

## مدلسازی وابستگی حدی بورس اوراق بهادار تهران به قیمت نفت خام: رهیافت مبتنی بر توابع کاپولا<sup>۱</sup>

حمید ابریشمی\*، محسن مهرآرا\*\*، مجتبی محمدیان<sup>+</sup>

DOI: 10.30495/ECO.2022.1949896.2614

<p><b>چکیده</b></p> <p>هدف مقاله، مدلسازی وابستگی‌های حدی شاخص بورس اوراق بهادار تهران به قیمت نفت خام است. بدین منظور از نظریه ارزش حدی شرطی برای مدلسازی توزیع حاشیه‌ای بازدهی بازارهای سهام و نفت و سپس از توابع کاپولا برای بررسی ساختار وابستگی میان آن‌ها در دوره زمانی ۱۳۸۷ - ۱۳۹۹ استفاده شد. یافته‌ها نشان داد بازار نفت خام آثار سرایت‌پذیری بر بورس اوراق بهادار تهران دارد. این آثار نامتقارنند و وابستگی بیشتری در دم چپ وجود دارد. به عبارت دیگر، با کاهش قیمت نفت، شاخص بورس اوراق بهادار کاهش می‌یابد و این آثار بیش از حالتی است که تغییر هم‌زمان مثبت در بازارها رخ دهد. با توجه به ریسک‌های مالی ناشی از سرایت‌پذیری، لحاظ وابستگی ساختاری حدی می‌تواند به محاسبه دقیق و قابل اعتمادی از ریسک پرتفوی کمک کند. بنابراین، پیشنهاد می‌گردد برای بهینه‌سازی سبد دارایی، به ساختار وابستگی‌های حدی میان دارایی‌ها توجه شود.</p>	<p><b>تاریخ دریافت:</b> ۱۴۰۰/۱۰/۲۵</p> <p><b>تاریخ پذیرش:</b> ۱۴۰۱/۰۳/۰۸</p> <p><b>طبقه‌بندی JEL:</b> G15, G11, C58</p> <p><b>واژگان کلیدی:</b> وابستگی حدی، بازار بورس اوراق بهادار تهران، نفت خام، توابع کاپولا</p>
---	---

<sup>۱</sup> این مقاله مستخرج از رساله دکتری مجتبی محمدیان به راهنمایی دکتر حمید ابریشمی و دکتر محسن مهرآرا در دانشکده علوم اقتصادی دانشگاه تهران است.  
\* استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی، دانشگاه تهران، تهران، ایران، پست الکترونیکی: abrishami@ut.ac.ir  
\*\* استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی، دانشگاه تهران، تهران، ایران، پست الکترونیکی: mmehrara@ut.ac.ir  
<sup>+</sup> دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی، دانشگاه تهران، تهران، ایران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: mo\_mohammadian@ut.ac.ir

## ۱. مقدمه

مطالعات انجام شده در زمینه وابستگی‌های دارایی‌های مالی بعد از بحران‌های دهه ۱۹۹۰<sup>۱</sup> اهمیت چشمگیری یافته‌اند. وجه مشترک این پژوهش‌ها بیانگر این واقعیت است که آشفتگی در یک بازار توسعه یافته، طیف وسیعی از بازارها و کشورها را دربرمی‌گیرد. بسیاری از محققان برای اشاره به این پدیده از واژه «سرایت‌پذیری»<sup>۲</sup> استفاده می‌کنند و با ارائه شواهدی از ارتباطات میان‌بازاری و مدل‌سازی آن، سعی در اندازه‌گیری میزان آثار سرایت‌پذیری دارند.

مطالعات تجربی اولیه در زمینه سرایت‌پذیری و روابط میان‌بازاری، از آزمون هم‌بستگی به عنوان روش رایج استفاده کرده‌اند که بعدها برخی از محققان<sup>۳</sup> آن را به چالش کشیدند. در ادامه روش‌های دیگری برای شناسایی سرایت‌پذیری استفاده شد که همگی فرض می‌کردند بازده دارایی‌های مالی توزیع نرمال دارد. این درحالی است که آزمون‌های تجربی نشان می‌دهد اغلب داده‌های سری زمانی مالی از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند و دارای کشیدگی اضافی و انحراف چولگی هستند (روکو<sup>۴</sup>، ۲۰۱۴). با توجه به این مشکلات، محققان به دنبال ارائه مدل‌هایی بودند که از فرض توزیع نرمال بازدهی دارایی‌های مالی تبعیت نمی‌کردند. از میان مدل‌ها و روش‌های پیشنهادی، مدل‌های ارزش حدی و کاپولا با توجه به ساختار قابل اثبات ریاضی و عملکرد مناسب‌شان، محبوبیت بیشتری یافته‌اند.

یکی از بازارهای مالی که آثار سایر دارایی‌های مالی و متغیرهای کلان اقتصادی بر آن سنجیده می‌شود، «بازار سهام»<sup>۵</sup> است. بررسی ویژگی‌های آماری بازدهی بازار سهام نشان می‌دهد بازدهی این بازار دارای مقادیر مهمی از کشیدگی اضافی و دم‌های پهن است.<sup>۶</sup> نتایج برخی از مطالعات داخلی، تاییدی بر این مدعاست؛ برای مثال، سفیدبخت و رنجبر (۱۳۹۶) و حسکوئی و خواجوند (۱۳۹۳).

وجود دم‌های پهن در بازدهی بازار سهام، پیامدهای مهمی در تحلیل سری زمانی مالی و تخمین وابستگی‌های میان‌بازاری سهام و سایر دارایی‌های مالی دارد. از آنجا که احتمال وقوع داده‌های حدی برای یک توزیع دم‌پهن نسبت به توزیع نرمال بیشتر است، استفاده از روش‌های پارامتری سبب دست کم گرفتن ریسک، تخمین‌های نادرست و تشخیص غلط روابط خواهد شد. مدل‌های مبتنی بر نظریه ارزش حدی با تمرکز بر دم‌های توزیع، می‌توانند تخمین و پیش‌بینی مناسبی از رفتار متغیرهای مالی عرضه کنند. با توجه به این که به نظر می‌رسد نقطه شروع سرایت در بازارهای مالی، بازار نفت است<sup>۷</sup>، در این مقاله تلاش می‌شود با تخمین مناسب توزیع‌های حاشیه‌ای با استفاده از نظریه ارزش حدی شرطی و کاربرد توابع مختلف کاپولا در بررسی تقارن وابستگی‌ها، به مدل‌سازی وابستگی حدی میان شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران و قیمت نفت خام پرداخته شود.

<sup>۱</sup> بحران مالی آسیا (Asian Flu) دوره‌ای از بحران اقتصادی بود که از ابتدای سال ۱۹۹۷ با کاهش ارزش پولی ملی تایلند و ورشکستی این کشور شروع شد و به اکثر کشورهای آسیای جنوب شرقی گسترش یافت و تبعات نظیر سقوط ارزش پول ملی، کاهش ارزش بازارهای سهام و قیمت سایر دارایی‌ها و افزایش بدهی‌های خصوصی برای این کشورها را به دنبال داشت.

<sup>۲</sup> Contagion

<sup>۳</sup> به‌عنوان مثال، فوربز و ریگبون (۲۰۰۲) نشان دادند آزمون هم‌بستگی برای شناسایی سرایت‌پذیری به دلیل ناهمسانی واریانس در داده‌های بازدهی دارایی‌ها به‌طور قابل توجهی تورش‌دار است و در مواقعی که بازارهای سهام بسیار بی‌ثبات است، میزان هم‌بستگی به‌صورت کاذب افزایش می‌یابد.

<sup>۴</sup> Rocco

<sup>۵</sup> Stock Market

<sup>۶</sup> نتایج آزمون‌های آماری برای تأیید فرضیه فوق در جدول (۲) نشان داده شده است.

<sup>۷</sup> برخی از مطالعات مانند سیدحسینی، ۱۳۹۲؛ فتاحی و همکاران، ۱۳۹۶؛ آلوی و جمازی، ۲۰۰۹؛ فیلیس و همکاران، ۲۰۱۱ این فرضیه را تایید کرده‌اند.

مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است: بعد از مقدمه، در بخش دوم، ادبیات پژوهش مرور می‌شود؛ در بخش سوم، روش پژوهش تشریح می‌شود. بخش چهارم به یافته‌ها و بخش پنجم به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص می‌یابد.

## ۲. مروری بر ادبیات پژوهش

سنجش همبستگی و روابط میان دارایی‌های مالی از اساسی‌ترین موضوعات حوزه مالی تجربی به‌خصوص در زمینه استراتژی‌های پوشش ریسک، بهینه‌سازی سبد دارایی و مدل‌سازی به‌شمار می‌آید. ارتباط میان بازار سهام و نفت خام یکی از موضوعاتی است که از دیرباز مورد توجه پژوهشگران بوده است. یکی از نخستین آثار، پژوهش جونز و کول<sup>۱</sup> (۱۹۹۶) است که بازده سهام در چهار بازار توسعه‌یافته (کانادا، ژاپن، انگلستان و ایالات متحده) را بر اساس مدل ارزش‌گذاری سود سهام<sup>۲</sup> بررسی کرده‌اند. ایشان دریافته‌اند شوک‌های بازار نفت با تأثیر بر جریان‌های نقدی فعلی یا انتظاری، بر بازار سهام کشورهای منتخب در جهت معکوس اثرگذار است. هوانگ<sup>۳</sup> و همکاران (۱۹۹۶) با کاربرد مدل خودرگرسیون برداری<sup>۴</sup> (VAR) نتوانستند شواهدی از ارتباط میان قیمت نفت خام و شاخص بازار S&P500 پیدا کنند. در مقابل، سادروسکی<sup>۵</sup> (۱۹۹۹) با استفاده از مدل VAR برای داده‌های ماهیانه ایالات متحده و با لحاظ آثار واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون<sup>۶</sup>، نتوانستند نشان دهند رابطه معناداری منفی میان تغییرات قیمت نفت و بازده کل سهام وجود دارد. پارک و راتی<sup>۷</sup> (۲۰۰۸) نیز با استفاده از مدل VAR نشان دادند افزایش قیمت نفت تأثیر منفی بر بازده سهام در ایالات متحده و دوازده کشور اروپایی دارد؛ در حالی که بازار سهام در نروژ به‌عنوان صادرکننده نفت، به افزایش قیمت نفت، واکنش مثبت نشان می‌دهد.

یکی از انتقادهای مطرح در این زمینه، به فرض نرمال بودن توزیع سری‌های زمانی مالی برمی‌گردد؛ این درحالی است که بسیاری از بازدهی‌های دارایی‌های مالی نشان از کشیدگی اضافی و دم‌های پهن دارند (کارماکار و شوکلا<sup>۸</sup>، ۲۰۱۴). در نتیجه، مطالعات جدید به سمت نظریه ارزش حدی سوق پیدا کردند. نوئن و باتی<sup>۹</sup> (۲۰۱۲) با برآورد توزیع‌های حاشیه‌ای توسط مدل EVT و استفاده از روش پارامتری کاپولا به الگوسازی وابستگی‌های دمی در برآورد آثار قیمت نفت خام بر شاخص قیمت سهام پرداختند. یافته‌های ایشان نشان داد، در بازار سهام ویتنام، وابستگی دمی در آثار قیمت نفت بر بازار سهام در ناحیه چپ توزیع وجود دارد. چن و الوی<sup>۱۰</sup> (۲۰۱۴) با کاربرد نظریه ارزش حدی به بررسی اثر سرایت‌پذیری میان بازار نفت و بازار سهام چین پرداختند و به این نتیجه رسیدند سطح وابستگی‌های دمی در طول بحران مالی به‌شدت افزایش می‌یابد؛ اما پس از بحران و با رونق همزمان این دو بازار، میزان وابستگی کاهش می‌یابد.

<sup>1</sup> Jones & Cole

<sup>2</sup> Dividend Valuation Model

<sup>3</sup> Haug

<sup>4</sup> Vector Auto-Regressive

<sup>5</sup> Sadorski

<sup>6</sup> Generalized Auto-Regressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

<sup>7</sup> Park & Ratti

<sup>8</sup> Karmakar & Shulka

<sup>9</sup> Nguyen & Bhatti

<sup>10</sup> Chen & Lv



در زمینه آثار قیمت نفت خام بر بازار سهام، مطالعات فراوانی نیز در داخل انجام شده است. حسینی‌نسب و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از روش خودرگرسیون برداری مارکوف سوئیچینگ<sup>۱</sup> (MS-VAR) نشان دادند نوسانات قیمت نفت، آثار مثبتی بر بازده سهام در فاز رونق و رکود دارد. در حالی که بر اساس مطالعه عباسی و همکاران (۱۳۹۴) که با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ انجام شد، در دوره رکود شوک‌های قیمت نفت اثر منفی و در دوره رونق اثر مثبت بر بازده سهام دارد. مطالعه عباسی‌نژاد و ابراهیمی (۱۳۹۲) نیز نشان می‌دهد که افزایش قیمت نفت بر بازدهی بورس اثر معناداری ندارد و تنها باعث کاهش نوسانات در بازدهی بورس خواهد شد.

بت‌شکن و محسنی (۱۳۹۷) با بررسی همبستگی پویای شرطی<sup>۲</sup> و سرریز نوسان<sup>۳</sup> قیمت نفت بر بازدهی شاخص سهام با استفاده از مدل‌های گارچ چندگانه، وجود همبستگی‌های شرطی در نوسان‌های کوتاه‌مدت و هم‌چنین، آثار سرریزی قیمت نفت بر شاخص بورس را تأیید می‌کند. مطالعات یادشده با قبول عدم تقارن آثار در فازهای رونق و رکود، سعی در استفاده از روشی مناسب برای مدلسازی آن داشتند. استفاده از مدل‌های ارزش حدی در مطالعات داخلی بیش‌تر در تخمین ارزش در معرض ریسک<sup>۴</sup> (فلاح‌پور و یاراحمدی، ۱۳۹۱؛ کاشی و همکاران، ۱۳۹۶) و آزمون‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (دولو و دشتی، ۱۳۹۶؛ نصر و همکاران، ۱۳۹۸) صورت گرفته است و در بررسی آثار سرایت‌پذیری متغیرهای مالی استفاده نشده است. در این مقاله تلاش می‌شود با کاربرد نظریه ارزش حدی به تبیین آثار قیمت نفت خام بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران در دم‌های توزیع پرداخته شود.

### ۳. روش پژوهش

در ادامه، روش‌های مورد استفاده برای برآورد داده‌های حدی بازدهی‌ها، ارزیابی وابستگی میان بازارها، مدلسازی آن و نحوه برآورد پارامترها بررسی می‌شود.

#### – مدل کاپولا

«کاپولا» تابعی است که این امکان را برای محققان فراهم می‌کند از پیوند توزیع‌های تک‌متغیره، یک توزیع چندمتغیره معتبر بسازند، بدون اینکه هیچ اطلاعاتی از توزیع چندمتغیره اصلی از دست برود. طبق قضیه اسکالار<sup>۵</sup>، بعد از تبدیل توزیع‌های حاشیه‌ای تکین به توزیع‌های یکنواخت، توزیع توأم متغیرهای تصادفی را می‌توان در قالب یک مدل کاپولا نشان داد. بنابراین، هر توزیع توأم  $F$  از  $k$  متغیر تصادفی  $X_1, \dots, X_k$  می‌تواند به  $k$  توزیع حاشیه‌ای  $F_1, \dots, F_k$  و یک کاپولای  $C$  که به‌طور کامل توضیح‌دهنده ساختار وابستگی میان  $k$  متغیر تصادفی می‌باشد، تجزیه شود:

$$F(F_1, \dots, F_k; \theta_1, \dots, \theta_k, \delta_C) = C(F(x_1, \theta_1), \dots, F(x_k, \theta_k); \delta_C) \quad (1)$$

که  $\theta_1, \dots, \theta_k$  به ترتیب، پارامترهای توزیع‌های حاشیه‌ای  $F_1, \dots, F_k$  از  $k$  متغیر تصادفی  $X_1, \dots, X_k$  و  $\delta_C$  پارامتر تابع کاپولا می‌باشد. با تشکیل تابع درست‌نمایی لگاریتمی<sup>۶</sup> و بهینه کردن آن، پارامترهای توزیع حاشیه‌ای برآورد شده و در ادامه با استفاده معیارهای اطلاعات<sup>۷</sup> مدل‌های مختلف کاپولا با یکدیگر مقایسه و رتبه‌بندی می‌شوند (نوئن و باتی، ۲۰۱۲).

<sup>1</sup> Markov Switching Auto-Regressive (MS-VAR)

<sup>2</sup> Dynamic Conditional Correlation

<sup>3</sup> Volatility Spillover

<sup>4</sup> Value at Risk

<sup>5</sup> Skalar

<sup>6</sup> Log-Likelihood Function

<sup>7</sup> Information Criterion

### مدلسازی توزیع‌های حاشیه‌ای

در این مقاله برای مدل‌سازی توزیع‌های حاشیه‌ای از نظریه ارزش حدی (EVT) استفاده شده است. نظریه ارزش حدی ساختاری را برای تحلیل و بررسی مقادیر حدی ارائه می‌دهد و بر این اساس، تمرکز خود را بر دم‌های توزیع احتمال متغیرهای تصادفی قرار می‌دهد و از این‌رو، توانایی بهتری در بررسی تغییرات غیرقابل انتظار حدی دارد. یکی از رویکردهای مهم در EVT، رویکرد مقادیر فراتر از آستانه<sup>۱</sup> (POT) است که از مجموعه مشاهداتی که دارای مقداری بیشتر از یک حد خاص (آستانه) هستند، استفاده می‌کند.

ساختار اولیه POT توسط فیشر و تیپت<sup>۲</sup> (۱۹۲۸) ارائه شد و بعدها توسط امبرخت و میکوش<sup>۳</sup> (۱۹۹۷) تکمیل گردید. در این روش فرض می‌شود که داده‌های روزانه  $X_1, X_2, \dots, X_n$  به صورت مستقل و یکسان (i.i.d)<sup>۴</sup> توزیع می‌شوند. اگر مقدار آستانه با  $u$  نشان داده شود، آنگاه  $y_i = x_i - u$  برای  $i = 1, \dots, k$  بیانگر مقادیر تخطی<sup>۵</sup> است و  $k$  تعداد مشاهداتی است که از مقدار آستانه تجاوز می‌کند. تابع توزیع تجمعی (CDF)<sup>۶</sup> مقادیر تخطی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$F_u(y) = \Pr(X - u \leq y | X > u) = \frac{F(y + u) - F(u)}{1 - F(u)} \quad (۲)$$

از آنجا که برای مقادیر  $X > u$  داریم  $x = y + u$ ، در نتیجه، تابع توزیع تجمعی مقادیر فراتر از آستانه به صورت معادله زیر تعریف می‌شود:

$$F(x) = [1 - F(u)]F_u(y) + F(u) \quad (۳)$$

معادله (۳) تنها برای مقادیر حدی ( $X > u$ ) برقرار است. بر اساس نظریه مطرح شده توسط بالکما و دی‌هان<sup>۷</sup> (۱۹۷۴) و پیکاندز<sup>۸</sup> (۱۹۷۵) برای آستانه به اندازه کافی بزرگ، توزیع احتمال پارتوی تعمیم‌یافته<sup>۹</sup> (GPD) تقریب مناسبی از تابع توزیع احتمال مقادیر تخطی ارائه می‌دهد. تابع GPD به شکل زیر است:

$$G_{\xi, \psi} = \begin{cases} 1 - \left(1 + \frac{\xi y}{\psi}\right)^{-1/\xi} & \text{if } \xi \neq 0 \\ 1 - e^{-y/\psi} & \text{if } \xi = 0 \end{cases} \quad (۴)$$

که  $\xi$  و  $\psi$  بیانگر پارامترهای شکل و مقیاس<sup>۱۰</sup> می‌باشند. اگر  $\xi > 0$  باشد، GPD دارای فرم توزیع پارتوی معمولی (دم‌پهن) خواهد بود. همچنین، اگر  $\xi < 0$  باشد، GPD به فرم دوم توزیع پارتو (دم نازک) در خواهد آمد و در نهایت، اگر  $\xi = 0$ ، GPD توزیع نمایی خواهد داشت. در صورتی که به جای تابع توزیع احتمال مقادیر تخطی، تابع GPD جایگزین شود، خواهیم داشت:

$$F(x) = [1 - F(u)]G_{\xi, \psi} + F(u) \quad (۵)$$

<sup>۱</sup> Peak Over Threshold

<sup>۲</sup> Fisher & Tippet

<sup>۳</sup> Embrecht & Mikosch

<sup>۴</sup> Independent and Identically Distributed

<sup>۵</sup> Exceedance

<sup>۶</sup> Cumulative Distribution Function

<sup>۷</sup> Balkema and De Haan

<sup>۸</sup> Pickands

<sup>۹</sup> Generalized Pareto Distribution

<sup>۱۰</sup> Shape and Scale Parameters

با استفاده از روش شبیه‌سازی تاریخی<sup>۱</sup>، مقدار  $F(u)$  برابر با  $(n-k)/n$  به دست می‌آید. با برآورد مقدار آستانه و جای‌گذاری در معادله (۵) و تشکیل تابع حداکثر درست‌نمایی، مقادیر  $\psi$  و  $\xi$  برآورد می‌شود:

$$\log L(\xi, \psi, y_1, \dots, y_k) = -k \log \psi - \left(1 + \frac{1}{\xi}\right) \sum_{i=1}^k \log \left(1 + \xi \frac{y_i}{\psi}\right) \quad (6)$$

تاکنون به توضیح رویکرد نظریه ارزش حدی غیرشرطی<sup>۲</sup> پرداخته شد که در آن فرض می‌شد بازدهی دارایی‌های مالی به صورت مستقل و یکسان (i.i.d) توزیع می‌شوند. مک‌نیل و فری<sup>۳</sup> (۲۰۰۰) اذعان کرده‌اند که اکثر سری‌های بازدهی مالی دارای تلاطم تصادفی<sup>۴</sup> و دم‌پهن‌ها هستند. بنابراین، اگرچه می‌توان دم‌های پهن را توسط EVT مدل‌سازی کرد، اما نبودن ویژگی i.i.d منجر به برآوردهای نامعتبر خواهد شد. برهمین اساس، آنها مطرح کردند که در ابتدا بازدهی دارایی‌ها با استفاده از مدل گارچ<sup>۵</sup> فیلتر شود و از پسماندهای حاصل که به i.i.d نزدیک‌تر است؛ اما، همچنان دارای دم‌های پهن است، برای مدل‌سازی توزیع حاشیه‌ای استفاده شود. کاربرد این روش که به روش «دومرحله‌ای نظریه ارزش حدی شرطی» (C-EVT)<sup>۶</sup> معروف است، می‌تواند مشکلات ناشی از تلاطم متغیر در طول زمان<sup>۷</sup> و توزیع دم‌پهن‌ها را به‌طور هم‌زمان حل کند.

#### – مدل‌های دومتغیره کاپولا

یکی از مهم‌ترین موضوعات در ادبیات مالی، مدل‌سازی توزیع‌های چندمتغیره بر اساس الگوی وابستگی‌های میان متغیره‌هاست. به‌طور کلی، دو نوع توابع دومتغیره کاپولا وجود دارد که عبارتند از: توابع بیضوی<sup>۸</sup> (شامل گائوسی<sup>۹</sup> و  $t$ ) و توابع ارشمیدسی<sup>۱۰</sup> (شامل کلاپتون<sup>۱۱</sup> و گامبل<sup>۱۲</sup>). توابع کاپولای بیضوی وابستگی متقارن میان دم‌های توزیع در نظر می‌گیرد؛ درحالی‌که تابع گامبل وابستگی بیشتری در دم راست و تابع کلاپتون وابستگی بیشتری در دم چپ لحاظ می‌کند (نوئن و باتی، ۲۰۱۲). در جدول (۱) مشخصات اصلی توابع کاپولا که می‌تواند ویژگی‌های مختلفی از وابستگی بین متغیره‌ها را توضیح دهد، به‌صورت خلاصه ترسیم شده است.  $\lambda_U$  و  $\lambda_L$  به ترتیب، شاخص‌های وابستگی در دم راست و دم چپ و  $\delta$  ضریب همبستگی میان متغیره‌های تصادفی است.

<sup>1</sup> Historical Simulation

<sup>2</sup> Unconditional Extreme-Value Theory

<sup>3</sup> McNeil & Frey

<sup>4</sup> Stochastic Volatility

<sup>5</sup> GARCH

<sup>6</sup> Conditional Extreme-Value Theory

<sup>7</sup> Time-Varying Volatility

<sup>8</sup> Elliptical

<sup>9</sup> Gaussian

<sup>10</sup> Archimedean

<sup>11</sup> Clayton

<sup>12</sup> Gumbel

جدول ۱. انواع توابع کاپولا

شاخص وابستگی	ساختار وابستگی حاشیه‌ای	تابع کاپولا
$\lambda_L = \lambda_U = 0$	$C(u, v) = \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u)} \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(v)} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\delta^2}} \exp\left\{-\frac{x_1^2 - 2\delta x_1 x_2 + x_2^2}{2(1-\delta^2)}\right\} dx_1 dx_2$	گائوسی
$\lambda_L = \lambda_U = 2t_{v+1} \frac{-\sqrt{v+1}\sqrt{1-\rho}}{\sqrt{1-\rho}}$	$C^t(u, v; \delta, \rho) = \int_{-\infty}^{t_{v+1}^{-1}(u)} \int_{-\infty}^{t_{v+1}^{-1}(v)} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\delta^2}} \exp\left\{1 + \frac{x_1^2 - 2\delta x_1 x_2 + x_2^2}{2(1-\delta^2)}\right\}^{-(v+2)/2} dx_1 dx_2$	تی - استیودنت
$\lambda_L = 2 - 2^{1/\delta}, \lambda_U = 0$	$C^C(u, v; \delta) = \max\left\{(u^{-\delta} + v^{-\delta} - 1)^{-1/\delta}, 0\right\}, \delta \in [-1, \infty)$	کلایتون
$\lambda_L = 0, \lambda_U = 2^{-1/\delta}$	$C^G(u, v; \delta) = \exp\left\{-\left[(-\ln u)^\delta + (-\ln v)^\delta\right]^{1/\delta}\right\}, \delta \in [1, \infty)$	گامبل
$\lambda_L = 2 - 2^{1/\delta}\lambda_U$	$C(u, v) = u + v - 1 + \exp\left\{-\left[(-\ln u)^\delta + (-\ln v)^\delta\right]^{1/\delta}\right\}$	چرخش یافته گامبل <sup>۱</sup>
$\lambda_U = 2^{-1/\delta}\lambda_L$	$C(u, v) = u + v - 1 + [(1-u)^\delta + (1-v)^\delta - 1]^{-1/\delta}$	چرخش یافته کلایتون
$\gamma = -\frac{1}{\log_2(\lambda_L)}, k = \frac{1}{\log_2(2-\lambda_U)}$	$C_{JC}(u, v   \tau^U, \tau^L) = 1 - \left\{ [1 - (1-u)^k]^{-\gamma} + [1 - v^k]^{-\gamma} - 1^{-1/\gamma} \right\}^{1/k}$	جو-کلایتون <sup>۲</sup> (SJC)

منبع: نوئن و باتی، ۲۰۱۲

#### ۴. یافته‌های پژوهش

##### - تجزیه و تحلیل داده‌ها<sup>۳</sup>

در این مقاله از داده‌های روزانه شاخص قیمت بورس اوراق بهادار<sup>۴</sup> و قیمت نفت خام<sup>۵</sup> در بازه زمانی ۱۳۸۷/۰۹/۲۴ - ۱۳۹۹/۱۲/۲۷ استفاده شده است. برای بررسی ارتباط میان بازارهای مالی از بازه<sup>۶</sup> قیمت‌ها استفاده شده که یک شاخص کامل و بدون مقیاس برای تحلیل روابط است و به سبب مانا بودن<sup>۷</sup>، نگرانی ناشی از وقوع رگرسیون کاذب رفع خواهد شد. با توجه به روزهای تعطیل متفاوت در دو بازار، از مشاهدات همپوشانی دار، استفاده شده است. همچنین، مشاهدات داده‌های قیمت سهام با یک روز وقفه نسبت به قیمت نفت خام مورد استفاده قرار گرفته است. نمودار سری زمانی قیمت نفت خام و شاخص کل بورس اوراق بهادار و بازدهی آن در شکل (۱) نشان داده شده است.

<sup>۱</sup> در کاپولای چرخش یافته به جای استفاده از  $u$  و  $v$  به ترتیب از  $(1-u)$  و  $(1-v)$  استفاده می‌شود.

<sup>۲</sup> Symmetrized Joe-Clayton Copula

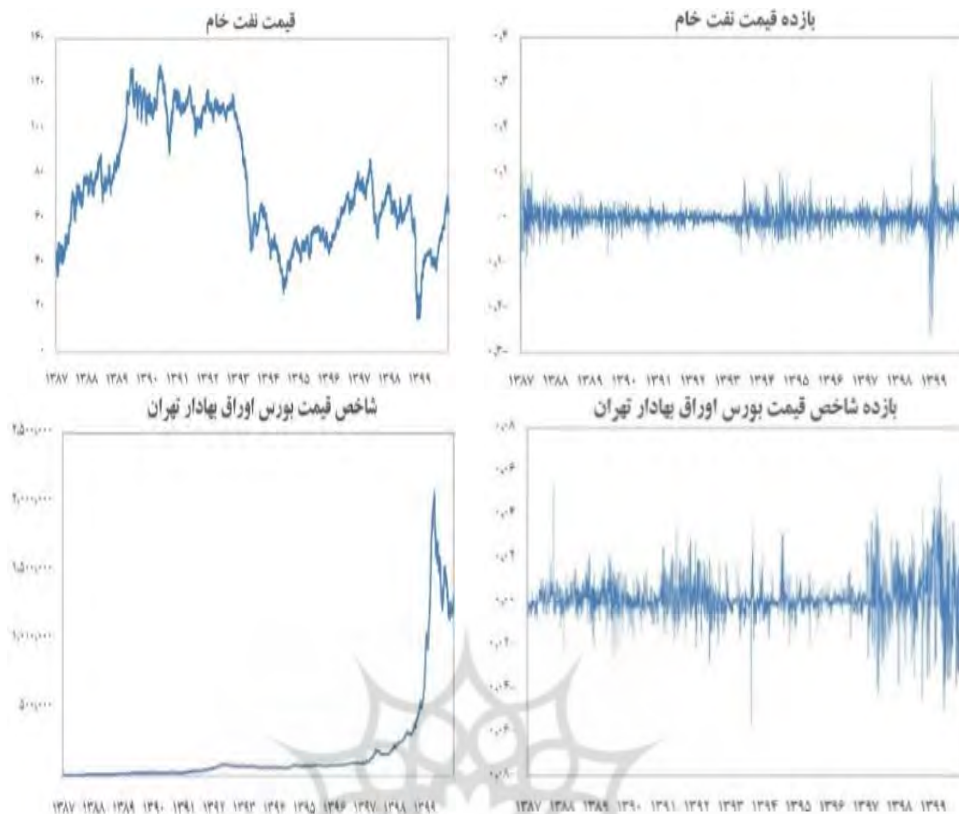
<sup>۳</sup> در این پژوهش برای انجام عملیات روی داده‌ها و برآورد توابع و الگوهای پژوهش از نرم‌افزار R استفاده شده است.

<sup>۴</sup> داده یادشده از سایت بورس اوراق بهادار تهران (<http://www.tse.ir>) استخراج شده است.

<sup>۵</sup> از قیمت (پایانی) نفت خام برنت که مبنای قیمت‌گذاری حدود دو سوم از نفت مبادله‌شده در بازار بین‌المللی است، به‌عنوان مرجع قیمت‌گذاری استفاده شده است. داده مذکور از سایت بانک فدرال رزرو سنت لوئیس (<https://fred.stlouisfed.org>) استخراج شده است.

<sup>۶</sup> براساس مطالعه ناگایاسو (۲۰۰۱) استفاده از اطلاعات روزانه نسبت به تواترهای بلندمدت‌تر منجر به تشخیص بهتر سرایت‌پذیری می‌گردد؛ به همین دلیل، در این مقاله از داده‌های روزانه استفاده شده است.

<sup>۷</sup> نتایج آزمون مانایی در جدول (۲) ارائه شده است.



شکل ۱. قیمت نفت خام و شاخص کل سهام (سمت چپ) و بازده آن (سمت راست)

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۲) خصوصیات آماری داده‌های مورد استفاده ارائه شده است. بازار نفت در مقایسه با بازار بورس دارای بازده کمتر و انحراف معیار بالاتری است. ضریب چولگی بازار نفت مقداری منفی است که بیانگر متداول بودن شوک‌های منفی در مقایسه با شوک‌های مثبت است. برای بازار سهام ضریب چولگی مثبت است و اختلاف معناداری با توزیع نرمال ندارد. ضریب کشیدگی در هر دو بازار بسیار بالاست که نشان می‌دهد توزیع بازدهی‌ها لپتوکرتیک<sup>۱</sup> است. توزیع‌های غیرنرمال بازدهی‌ها توسط آماره ج-ا-ک- برای مورد تأیید قرار گرفته است.

جدول ۲. آمار توصیفی بازده شاخص قیمت بازار بورس اوراق بهادار و قیمت نفت خام

بازده شاخص قیمت سهام	بازده نفت خام	
۰.۰۰۱۵۱	۰.۰۰۰۱۳	میانگین
۰.۰۰۹۷۰۷	۰.۰۲۸۲۰۶	انحراف معیار
۰.۲۷۸۴۶	-۲.۸۹۶۴۶*	ضریب چولگی
۷.۸۵۹۹*	۱۱۳.۷۱۶۹*	ضریب کشیدگی
۳۲۱۹.۴۳۷*	۱۶۵۲۷۳۳*	آماره J-B

<sup>1</sup> Leptokurtic

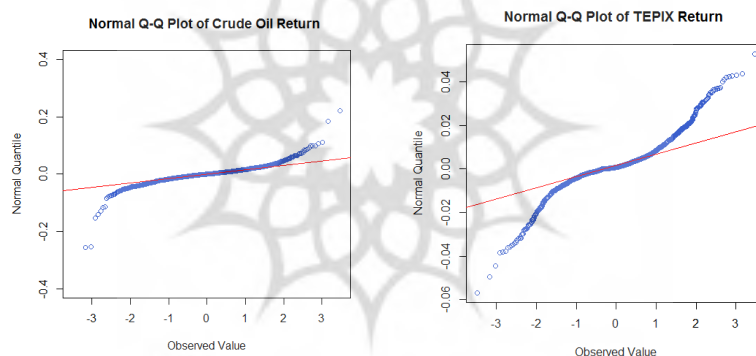


بازده شاخص قیمت سهام	بازده نفت خام	
۱۱۴۹.۹*	۱۹۱.۲۳*	Q(20)
۴۶۶۷.۴*	۹۸۱.۳۷*	Q2(20)
۲۵۶.۷۱۳۷*	۱۹۲.۲۵۳۵*	آماره آزمون ریشه واحد HEGY
۰.۰۳۱۲۰۷		ضریب همبستگی

توضیح اینکه معناداری در سطح یک درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

یکی از ابزارهای مهم برای بررسی وجود دم‌پهن‌ها در داده‌ها، نمودار چندک-چندک<sup>۱</sup> (Q-Q) است که در آن، مقادیر چندک‌های سری موردنظر در برابر چندک‌های توزیع نرمال ترسیم می‌شود. اگر داده‌ها دارای توزیع نرمال باشند، نقاط روی نمودار در امتداد خطی با شیب مثبت قرار می‌گیرند. در صورت دم‌پهن بودن داده‌ها، نمودار Q-Q به شکل S وارونه و در صورت دمنازک بودن، به شکل S در خواهد آمد (مکنیل و فری، ۲۰۰۰). نمودار Q-Q ترسیم شده در شکل (۲) نشان می‌دهد توزیع بازدهی‌ها در دو بازار نفت خام و سهام دم‌پهن است.



شکل ۲. نمودار Q-Q برای بازدهی‌های قیمت نفت خام و شاخص کل

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس آماره Q لیانگ باکس<sup>۲</sup> در جدول (۲)، فرضیه صفر مبنی بر نبودن خودهمبستگی میان اجزای اخلاص برای هردو بازار در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌شود. در نتیجه، سری‌های زمانی مورد بررسی دارای وابستگی خطی است. افزون‌بر این، وجود همبستگی سریالی در مربعات بازدهی‌ها ( $Q^2$ ) دلالت بر وابستگی غیرخطی در بازده بازارهای سهام و نفت خام دارد. این امر، وجود تلاطم تصادفی در سری‌های مذکور را تأیید می‌کند. براساس شکل (۱) میزان نوسانات قیمت نفت هنگام کاهش آن بیش‌تر از زمانی است که قیمت نفت افزایش می‌یابد. همچنین، تحقیقات در زمینه تلاطم بازار سهام نشان می‌دهند تلاطم در سری‌های زمانی مالی به سمت خوشه‌ای بودن گرایش دارد؛ به‌گونه‌ای که تغییرات بزرگ در قیمت یک دارایی اغلب متابعت از تغییرات بزرگ دیگر و تغییرات کوچک اغلب متابعت از تغییرات کوچک دیگر دارد (سجاد و همکاران، ۱۳۹۲).

<sup>1</sup> Qunatile-Quantile Plot

<sup>2</sup> Ljung Box

## - توزیع شرطی بازدهی‌ها

در این مقاله برای مدل‌سازی وابستگی دمی، از نظریه ارزش حدی شرطی (C-EVT) استفاده شده است. روش C-EVT بر این نظر استوار است که توزیع شرطی بازدهی‌ها براحتی از طریق برآورد توزیع پسماند و برآورد میانگین و نوسانات شرطی قابل دستیابی است.

فرناندز<sup>۱</sup> (۲۰۰۳) و قوربل و ترابلسی<sup>۲</sup> (۲۰۰۷) معتقدند C-EVT روش مناسب‌تری برای مدل‌سازی تلاطم تصادفی و دم‌پهن بودن توزیع شرطی بازدهی‌هاست. بنابراین، مدل‌های ARMA-GARCH با وقفه‌ها و مرتبه‌های متفاوت برآورد شده و بهترین برازش بر اساس معیارهای اطلاعات انتخاب شد. براساس نتایج، بهترین مدل در برآورد توزیع شرطی بازدهی‌های بازار نفت و سهام به ترتیب، AR(1), GARCH (1,1) و AR(1), GARCH (2,1) است.

## - توزیع‌های حاشیه‌ای

اولین گام برای برآورد توزیع حاشیه‌ای، انتخاب مقدار آستانه و تفکیک داده‌های حدی بر اساس آن است. انتخاب آستانه اهمیت بسیاری در نتایج مدل‌های حدی خواهد داشت. مقدار بزرگ آستانه سبب می‌شود مقدار تورش اندک باشد، اما با بزرگ شدن مقدار آستانه، تعداد داده‌های حدی کاهش خواهد یافت و این موضوع سبب افزایش واریانس برآورد و تخمین‌های ناکارا خواهد شد (کائورو و گومز<sup>۳</sup>، ۲۰۱۵). برای شناسایی یک آستانه مناسب، روش‌های مختلفی در ادبیات مالی مطرح شده است. در این مقاله از روش ناپارامتری گرسنگرب و ورنر<sup>۴</sup> (GW) و در ادامه برای صحت‌سنجی آستانه‌ها از تابع میانگین اضافی<sup>۵</sup> (MEF) استفاده شده است.

نتایج حاصل از برآورد آستانه بازدهی‌های (فیلترشده) بازار نفت و سهام با استفاده از روش GW<sup>۶</sup> در جدول (۳) ارائه شده است. به دلیل نوسانات بالاتر بازار نفت نسبت به بازار سهام، مقدار آستانه برای بازار نفت بزرگتر است. نسبت تعداد تخطی‌ها به کل مشاهدات در بازارها از مقدار ده درصد تا چهارده درصد متغیر است که با ده درصد اعلام شده مک‌نیل و فری (۲۰۰۰) برای برآورد مناسب آستانه متناسب است.

<sup>1</sup> Fernandez<sup>2</sup> Ghorbel & Trabelsi<sup>3</sup> Caeiro & Gomes<sup>4</sup> Gerstengarbe & Werner<sup>5</sup> Mean Excess Function

<sup>6</sup> گرسنگرب و ورنر (۱۹۸۹) با کاربرد متوالی آزمون من-کنندال برای تشخیص تغییرات روند سری‌های زمانی، روش ناپارامتری به نام نمودار GW را ابداع کردند. در این روش، ابتدا تغییرات سری زمانی به صورت  $\Delta_i X = X_i - X_{i-1}$  برای  $i = 2, \dots, n$  محاسبه می‌شود که  $X_i$  بیانگر سری زمانی است که بر اساس اندازه مرتب شده است. نظر اصلی نهفته در نمودار GW این است که انتظار می‌رود رفتار  $\Delta_i X$  در یک سری زمانی مرتب‌شده برای مجموعه مشاهدات نرمال و حدی متفاوت باشد. بنابراین، یک نقطه تغییر در سری  $\Delta_i X$  وجود دارد که می‌توان به‌عنوان نقطه شروع ناحیه حدی و برآوردی از آستانه  $u$  در نظر گرفت. برای شناسایی آن، آماره آزمون من-کنندال به صورت متوالی برای  $\Delta_i X$  از  $i = 1$  تا  $i = n - 1$  و هم برای این تغییرات در جهت معکوس محاسبه می‌شود. سری‌های آزمون نرمال شده  $U_i$  و  $\bar{U}_i$  به‌صورت زیر محاسبه می‌گردند:

$$U_i = \frac{\sum_{k=1}^i n_k \frac{i(i-1)}{4}}{\sqrt{\frac{i(i+1)(2i+5)}{72}}}, \quad \bar{U}_i = \frac{\sum_{k=1}^i \bar{n}_k \frac{i(i-1)}{4}}{\sqrt{\frac{i(i+1)(2i+5)}{72}}}$$

که  $n_k = \sum_{j=1}^k I(\Delta_{n-j} < \Delta_{n-k})$  و  $\bar{n}_k = \sum_{j=1}^k I(\Delta_j < \Delta_k)$  است. بنابراین، نقطه تقاطع میان  $U_i$  و  $\bar{U}_i$  تخمینی از آستانه  $u$  است (وانگ و همکاران، ۲۰۲۰).

جدول ۳. مقادیر آستانه برای دم‌های بالا و پایین بازدهی نفت خام و بازار سهام

شرح	بازده نفت خام	بازده شاخص قیمت سهام
تعداد مشاهدات (n)	۳۲۱۹	۳۲۲۴
دم بالا	آستانه (u)	۱/۱۷۲۳
	تعداد تخطی‌ها (k)	۳۱۷
	نسبت تعداد تخطی به کل مشاهدات (k/n)	٪۱۰
دم پایین	آستانه (u)	-۰/۹۹۶۰
	تعداد تخطی‌ها (k)	۴۳۵
	نسبت تعداد تخطی به کل مشاهدات (k/n)	٪۱۴

منبع: یافته‌های پژوهش

یکی از روش‌های پرکاربرد برای انتخاب مقدار آستانه، تابع میانگین اضافی است که میانگین مقادیر تخطی‌های داده‌های فراتر از آستانه را محاسبه می‌کند.<sup>۱</sup> در این روش، برای پیدا کردن مقدار بهینه آستانه، سطحی از مقدار آستانه انتخاب می‌شود که در آن نمودار تابع میانگین اضافی تجربی<sup>۲</sup> (EMEF) رفتار تقریباً خطی از خود نشان می‌دهد (لیو<sup>۳</sup>، ۲۰۱۱). با استفاده از نمودار EMEF می‌توان نوع رفتارهای دم‌ی داده‌ها را شناسایی کرد. بر اساس تفاسیر برلانت<sup>۴</sup> و دیگران (۱۹۹۶) و امبرخت<sup>۵</sup> و دیگران (۱۹۹۷) برای داده‌های با دم‌پهن، نمودار EMEF برای مقادیر بالاتر از آستانه به صورت یک خط با شیب مثبت درمی‌آید. از طرف دیگر، در صورتی که EMEF ترسیم‌شده بعد از مقدار آستانه خطی افقی باشد، GPD دارای توزیع نمایی است. برای GPD با دم‌نازک، EMEF بعد از مقدار آستانه به صورت نزولی در خواهد آمد. نمودار EMEF برای بازدهی‌های بازار نفت و سهام در شکل (۳) ترسیم شده است. برای به دست آوردن آستانه‌های پایین می‌توان نمودار EMEF را برای قرینه بازدهی‌ها به کار برد.

با توجه به شکل (۳) نمودار EMEF در بازه‌های شامل آستانه‌های منتخب دارای رفتار خطی و باثبات است که نشان می‌دهد آستانه‌های انتخاب‌شده با روش GW توسط نمودار EMEF تایید می‌شود. همچنین با توجه به شیب بزرگتر و صعودی نمودار EMEF برای مشاهدات پایینی سری بازدهی‌ها نسبت به مشاهدات بالایی، احتمال وقوع داده‌های حدی در سمت چپ توزیع بازدهی‌ها در مقایسه با سمت راست آن نسبتاً بیش‌تر است.

بعد از به دست آوردن مقدار آستانه، برای برآورد پارامترهای دم‌های توزیع پارتوی تعمیم‌یافته از روش حداکثر درست‌نمایی (ML) استفاده‌شده که نتایج حاصل در جدول (۴) عرضه شده است. مقدار پارامتر شکل برای قسمت پایینی سری‌های بازدهی‌های بازار نفت خام و بازار بورس اوراق بهادار به ترتیب، برابر با ۰/۴۸۶۹ و ۰/۱۲۳۰ است. مقدار مثبت این شاخص برای دو بازار نفت و سهام نشان می‌دهد بازدهی‌های این دو بازار دارای دم‌پهن در قسمت چپ توزیع

<sup>۱</sup> بیان ریاضی MEF به صورت  $e(u) = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - u)}{\sum_{i=1}^n I_{\{X_i > u\}}}$  است که  $I = \begin{cases} 1 & \text{if } X_t > u \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$  بیانگر تابع شاخص است.

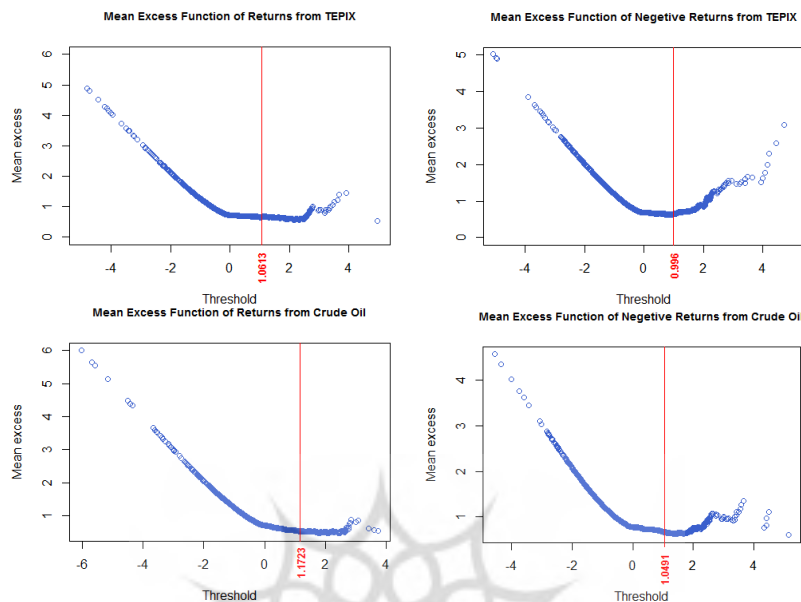
<sup>۲</sup> Empirical Mean Excess Function

<sup>۳</sup> Liu

<sup>۴</sup> Beirlant

<sup>۵</sup> Embrecht

هستند. در مقابل، پارامتر شکل دم راست توزیع بازدهی‌های بازار نفت و سهام به ترتیب برابر با  $۰/۳۷۵۶$  و  $-۰/۰۸۱۷$  است که نشان از دم‌پهن بودن توزیع بازدهی بازار نفت و نازک بودن توزیع بازدهی بازار سهام در دم راست دارد.



شکل ۳. تابع میانگین اضافی برای بازدهی‌ها و قرینه بازدهی‌های بازار نفت خام و بازار سهام

منبع: یافته‌های پژوهش

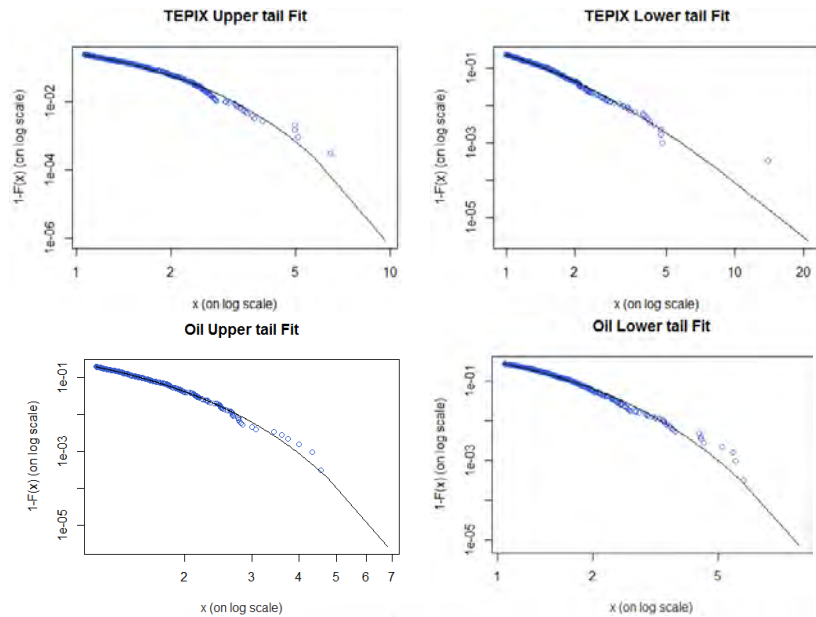
جدول ۴. برآورد پارامترهای توزیع پارتوی تعمیم یافته

شاخص بورس اوراق بهادار	قیمت نفت خام	پارامترها	
$(۰/۱۱۲۲) - ۰/۰۸۱۷$	$(۰/۲۲۸) ۰/۳۷۵۶$	پارامتر شکل ( $\xi$ )	دم بالا
$(۰/۲۹۶۴) ۰/۰۲۷۵$	$(۰/۷۰۷۳) ۲/۶۵۳۱$	پارامتر مقیاس ( $\psi$ )	
$(۰/۱۵۴۴) ۰/۱۲۳۰$	$(۰/۲۵۹۵) ۰/۴۸۶۹$	پارامتر شکل ( $\xi$ )	دم پایین
$(۰/۲۹۵۴) ۱/۴۴۰$	$(۰/۸۰۴۴) ۲/۷۳۶۲$	پارامتر مقیاس ( $\psi$ )	

توضیح: اینک اعداد داخل پرانتز بیانگر انحراف معیار می‌باشند.

منبع: یافته‌های پژوهش

برای ارزیابی برازش مناسب مدل GPD در دم‌های سری‌های بازدهی‌ها، نمودار Q-Q مقادیر تخطی در مقابل مقادیر چندک‌های مدل برازش شده GPD در شکل (۴) ارائه شده است. مدل‌های GPD برازش شده بخوبی توزیع حاشیه‌ای سری‌های بازدهی‌های قیمت نفت خام و شاخص کل بورس اوراق بهادار را توصیف می‌کنند.



شکل ۴. برازش توزیع پارتوی تعمیم یافته برای داده‌های قیمت نفت خام و شاخص کل

منبع: یافته‌های پژوهش

#### – برآورد توابع کاپولا

بعد از به دست آوردن توزیع‌های حاشیه‌ای توسط مدل ارزش حدی، پارامترهای کاپولا برآورد می‌شوند. در جدول (۵) اطلاعاتی در مورد توابع کاپولا، شاخص‌های وابستگی دمی، پارامترهای برآورد شده، نسبت درست‌نمایی (LL)، معیارهای اطلاعات و رتبه بهترین برازش ارائه شده است. پارامترهای مدل‌های کاپولا را می‌توان به صورت متفاوت تفسیر کرد. از آنجا که کاپولای نرمال به عنوان کاپولای توزیع نرمال چندمتغیره در نظر گرفته می‌شود، می‌توان پارامتر کاپولای نرمال را با ضریب همبستگی خطی میان دو بازار در جدول (۲) مقایسه کرد. پارامتر کاپولای نرمال در مقایسه با ضریب همبستگی از مقدار  $0/0312$  به  $0/1724$  افزایش یافته است که احتمالاً به افزایش وابستگی مشاهدات در دم‌های توزیع نسبت به مشاهدات مرکزی برمی‌گردد.

جدول ۵. برآورد پارامترهای توابع کاپولا

رتبه	BIC	AIC	LL	$\lambda_L$	$\lambda_U$	پارامتر دوم	پارامتر اول	توابع کاپولا
۲	۲/۲۵۵	-۰/۲۲۲	۱/۱۱۱	-	-	-	(۰/۱۱۱) ۰/۱۷۲	نرمال
۱	۲/۰۸۶	-۰/۳۹۱	۱/۱۹۵	۰/۰۵۱	۰	-	(۰/۱۶۲) ۰/۲۳۴	کلاپتون
۵	۳/۳۶۶	۰/۸۸۹	۰/۵۵۶	۰	۰/۰۱۷	-	(۰/۱۶۹) ۰/۱۷۰	کلاپتون چرخش یافته
۴	۲/۸۹۴	۰/۴۱۷	۰/۷۹۲	۰	۰/۱۳۳	-	(۰/۹۴) ۱/۱۱۰	گامبل
۳	۲/۲۶۲	۰/۲۱۵	۱/۱۰۸	۰/۱۴۷	۰	-	(۰/۰۹۱) ۱/۱۲۴	گامبل چرخش یافته
۶	۶/۴۶۱	۱/۵۰۷	۱/۱۴۷	۰/۰۰۹	۰/۰۰۹	۱۲.۳۳۳	(۰/۱۱۷) ۰/۱۸۹	تی استیودنت

رتبه	BIC	AIC	LL	$\lambda_L$	$\lambda_U$	پارامتر دوم	پارامتر اول	توابع کاپولا
						(۲۳.۲۱۸)		
۷	۶/۵۶۶	۱/۶۱۱	۱/۱۹۵	۰/۰۵۱	۰/۰۰۱	۰.۲۳۳ (۰.۱۹۴)	(۰/۱۸۴) ۰/۰۰۱	SJC

توضیح اینکه اعداد داخل پرانتز بیانگر انحراف معیار است.

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با نتایج، بر اساس معیارهای اطلاعات و نسبت درست‌نمایی، تابع کلایتون دارای بهترین برازش میان توابع مختلف کاپولاست و نشان می‌دهد طی دوره مورد بررسی وابستگی دمی در ناحیه چپ توزیع بازدهی‌های بازارهای سهام و نفت وجود دارد. نتایج حاصل از برازش تابع SJC نیز همسو با این نتیجه است و نشان می‌دهد مقدار شاخص وابستگی در دم چپ ( $\lambda_L$ ) بزرگتر از مقدار این شاخص در دم راست ( $\lambda_U$ ) است. به عبارت دیگر، با کاهش قیمت نفت، انتظار می‌رود شاخص بورس کاهش یابد و این آثار بیش از حالتی است که تغییر همزمان مثبت میان متغیرها رخ می‌دهد.

با توجه به اینکه اثر قیمت نفت بر شاخص کل، برآیند مجموع آثار قیمت نفت بر شاخص‌های صنایع بورسی است، در ادامه به بررسی الگوی وابستگی شاخص‌های صنایع مهم و پیشران بازار سهام پرداخته می‌شود. در جدول (۶) الگوی وابستگی برخی از صنایع بورسی که دارای بالاترین ارزش بازاری هستند، ارائه شده است. مطابق با نتایج، شاخص صنعت محصولات شیمیایی با بیشترین ارزش بازاری به‌طور مستقیم از قیمت نفت متأثر است و این آثار عمدتاً در دم‌های چپ توزیع بازدهی‌ها متمرکز شده‌اند که مشابه با اثرپذیری قیمت نفت خام بر شاخص کل می‌باشد. همچنین، در بررسی دیگر شاخص‌های صنعت، قیمت نفت خام آثار اندکی بر صنایع سرمایه‌گذاری و بانک‌ها و موسسات اعتباری دارد. در مقابل، برای شاخص‌های صنعت فلزات اساسی و استخراج کانه‌های فلزی، قیمت نفت خام دارای آثار مستقیم نامتقارن (دم راست) و متقارن بر روی شاخص‌های صنایع مذکور دارد.

جدول ۶. الگوی وابستگی شاخص‌های صنایع بورسی با قیمت نفت خام

ساختار وابستگی	تابع کاپولای بینه	پارامتر کاپولای نرمال	سهم از بازار* (درصد)	صنعت
نامتقارن - دم چپ	گامبل چرخش یافته	(۰/۰۹۸) ۰/۱۳۱	۲۲/۴	محصولات شیمیایی
نامتقارن - دم چپ	گامبل چرخش یافته	(۰/۱۰۷) ۰/۰۳۷	۸/۷	سرمایه‌گذاری‌ها
نامتقارن - دم راست	گامبل	(۰/۱۰۳) ۰/۱۰۳	۷/۵	فلزات اساسی
متقارن	تی استیودنت	(۰/۰۹۹) ۰/۰۹۴	۰/۶	استخراج کانه‌های فلزی
متقارن	نرمال	(۰/۱۰۶) -۰/۰۳۱	۴/۷	بانک‌ها و موسسات اعتباری

توضیح اینکه \* سهم صنعت از ارزش بازار فرابورس ایران در سال ۱۳۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج، تغییرات قیمت نفت، بورس اوراق بهادار تهران را متأثر می‌سازد که دلیل آن به آثار قیمت نفت بر سهام شرکت پالایشی و پتروشیمی به‌عنوان سهام‌های عمده و شاخص‌ساز بورس برمی‌گردد. افزایش قیمت جهانی

نفت، درآمد ارزی شرکت‌های صادرکننده نفت و پالایش نفت را افزایش می‌دهد و در نتیجه، چشم‌انداز افزایش درآمد و سود در افزایش قیمت سهام این شرکت‌ها متبلور می‌شود. همچنین، قیمت نفت بر برخی از شاخص‌های صنایع دیگر نیز مؤثر است که می‌توان آن را ناشی از بهبود چشم‌انداز اقتصادی در نظر گرفت.

### ۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف این پژوهش، شناسایی الگوی سرایت‌پذیری شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران از قیمت نفت خام بود. در پژوهش حاضر با تمرکز بر ویژگی‌های سری‌های زمانی مالی و واقعیت‌های آماری<sup>۱</sup> ارائه‌شده در ادبیات مالی، به ارزیابی وقایع حدی و بررسی ساختار وابستگی میان متغیرهای مذکور و وجود تقارن در آثار پرداخته شد. در وهله نخست، آزمون‌های آماری برای بررسی ویژگی‌های متغیرها انجام شد که وجود کشیدگی اضافی، انحراف چولگی و تلاطم تصادفی در سری‌های زمانی بازدهی‌ها را تایید کرد. برای حل مشکل تلاطم تصادفی، ابتدا بازدهی‌ها با استفاده از مدل ARIMA-GARCH فیلتر شدند. در ادامه، توزیع‌های حاشیه‌ای بازدهی‌های (فیلترشده) بازار سهام و نفت با استفاده از نظریه ارزش حدی (EVT) - که ساختار مناسبی برای تحلیل توزیع‌های با کشیدگی‌های اضافی ارائه می‌دهد- برآورد شد. نتایج برآورد پارامترهای شکل و مقیاس نشان داد بازدهی‌های بازارهای سهام و نفت در سمت راست توزیع به ترتیب، دم‌نازک و دم‌پهن و در سمت چپ توزیع، هردو بازار دم‌پهن هستند.

بعد از برآورد توزیع حاشیه‌ای توسط مدل ارزش حدی، مدل‌های مختلف کاپولا بر مقادیر حدی برازش شدند که براساس نتایج، وجود آثار سرایت‌پذیری از بازار نفت خام به بورس اوراق بهادار تهران مورد تأیید قرار گرفت. نتیجه این مقاله مطابق با یافته‌های تحقیقات فتاحی و همکاران (۱۳۹۶) و صیادی و کریمی (۱۳۹۸) است. همچنین، از میان توابع مختلف کاپولا، تابع کلایتون براساس معیارهای اطلاعات و نسبت درست‌نمایی به‌عنوان بهترین مدل برای برآورد الگوی وابستگی میان بازارهای نفت خام و سهام انتخاب شد. این نکته نشان می‌دهد آثار نامتقارن هستند و وابستگی بیشتری در دم چپ وجود دارد. به عبارت دیگر، با کاهش قیمت نفت خام، انتظار می‌رود شاخص بورس اوراق بهادار کاهش یابد و این آثار بیش از وضعیت است که تغییر همزمان مثبت میان متغیرها رخ می‌دهد. این نتیجه مطابق با یافته‌های مطالعات بت‌شکن و محسنی (۱۳۹۷) و بناکار و همکاران (۱۴۰۰) است. در مطالعات یادشده تغییرات قیمت نفت آثار نامتقارنی بر شاخص بورس دارد و آثار سرریز متغیرهای کلان در یکی از دامنه‌های بالا (بازدهی مثبت) و پایین (بازدهی منفی) اثرگذار خواهد بود.

سرایت ریسک میان شاخص‌های مالی، حاکی از فرایند انتقال اطلاعات میان بازارهاست. بر اساس نتایج، اطلاعات بازار نفت، بورس اوراق بهادار تهران را متأثر می‌سازد که به آثار گسترده نفت بر اقتصاد ایران و نیز تأثیر قیمت نفت بر سهام شرکت پالایشی و پتروشیمی به‌عنوان سهام‌های عمده و شاخص‌ساز بورس برمی‌گردد. با توجه به اینکه سرایت‌پذیری یکی از ریسک‌های مهم مالی است، لحاظ وابستگی ساختاری حدی می‌تواند به محاسبه دقیق و قابل اعتمادی از ریسک پرتفوی کمک کند و نقش مهمی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری در انتخاب سبد دارایی ایفا کند. از این رو، براساس نتایج، پیشنهاد می‌شود که برای بهینه‌سازی سبد دارایی، به ساختار وابستگی‌های حدی میان دارایی‌ها توجه خاصی شود.

<sup>1</sup> Statistical Stylized Fact

## منابع

- بت‌شکن، هاشم، محسنی، حسین (۱۳۹۷). بررسی آثار سرریز نوسانات قیمت نفت بر بازدهی بازار سهام، فصلنامه سرمایه‌گذاری، ۷ (۲۵): ۲۸۴-۲۶۷.
- بناکار، مهسا، نیکومرام، هاشم، قالیباف اصل، حسن، مینویی، مهرزاد (۱۴۰۰). تبیین آزمون مدل تلاطم و سرریز در بورس اوراق بهادار تهران (مبتنی بر مدل‌های خانواده کاپولا)، فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۱۲ (۴۷): ۵۶۳-۵۳۴.
- حسکوئی، مرتضی، خواجهوند، فاطمه (۱۳۹۳). پیش‌بینی نوسانات بازارهای آتی‌های نفت با استفاده از مدل‌های گارچ و مدل‌های تغییر رژیم مارکوف گارچ، فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۷ (۲۳): ۸۵-۱۰۵.
- حسینی‌نسب، سیدابراهیم، خضری، محسن، رسولی، احمد (۱۳۹۰). تعیین آثار نوسانات قیمت نفت بر روی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: آنالیز موجک و راه‌گزینی مارکوف، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۸ (۲۹): ۶۰-۳۱.
- دولو، مریم، دشتی، مهدیه (۱۳۹۶). آزمون قیمت گذاری صرف ریسک نامطلوب حدی مبتنی بر نظریه ارزش حدی، مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۸ (۳۳): ۱۵۲-۱۳۷.
- سجاد، رسول، هدایتی، شراره، هدایتی، شهره (۱۳۹۲). مقایسه مدل تلاطم تصادفی و مدل‌های GARCH. از طریق محاسبه ارزش در معرض خطر، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۴ (۱۵): ۷۹-۹۷.
- سفیدیخت، الهه، رنجبر، محمدحسین (۱۳۹۶). سرریز نوسانات بین قیمت نفت، نرخ ارز، قیمت طلا و بازار سهام تحت فواصل زمانی شکست ساختاری: استفاده از مدل گارچ و الگوریتم ICSS. مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۸ (۳۳): ۸۷-۵۱.
- سیدحسینی، سید محمد، ابراهیمی، سید بابک، باباخانی، مسعود (۱۳۹۲). مدل سرایت تلاطم همبستگی شرطی ثابت با حافظه بلندمدت شواهدی از بازار سهام تهران و دبی، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۳ (۱۱): ۶۴-۲۵.
- صیادی، محمد، کریمی، نسیم (۱۳۹۸). مدلسازی وابستگی بین بازدهی سهام گروه محصولات شیمیایی، رشد قیمت نفت و رشد نرخ ارز در ایران؛ کاربرد توابع Vine Copula، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، ۱۰ (۳۸): ۹۴-۴۵.
- عباسی، ابراهیم، هادی‌نژاد، منیژه، کریمی، جعفر (۱۳۹۴). بررسی آثار نامتقارن نوسانات قیمت نفت بر روی بازار بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه روند، ۲۲ (۷۲): ۱۲۷-۱۰۵.
- عباسی‌نژاد، حسین، ابراهیمی، سجاد (۱۳۹۲). اثر نوسان‌های قیمت نفت بر بازده بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه پژوهش‌های و سیاست‌های اقتصادی، ۲۱ (۶۸): ۸۳-۱۰۸.
- فتاحی، شهرام، سهیلی، کیومرث، دهقان جبارآبادی، شهرام (۱۳۹۶). بررسی سرایت در بازارهای مالی ایران با استفاده از ترکیبی از فرآیند اورنشتاین اولنک و تبدیل موجک پیوسته، مدلسازی اقتصادی، ۲ (۴): ۵۴-۳۳.
- فلاح‌پور، سعید، یاراحمدی، مهدی (۱۳۹۱). برآورد ارزش در معرض ریسک با استفاده از تئوری مقدار حدی در بورس اوراق بهادار تهران، مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار (مدیریت پرتفوی)، ۳ (۱۳): ۱۲۱-۱۰۳.
- کاشی، منصور، حسینی، سیدحسن، قلیلو، محمدموسی، گلکاریان آرنی، سعید (۱۳۹۶). محاسبه ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار بر اساس نظریه مقدار حدی، فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۸ (۳۲): ۲۹۴-۲۶۹.



- نصر، محمد، نبوی چاشمی، سیدعلی (۱۳۹۸). آزمون قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با رویکرد مقدار ارزش حدی با بکارگیری ابزار مشتقه، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، ۸ (۳۱): ۱۴۱-۱۲۷.
- Balkema, A. A., & De Haan, L. (1974). Residual life time at great age. *The Annals of probability*, 792-804.
- Bhatti, M. I., & Nguyen, C. C. (2012). Diversification evidence from international equity markets using extreme values and stochastic copulas. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(3), 622-646.
- Caeiro, F., & Gomes, M. I. (2015). Threshold selection in extreme value analysis. *Extreme value modeling and risk analysis: Methods and applications*, 69-82.
- Chen, Q., & Lv, X. (2015). The extreme-value dependence between the crude oil price and Chinese stock markets. *International Review of Economics & Finance*, 39, 121-132.
- Embrechts, P., Klüppelberg, C., & Mikosch, T. (1997). *Modelling Extremal Events* Springer-Verlag. *Applications of mathematics*.
- Filis, G., Degiannakis, S., & Floros, C. (2011). Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries. *International review of financial analysis*, 20(3), 152-164.
- Fisher, R. A., & Tippett, L. H. C. (1928, April). Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample. In *Mathematical proceedings of the Cambridge philosophical society*, 24 (2), 180-190. Cambridge University Press.
- Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *The journal of Finance*, 57(5), 2223-2261.
- Gerstengarbe, F. W., & Werner, P. C. (1989). A method for the statistical definition of extreme-value regions and their application to meteorological time series. *Zeitschrift fuer Meteorologie; (German Democratic Republic)*, 39(4).
- Liu, J. (2011). *Extreme value theory and copula theory: a risk management application with energy futures* (Doctoral dissertation).
- McNeil, A. J., & Frey, R. (2000). Estimation of tail-related risk measures for heteroscedastic financial time series: an extreme value approach. *Journal of empirical finance*, 7(3-4), 271-300.
- Nagayasu, J. (2001). Currency crisis and contagion: evidence from exchange rates and sectoral stock indices of the Philippines and Thailand. *Journal of Asian Economics*, 12(4), 529-546.
- Nguyen, C. C., & Bhatti, M. I. (2012). Copula model dependency between oil prices and stock markets: Evidence from China and Vietnam. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(4), 758-773.
- Pickands III, J. (1975). Statistical inference using extreme order statistics. *Annals of statistics*, 3(1), 119-131.
- Rocco, M. (2014). Extreme value theory in finance: A survey. *Journal of Economic Surveys*, 28(1), 82-108.
- Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy economics*, 21(5), 449-469.
- Wang, Y., Haff, I. H., & Huseby, A. (2020). Modelling extreme claims via composite models and threshold selection methods. *Insurance: Mathematics and Economics*, 91, 257-268.



پرویشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی