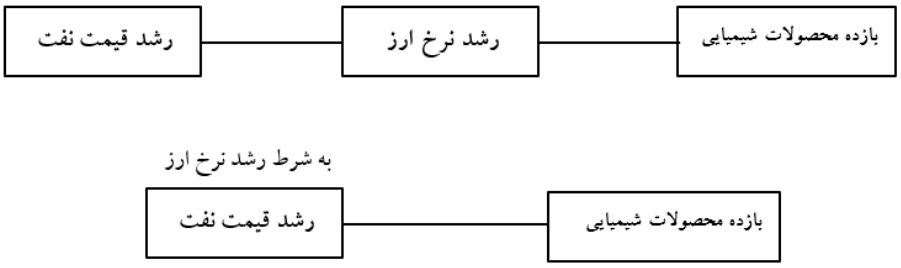
[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

به شرط رشد قیمت نفت خام است، این رابطه نیز با استفاده از تابع کاپولای t شناسایی شده است. بررسی ساختار D-vine نیز در در جدول (۸) قابل مشاهده است.

جدول ۸: برآورد وابستگی ساختاری بازدهی‌های مورد بررسی به روش D-Vine

ساختار وابستگی	تابع کاپولا	پارامترهای برآوردی				وابستگی
		ضریب۱	انحراف معیار	ضریب۲	انحراف معیار	
بازدهی شاخص محصولات شیمیایی- رشد نرخ ارز	کاپولای t	-۰/۰۲۵۸	۰/۰۳۶۴	۲/۸۹۲	۰/۳۰۲	۰/۱۲۲۳
رشد نرخ ارز- رشد قیمت نفت	کاپولای t	-۰/۰۲۱۹	۰/۰۳۹۰	۵/۱۲۸	۱/۴۲۸	۰/۰۳۰۴
بازدهی شاخص محصولات شیمیایی- رشد قیمت نفت| رشد نرخ ارز	کاپولای t	۰/۰۵۷۹۸	۰/۰۲۳۹	۲۰/۱۲۶	۱۳/۱۲۸	۰/۰۰۰۰۱۴
معیار حداکثر راستنمایی	۶۲/۲۳					

مشابه نحوه تعیین ساختار C-vine، ساختار D-Vine را می‌توان برای داده‌های مورد بررسی بازدهی بازارهای مورد نظر در این پژوهش به صورت زیر ترسیم نمود:



شکل ۳: ساختار D-vine

نتایج گویای این واقعیت است که در بازارهای نفت خام، سهام و نرخ ارز در ایران هنگامی که بازدهی‌ها در دنباله‌های حدی مثبت و یا منفی هستند وابستگی ساختاری آنها یکسان است و به صورت نامتقارن وجود ندارد. البته در این دنباله‌ها مشخصاً وابستگی آنها بیشتر از مقادیر میانی در توزیع مشترک آنها است. بدین ترتیب می‌توان بیان نمود که

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

بازارهای یاد شده در هنگام رونق و رکود شدید وابستگی بیشتری به همدیگر دارند به نحوی که وابستگی بین بازار محصولات شیمیایی و دو بازار دیگر به مراتب بیشتر از وابستگی بازار نفت به نرخ ارز است. این مهم نشان می‌دهد که بازده شاخص محصولات شیمیایی از طریق هر دو بازار ارز و بازار نفت دچار نوسان می‌شود، به بیان بهتر این بازار از سرریز نوسانات بین بازارهای یاد شده تأثیر می‌پذیرد، به نحوی که در دنباله‌های بالای بازدهی و پایین بازدهی در توزیع مشترک آنها این وابستگی بیشتر است.

نتایج این بخش از پژوهش به خوبی نشان می‌دهد که بین نوسانات بازدهی این سه سری در نظر گرفته شده به صورت مشخص وابستگی دنباله‌ای وجود دارد. این وابستگی زمانی که به صورت شرطی بررسی می‌شود، کاهش یافته است. همانطور که نتایج دو جدول برآورد C-vine و D-vine نشان می‌دهد، مدل‌های کاپولا با ابعاد بالاتر و به صورت vine توانایی بهتری نسبت به مدل‌های زوجی دارد. این مهم در مقادیر آماره حداکثر راستنمایی به خوبی مشاهده شده است. برای مقایسه بین مدل‌های یاد شده نتایج مقایسه آزمون وونگ و حداکثر راستنمایی در جدول (۹) قابل استنباط است. نتایج آزمون وونگ نشان می‌دهد که اختلاف معنی‌داری بین دو مدل یاد شده وجود ندارد و هر دو توانایی یکسانی را از لحاظ آماری با یکدیگر دارند. بر این اساس وابستگی چندگانه بین نوسانات سری‌های مورد بررسی در این بررسی قابل تایید است.

جدول ۹: جدول مقایسه مدل‌های C-Vine و D-Vine

معیار مقایسه	C-Vine	D-Vine
مقدار حداکثر راستنمایی	۶۰/۲۷	۶۲/۲۳
آماره آکائیک	-۱۵۵/۱۲	-۱۵۶/۰۴
آماره (احتمال) آزمون وانگ	۰/۱۳ (۰/۹۱)	

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

۵-۶. برآورد و مقایسه ارزش در معرض ریسک پرتفوی

در این بخش به محاسبه ارزش در معرض ریسک پرتفوی متشکل از بازده شاخص محصولات شیمیایی، رشد نرخ ارز و رشد قیمت نفت خام پرداخته شده است. برای سادگی در محاسبات و مقایسه وزن هر یک از این شاخص‌ها در پرتفوی مساوی در نظر گرفته شده است. برای این مهم مطابق با مطالعه کشاورز حداد و حیرانی(۱۳۹۳) از روش پنجره غلتان استفاده شده است. در این رویکرد لازم است یک دوره برازش[1] ثابت را در نظر بگیریم که به منظور تخمین پارامترهای مدل ارزش در معرض ریسک، نمونه‌ای را تعریف می‌کند. این نمونه برازش[2]، در سراسر کل دوره داده‌ها غلتانده می‌شود، با ثابت در نظر گرفتن دوره برازش، نمونه برازش از ابتدای دوره داده‌ها شروع می‌شود (کشاورز و حیرانی، ۱۳۹۳).

لازم به ذکر است برای برآورد ارزش در معرض ریسک به روش GARCH-Copula در این رویکرد همانطور که تا به حال بدان پرداخته شده است، ابتدا مدل بر اساس توزیع‌های حاشیه‌ای برآورد شده و پس از آن با استفاده از پسماندهای استاندارد شده، پارامترهای توابع کاپولا برآورد خواهد شد. سپس با استفاده از تابع کاپولای برآوردی حدود ۱۰ هزار بار مشاهده برای هر بازده به روش کونت کارلو شبیه‌سازی می‌شود. داده‌های شبیه‌سازی شده به داده‌های واقعی بازده با در نظر گرفتن وارون تابع توزیع تجمعی آن برگردانده می‌شود و مقادیر ارزش در معرض ریسک کونتایل صدک مورد نظر خواهد بود، این مسیر برای تمامی داده‌های برون نمونه بر اساس پنجره غلتان معرفی شده در بالا برآورد خواهد شد. نتایج بررسی برآورد ارزش در معرض ریسک با دوره مورد بررسی برای خطای ۱٪ در جدول(۱۰) خلاصه شده است.

1. Estimation Period
2. Estimation Sample

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

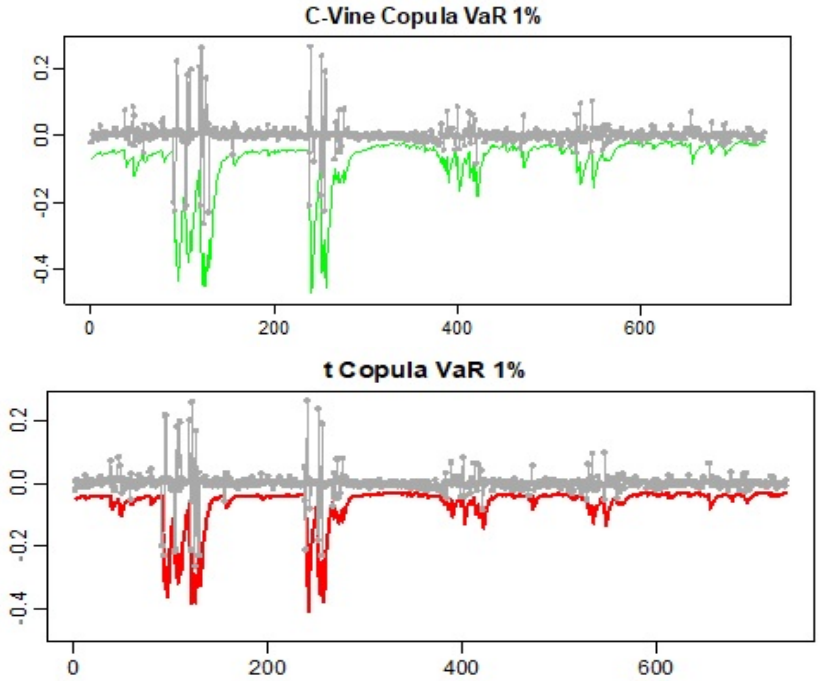
جدول ۱۰: نتایج آزمون پس آزمایی

مدل مورد بررسی	تخطی مورد انتظار	تعداد تخطی	آماره کوپیک	احتمال آزمون کوپیک	تابع زیان
C-Vine	۷/۳۵	۸	۰/۶۲	۰/۸۱	۰/۱۳۲
مدل کاپولای t-Student	۷/۳۵	۱۲	۲/۵۰	۰/۱۲	۰/۱۴۱
روش نرمال	۷/۳۵	۱۵	۶/۲۳	۰/۰۱	۰/۲۸۶
روش تاریخی	۷/۳۵	۱۴	۴/۸۰	۰/۰۲	۰/۲۲۴

منبع: نتایج تحقیق

در این بررسی نتایج آزمون کوپیک نشان می‌دهد که مدل کاپولای مورد بررسی در ساختار vine و کاپولای سه بعدی با توابع کاپولای t استیودنت کفایت لازم جهت برآورد ارزش در معرض ریسک پرتفوی متشکل از سه شاخص محصولات شیمیایی، نرخ ارز و قیمت نفت را دارد. همچنین در این بررسی مشخص است که روش نرمال و روش تاریخی این کفایت را در سطح خطای ۵٪ ندارد. برای بررسی و مقایسه بین مدل‌های با کفایت لازم نیز مشخص است که تابع زیان برای مدل کاپولا با ساختار Vine عملکرد بهتری را نسبت به سایر مدل‌های مورد بررسی داشته و دارای کمترین مقدار زیان است. بدین ترتیب می‌توان بیان کرد که لحاظ وابستگی ساختاری بین سری‌های مورد نظر در یک پرتفوی سهام و در نظر گرفتن سرایت بین آنها در محاسبه ریسک آنها تاثیرگذار بوده و موجب پیش‌بینی صحیح ریسک پرتفوی می‌شود. همچنین نمودارهای مقادیر ارزش در معرض ریسک برآورد شده به روش‌های با کفایت مناسب در نمودارهای زیر مشخص شده است. در این بررسی ۷۳۳ دوره پیش‌بینی با توجه به در نظر گرفتن پنجره ۵۰۰ داده‌ای برآورد شده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]



نمودار ۵: ارزش در معرض ریسک

منبع: یافته‌های تحقیق

٦. بحث و نتیجه‌گیری پژوهش

با توجه به توسعه بازارهای مالی و وابستگی بیشتر آنها در دهه اخیر موجب شده که نوسانات در هر یک بازارها، سایر بازارها را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. سرایت نوسان می-تواند بین دارایی‌های مختلف در یک بازار یا بین بازارهای مختلف صورت می‌پذیرد. هم اکنون به شکل وسیعی پذیرفته شده است که متغیرهای مالی، در طول زمان، بین دارایی‌ها و بازارها به یکدیگر سرایت می‌کنند. مکانیزم‌های سرایت به دلایل متعدد مهم می‌باشد. بازار نفت به عنوان یکی از اصلی‌ترین بازارهای مالی جهان، با بازارهای مالی در ارتباط تنگاتنگ قرار دارد؛ به نحوی که نوسانات در این بازار موجب نوسان در سایر بازارهای مالی می‌شود. با توجه به هدف مورد بررسی در این تحقیق، برای رسیدن به این هدف از

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

تئوری توابع کاپولا استفاده شد، این توابع ساختار وابستگی غیر خطی این بازارها را نیز برآورد کرده و وابستگی به دُم بالایی و یا پایینی آنها مشخص کرد.

با برآورد پارامترهای توابع کاپولای معرفی شده و بررسی روش حداکثر راستنمایی نتایج نشان داد که برای دو جفت از سری زمانی بازدهی شاخص محصولات شیمیایی بورس اوراق بهادار و رشد نرخ ارز و رشد قیمت نفت خام، تابع کاپولای t با توزیع حاشیه-ای GJR بهترین توضیح‌دهندگی برای ساختار وابستگی بین این هر دو سری را بر اساس نتایج معیارهای انتخاب مدل همچون آزمون وانگ، معیار حداکثر راستنمایی و آکائیک نشان می‌دهد. این نتیجه گویای این واقعیت است که هر دو جفت از بازدهی و رشد متغیرهای مدل‌سازی شده دارای وابستگی به دنباله‌ی بالایی و پایینی یکسانی دارند. لذا در بازدهی‌های مثبت و منفی حدی وابستگی بین این هر دو شاخص بیشتر از حالت معمولی است. این مهم نشان دهنده وجود سرایت در نوسانات این بازارها است. بدین ترتیب می-توان بیان داشت که در بازدهی‌های منفی و مثبت حدی بین بازدهی شاخص های مورد بررسی وابستگی بیشتری رخ می‌دهد.

لازم به ذکر است این نتایج با مقالات ارائه شده توسط لنین و سولنیک(۲۰۰۱)، آنگ و بکارت[1] (۲۰۰۲)، کانلا و کولازو[2] (۲۰۰۶)، نینگ[3] (۲۰۱۰)، اسمیت و همکاران[4](۲۰۱۲) و وانت و پاپنز (۲۰۱۴) در زمینه توانایی بالای توابع کاپولا در بررسی ساختار وابستگی مطابقت داشته و هم‌سو می‌باشد. در بررسی استفاده از توابع کاپولا vine نیز مشخص گردید این توابع بهتر از رویکرد مدل توابع کاپولای زوجی می‌تواند ساختار وابستگی بازارهای مورد بررسی را برآورد کند، این برآورد نشان داد که وابستگی ساختاری بین متغیرهای پژوهش به مراتب قوی‌تر از وابستگی زوجی است. این نتایج گویای این واقعیت است که در بازارهای سهام محصولات شیمیایی، نرخ ارز اسمی و بازار نفت خام، هنگامی که بازدهی‌ها در دنباله‌های حدی مثبت و یا منفی هستند وابستگی ساختاری آنها یکسان

1. Ang, A., & Bekaert, G.
2. Canela, M. A., Collazo, E. P., & Santiso, J.
3. Ning, C.
4. Smith, M. S., Gan, Q., & Kohn, R. J.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

است و به بیان دیگر بین آنها سرایت نوسان و ریسک وجود دارد. بر این اساس برای تبیین تأثیر این ساختار وابستگی در شناسایی بهتر ریسک پرتفوی از معیار ارزش در معرض ریسک استفاده شد و مشخص گردید که رویکرد کاپولا vine موجب بهبود در شناسایی بهتر ریسک پرتفوی این سه بازار می‌شود.

همچنین نتایج از جهت بهینه بودن رویکرد vine با تابع کاپولای t و مطالعه الوی و ین عایشا (۲۰۱۶) هم‌سو است. یافته‌های این پژوهش را می‌توان به صورت زیر دسته‌بندی نمود:

✓ وابستگی ساختاری با استفاده از توابع کاپولای واین (vine copula) به نسبت توابع کاپولای ارشمیدوسی توانایی بهتری در شناسایی وابستگی ساختاری بین بازدهی شاخص محصولات شیمیایی، رشد قیمت نفت خام و رشد نرخ ارز در ایران طی دوره مورد بررسی دارد.

✓ مبتنی بر یافته‌های تحقیق، بین بازده شاخص سهام محصولات شیمیایی، رشد نرخ ارز و رشد قیمت نفت خام وابستگی ساختاری مشخص و متقارنی در دنباله‌های توزیع وجود دارد که نشان دهنده سرایت بین این سری‌ها است.

✓ بین بازده شاخص سهام محصولات شیمیایی و رشد نرخ ارز به شرط رشد قیمت نفت خام وابستگی ساختاری مشخصی بر اساس توابع کاپولای واین در دنباله‌های توزیع وجود دارد که نشان دهنده سرایت بین بازار محصولات شیمیایی و ارز است.

✓ بین بازدهی شاخص سهام محصولات شیمیایی و رشد قیمت نفت خام به شرط رشد نرخ ارز اسمی وابستگی ساختاری مشخصی بر اساس توابع کاپولای واین در دنباله‌های توزیع وجود دارد که نشان دهنده سرایت بین بازار محصولات شیمیایی و نفت خام است.

✓ با توجه به سرایت نوسان که منشاء اصل ریسک مالی است، لحاظ وابستگی ساختاری بر اساس توابع کاپولای واین موجب می‌شود که محاسبه دقیق و قابل اعتمادی از ریسک پرتفوی بر اساس معیار ارزش در معرض ریسک محاسبه نمود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

در جمع‌بندی خاطر نشان می‌شود، با توجه به یافته‌های این تحقیق، کاربرد مدل‌های گارچ برای مدلسازی واریانس شرطی و استفاده از توابع کاپولا برای مدلسازی و لحاظ نوع وابستگی ساختاری به دنباله پایینی و بالایی بین سری‌های زمانی مورد استفاده به بهبود کیفیت و دقت برآورد ارزش در معرض ریسک کمک می‌کند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]

[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

منابع و مآخذ

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE transactions on automatic control*, *19*(6), 716-723.
- Ang, A. & J. Chen. (2002). "Asymmetric Correlations of Equity Portfolios", *Journal of*
- *Fina*ncial *Economics,* PP. 443-494.
- Barghi Osguei, M.H., Motafaker Azad., M. A., Shahbazzadeh, A. (2014). Modeling nonlinear effects of the changes in real exchange rate and crude oil prices on Tehran stock exchange (The Markov Switching approach). *Jemr*, 4 (14), 85-109. {In Persian}
- Basher, S. A., & Sadorsky, P. (2006). Oil price risk and emerging stock markets. *Global finance journal*, *17*(2), 224-251.
- Beytari, J., panahian, H. (2019). Providing a model of trading volume relationships, transaction value with stock returns and price bubbles in different industries of Tehran Stock Exchange by using Copula functions and GARCH models, *Financial Engineering and Portfolio Management*,10(39), 26-53. {In Persian}
- Bordbar N, Heidari E. (2017). The Effect of World Oil Price Fluctuations on the Return of the Energy Intensive Industries Stock in Iran. *Jemr*, 7 (27),177-205. {In Persian}
- Cherubini, U., Luciano, E., & Vecchiato, W. (2004). Copula methods in finance John Wiley and Sons. *New York*.
- Clayton, D. G. (1978). A model for association in bivariate life tables and its application in epidemiological studies of familial tendency in chronic disease incidence. *Biometrika*, *65*(1), 141-151.
- Durrleman, V., Nikeghbali, A., & Roncalli, T. (2000). A simple transformation of copulas. *Available at SSRN 1032543*.
- Emamverdi, GH. (2018). Studying the effects of using GARCH-EVTCOPULA method to estimate value at risk of portfolio, *Iranian Journal of Finance*. 2(1), 93-119. {In Persian}
- Embrechts, P., Mcneil, A., Straumann, D. (1999), *Correlation: Pitfalls and Alternatives*, RISK Magazine, PP. 69-71.
- Embrechts, P., Lindskog, F., & McNeil, A. J. (2001). Modelling Dependence with Copulas and Applications to Risk Management. Zürich.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]

[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

- Fakari Sardehae, B., Sabuhi, M., Shahpuri, A. (2018). The effects of changes in the price of crude oil on the Tehran Stock Exchange index: The use of M-GARCH approach BEKK, *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 53(2), 387-407. {In Persian}
- Frank, M. J., Nelsen, R. B., & Schweizer, B. (1987). Best-possible bounds for the distribution of a sum—a problem of Kolmogorov. Probability theory and related fields, 74(2), 199-211.
- Filis, G., Degiannakis, S. and CH. Floros (2011), "Dynamic Correlation between Stock Market and Oil Prices: The Case of OilImporting and Oil-Exporting Countries", *International Review of Financial Analysis*, Vol. 20, Issue.3, pp.152-164.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance*, 48(5), 1779-1801.
- Gong, X. L., Liu, X. H., & Xiong, X. (2019). Measuring tail risk with GAS time varying copula, fat tailed GARCH model and hedging for crude oil futures. *Pacific-Basin Finance Journal*, *55*, 95-109.
- Gumbel, E. J. (1960). Bivariate exponential distributions. *Journal of the American Statistical Association*, 55(292), 698-707.
- Huang, J. Lee, K., Liang, H. and Lin, W. (2003). Estimating value at risk of portfolio by conditional copula-GARCH method. Insurance: Mathematics and Economics, 45, 315-324.
- Jalaei Esfanabadi, S.A., Salehi, N., Shivaei, E. (2018). Modeling the relationship between the price index in financial markets terms of trade in Iran (marton and conditional Copula functions approches), *Journal of Financial Economics*, 42(12), 1-24. {In Persian}
- Jondeau, E. Rockinger, M. (2006). The Copula_GARCH model of conditional dependency: an international stock market application, *Journal of International Moneyand Finance,* 25, 827-853.
- Jorion, P. (2007). *Financial risk manager handbook*, (Vol. 406). John Wiley & Sons.
- keshavarz Haddad, GH., Heyrani, M. (2015) Estimation of Value at Risk in the Presence of Dependence Structure in Financial Returns: A Copula Based Approach, *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi),* 49(4), 869-902. {In Persian}
- Le, T. H., & Chang, Y. (2015). Effects of oil price shocks on the stock market performance: Do nature of shocks and economies matter? *Energy Economics*, 51, 261-274.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]

[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

- Ma, Ch.K., & Kao, G.W. (1990). On exchange rate change and stock price reactions. *Journal of Business Finance and Accounting*, 17(3:(441-449.
- Mamipour, S., Feli, A. (2017). The Impact of Oil Price Volatility on Tehran Stock Market at Sector-Level: A Variance Decomposition Approach, *Financial, Monetary Economics*, 24(14), 205-236. {In Persian}
- McNeil, A. J., Frey, R., & Embrechts, P. (2005). Quantitative risk management: Concepts, techniques and tools (Vol. 3). Princeton: Princeton university press.
- Mousavi, M., Raghfar, H., Mohseni, Mansureh. (2013). Estimation of the Value of Risky Stocks (Using Conditional Copula-Garch Method), *Iranian Journal of Economic Research*, 18(54), 119-152. {In Persian}
- Nandha, M., Faff, R. (2008), Does oil move equity prices? A global view, *Energy Economics*, 30, 986–997.
- Nelsen, R. B. (2006). An introduction to copulas, 2nd. New York: Springer Science Business Media.
- Nikoo Eghbal, A., Alikhani, N., Naderi. E. (2013). The Analysis of Crude Oil Prices Dynamic Effects on Irans Methanol, *Iranina journal of Energy* ,16 (3), 91-106. {In Persian}
- Palaro, H., Hotta, L. (2006). Using conditional copula to estimate Value at Risk. *Journal of Data science*,4.33-115.
- Park, J. W. (2007). *Oil price shocks and stock market behavior: empirical evidence for the US and European countries* (Doctoral dissertation, University of Missouri—Columbia.
- Pishbahar, E., Abedi, S. (2017) Measuring portfolio Value at Risk: The application of copula approach, *Financial Engineering and Portfolio Management,* 8(30), 55-73. {In Persian}
- Rockinger, M., & Jondeau, E. (2001). Conditional dependency of financial series: an application of copulas.
- Sadeghi Shahdani, M., Mohseni, H. (2013). The effect of oil price on stock market returns: Evidence from oil exporting Middle East countries, *Quarterly Journal of Energy Policy and Planning Research*, 1 (3), 1-16. {In Persian}
- Sadorsky. Perry and Haug. Alfred. A and Basher. Syed Abul, (2011), " Oil prices, exchange rates and emerging stock markets", *MPRA Paper* No. ,۳۰۱۴۰posted 07.
- Sheng, Y., & Chyidoong, S.H. (2004). Price and volatility spillovers between stock prices and exchange rates: empirical evidence from the G-

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]

[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

7 Countries. *International Journal of Business and Economics*, 3(2):139-153.

- Sklar, M. (1959). Fonctions de repartition a dimensions et leurs marges. *Publ. inst. statist. univ. Paris*, 8, 229-231.
- Wang, Z., Chen, X., Jin, Y. and Zhou, Y. (2010). Estimating risk of foreign exchange portfolio: Using VaR and CVaR based on GARCH-EVT-copula model. *Physica* A, 383. 4318-4328.
- Wang, K., Chen, Y. -H., & Huang, S. -W. (2011). The dynamic dependence between the Chinese market and other international stock returns: A time-varying copula approach. *International Review of Economics and Finance*, 21, 654–664.
- Yu, L., Zha, R., Stafylas, D., He, K., & Liu, J. (2019). Dependences and volatility spillovers between the oil and stock markets: New evidence from the copula and VAR-BEKK-GARCH models. *International Review of Financial Analysis*. 23, 117-129.
- Zaroki, Sh., Motameniorcid, M., Fathollahzadeh, A. (2018). The Effect of the Global Oil Price on Value of the Petrochemical Industry in Iran with NARDL Approach, *Journal of Iranian Energy Economics*, 7(27), 101-132. {In Persian}

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]

[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.4.5]

[DOI: 10.29252/jemr.10.38.45]

Modeling the Dependency Structure between Stocks of Chemical Products Return, Oil Price and Exchange Rate Growth in Iran; an Application of Vine Copula

Mohammad Sayadi[1], Nasim Karimi[2]

Received: 2019/02/04 Accepted: 2019/07/27

Abstract

The main objective of this study is modeling the dependency structure between the returns of oil markets, exchange rate and stocks of chemical products in Iran. For this purpose, the theory of Vine Copula functions is used to investigate the dependency structure. In addition to consider a linear relationship between financial markets in Iran, the nonlinear dependency structure of these markets is also estimated, and their dependence on their upper or lower tails is determined. The study period includes daily data (5 working days) from December 2008 to July 2017. Modeling of marginal distributions of GJR-GARCH models has been used. Then, using the Copula-GARCH approach, the structure of dependency between returns and the calculating of the Value at Risk (VaR) of crude oil, exchange rate and stock of the chemical product group returns have been investigated. Finally, the required back-test is performed on the basis of the loss function. The study findings show that both pairs of modeling returns are related to the same upper and lower tails. In addition, there is a same structural dependency on the distribution of the vine copula between the indexes of chemical products and the nominal exchange rate on the condition of the price of crude oil, which indicates the spillover between markets. Due to that spillover effect is the main source of financial risk, the structural dependence on the basis of vine copula functions makes accurate and reliable calculation of portfolio risk based on the VaR criterion.

Keywords: Value At Risk, Vine Copula, Risk Spillover, Back-Testing, Dependence Structure.

JEL Classification: C13, C58, G20.

---

1. Assistant Professor, Faculty of Economics, Kharazmi University, (Corresponding Author)
Email: m.sayadi@khu.ac.ir

2. MS in Financial Engineering, Faculty of Industrial Engineering, Islamic Azad University, South Tehran Branch
Email: nasiimkarimi@yahoo.com