



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری  
سال هشتم / شماره سی‌ام / تابستان ۱۳۹۸

## اثرات متقابل بازارهای جهانی نفت و طلا بر بورس ایران رهیافت توابع کاپولا-گارچ (GARCH-Copula)

سیدمظفر میربرگ‌کار

استادیار اقتصاد دانشکده مدیریت دانشگاه آزاد اسلامی واحد رشت، رشت، ایران  
Mirbargkar@yahoo.com

مریم برزآبادی فراهانی

دانشجوی دکتری مهندسی مالی دانشگاه آزاد اسلامی واحد رشت، ایران (نویسنده مسئول)  
Maryam.b.farahani@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۴/۲۷ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۸/۲۳

### چکیده

بررسی رابطه متقابل بین بازارهای جهانی و بورس کشورها یکی از مهمترین موضوعات مورد مطالعه در بازارهای مالی دنیا است. بررسی این رابطه می‌تواند نقش مهمی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران ایفا نماید. یک تخمین مناسب از ساختار وابستگی در یک دوره سرمایه‌گذاری نقطه آغازین بسیار مهمی در کنترل ریسک سرمایه‌گذاری است. هدف از این مقاله، مطالعه و بررسی رابطه متقابل ساختار وابستگی در بازدهی بازار بورس تهران و قیمت طلا و نفت جهانی در بازه زمانی سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۷ به صورت روزانه است. برای این منظور، از رویکرد GARCH-Copula استفاده شده است. نتایج حاکی از وجود رابطه متقابل نامتقارن بین بازدهی‌های مورد بررسی است؛ به نحوی که در این پژوهش، مشخص گردید که تابع کاپولای  $t$ -استیودنت بهتر از سایر توابع می‌تواند این ساختار را برای هر دو جفت بازدهی "بورس تهران و بازار طلا" و "بورس تهران و بازار نفت" شناسایی نماید. نتایج نشان می‌دهد بازار بورس تهران به شدت به بازارهای جهانی طلا و نفت در مقادیر حدی وابسته بوده و تغییرات حدی آنها موجب وابستگی شدیدتر این بازارها به یکدیگر می‌شود.

واژه‌های کلیدی: بازار بورس تهران، بازار جهانی طلا، بازار نفت، مدل‌های GARCH-Copula، ساختار وابستگی.

## ۱- مقدمه

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 مؤثر و رو به جلو در جهت تحقق اهداف نظام مالی و اقتصادی بردارند.

با توجه به ارتباط بازارهای مالی با یکدیگر، اطلاعات ایجاد شده در یک بازار، می‌تواند سایر بازارها را متأثر سازد. در این میان، مدل‌سازی و بررسی اثرات متقابل بازدهی در بازارهای مختلف و ارتباط این بازارها با یکدیگر، از منظر افراد آکادمیک و نیز کارپردازان علم مالی به لحاظ موارد استفاده آن در پیش‌بینی، موضوع با اهمیتی به شمار می‌رود. امروزه شواهد زیادی وجود دارد که نشان می‌دهد نوسانات قیمت دارایی‌های مالی به دارایی‌ها و بازارهای دیگر سرایت<sup>۱</sup> می‌نماید. دامنه این سرایت‌ها، با گسترش سیستم‌های ارتباطی و وابستگی بیش از پیش بازارهای مالی به یکدیگر رو به افزایش است. مطالعات انجام شده در این زمینه در طی بحران‌های دهه ۱۹۹۰ به بعد، اهمیت چشمگیری پیدا نموده است. وجه مشترک این پژوهش‌ها، نشان‌دهنده این واقعیت است که توضیح آشفته‌گی در یک بازار توسعه‌یافته، طیف گسترده‌ای از بازارها و کشورهای دیگر را درگیر می‌نماید. با توجه به اصول ادبیات مالی، توضیح این رخداد آسان نبود؛ تا اینکه به منظور اشاره به این پدیده، واژه سرایت در میان پژوهشگران پا به عرصه ادبیات مالی نهاد. طی دهه ۱۹۹۰، مطالعات سرایت در میان بازارهای مالی، نقطه شکستی در قلمرو مفهوم همبستگی ثابت بازارهای مالی در دوره رکود بود. در این حیطه، پژوهشگران با بکارگیری واریانس ناهمسان شرطی چندمتغیره (m-GARCH) مقدار کشیدگی و چولگی را در نظر می‌گیرند (هارویو صدیق، ۱۹۹۹)<sup>۲</sup>. محققان دیگری نیز از مدل تغییر رژیم استفاده می‌نمایند (آنگ و بکارت، ۲۰۰۲ و آنگ و چنک، ۲۰۰۲)<sup>۳</sup>. اگرچه این مدل‌ها می‌توانند برای زمان‌های مختلف همبستگی شرطی را محاسبه نمایند، اما نمی‌توانند عدم تقارن در وابستگی در دنباله مجانبی<sup>۴</sup> را بازبینی کنند. در ادبیات اقتصاد مالی، یک رهیافت جایگزین برای مدل‌سازی ساختار وابستگی بین داده‌های چندمتغیره، بدون تحمیل هرگونه فرضی بر توزیع‌های حاشیه‌ای، بر اساس توابع کاپولا<sup>۵</sup> پیشنهاد شده است که کاستی‌هایی همچون ضریب همبستگی خطی، عدم تقارن و وابستگی دنباله‌ای در بین توزیع بازدهی‌های مالی را در نظر می‌گیرد. از این توابع برای جداسازی توزیع حاشیه‌ای و ساختار وابستگی از توزیع توأم استفاده شده و به طور خاص، کاپولای ارشمیدسی برای لحاظ نمودن عدم تقارن و وابستگی در دنباله‌های توزیع بازدهی‌ها بکار گرفته می‌شود. بر این اساس، در این مقاله به بررسی تأثیر متقابل بازارهای جهانی نفت و طلا بر بورس تهران، با استفاده از رویکرد توابع کاپولا پرداخته می‌شود.

در این مقاله، پس از مروری بر مبانی نظری و تجربی تحقیق، به روش‌شناسی پژوهش پرداخته خواهد شد. سپس یافته‌های تجربی حاصل از پژوهش حاضر ارائه خواهد گردید و در انتها نیز نتیجه‌گیری و بحث موضوعی مورد بررسی قرار خواهند گرفت.

## ۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

### ۱-۲- مبانی نظری

بورس اوراق بهادار از یک سو مرکز جمع‌آوری پس‌اندازها و نقدینگی بخش خصوصی به منظور تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت و از سوی دیگر، مرجع رسمی و مطمئنی برای سرمایه‌گذاری دارندگان پس‌اندازهای راکد است. بازار بورس نه تنها از اقتصاد ملی، بلکه از اقتصاد جهانی نیز تأثیر می‌پذیرد. به عنوان مثال، بحران بزرگ دهه ۱۹۳۰ و رکود اغلب کشورهای سرمایه‌داری، از بورس اوراق بهادار نیویورک آغاز شد. همچنین، بحران سال ۱۹۹۷ کشورهای جنوب شرقی آسیا (که از بازارهای مالی آن کشورها شروع شد) بر اقتصاد جهانی و از جمله بر اقتصاد ایران از طریق کاهش تقاضای کشورهای مزبور برای نفت خام و سقوط قیمت نفت تأثیر گذارد. با این تفاسیر ملاحظه می‌شود که بین تحولات بورس و رکود و رونق اقتصادی رابطه معنی‌داری وجود دارد.

اولین و مهمترین عامل مؤثر بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار، شاخص قیمت سهام است. از این‌رو، آگاهی از عوامل مؤثر بر قیمت سهام از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. به طور طبیعی، عوامل زیادی در شکل‌گیری اطلاعات و دیدگاه‌های طرفین بازار و نهایتاً قیمت سهام شرکت‌ها مؤثر می‌باشند. بخشی از این عوامل داخلی و بخشی نیز ناشی از وضعیت متغیرهایی در خارج از محدوده اقتصاد داخلی است. بر این اساس، عوامل مؤثر بر قیمت سهام به عوامل داخلی و عوامل بیرونی قابل طبقه‌بندی است.

عوامل داخلی دربرگیرنده عوامل مؤثر بر قیمت سهام در ارتباط با عملیات و تصمیمات شرکت است. این عوامل شامل عایدی هر سهم، سود تقسیمی هر سهم، نسبت قیمت بر درآمد، افزایش سرمایه، تجزیه سهام و عوامل درون شرکتی دیگر است. در بُعد دیگر، عوامل بیرونی شامل عوامل خارج از اختیارات مدیریت شرکت است که به گونه‌ای فعالیت شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهند. این عوامل، آن دسته از وقایع، حوادث و تصمیمات خارج از شرکت و مؤثر بر قیمت سهام است که در حالت کلی به دو بخش قابل تقسیم است:

الف) عوامل سیاسی مانند جنگ، صلح، قطع رابطه سیاسی و اقتصادی با دیگر کشورها، تغییر ارکان سیاسی و روی کار آمدن احزاب سیاسی رقیب؛

ب) عوامل اقتصادی که رونق و رکود اقتصادی بورس را به شدت متأثر می‌سازد، به طوری که در دوره رونق اقتصادی، با افزایش سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های دارای رشد، قیمت سهام آنها افزایش خواهد یافت و در دوره رکود، کاهش قیمت سهام شرکت‌ها را در پی خواهد داشت؛ زیرا در این شرایط، سرمایه‌گذاری در دارایی مالی با درآمد ثابت به سرمایه‌گذاری در سهام عادی برتری دارد (کریم‌زاده، ۱۳۸۵).

شاخص قیمت جهانی نفت و طلا از مهمترین شاخص‌های تأثیرگذار بر عوامل اقتصادی و عوامل سیاسی در هر کشور است. قیمت جهانی نفت به عنوان یک متغیر برونزای قدرتمند، تحت تأثیر قرار دهنده بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی، از جمله شاخص قیمت سهام است. از سوی دیگر، قیمت جهانی طلا نیز به عنوان متغیری با اهمیت، معرف بسیاری از تحولات پولی و مالی بین‌المللی است.

در تأثیرگذاری بازار نفتی بر بازار سهام باید عنوان کرد که اگر قیمت جهانی نفت افزایش یابد دو حالت ممکن است ایجاد شود؛ نخست اینکه مصرف‌کنندگان به دنبال گزینه‌های ارزان‌تر انرژی می‌روند و دوم اینکه هزینه تولید بنگاه‌هایی که از نفت به عنوان نهاده تولید استفاده می‌کنند افزایش خواهد یافت که این، نااطمینانی و ریسک را افزایش می‌دهد و در نهایت اثر منفی بر بازار سهام گذاشته و سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد (باشر و سادورسکی<sup>۶</sup>، ۲۰۰۶). با توجه به نتایج باشر و سادورسکی (۲۰۰۶)، در اثر افزایش قیمت نفت، شرکت‌هایی که نفت تولید نمی‌کنند و قادر نیستند افزایش هزینه‌های خود را به مصرف‌کننده انتقال دهند مجبور هستند که این اثر را با کاهش در سود و سودهای تقسیم‌شده که ناشی از افزایش هزینه است در نظر بگیرند و این مهم بر قیمت سهام تأثیر مستقیم خواهد داشت.

در مورد کشورهای صادرکننده نفت همچون ایران باید عنوان نمود که وابستگی به نفت، ممکن است بر قیمت نفت اثر مستقیم داشته باشد؛ چرا که برای این کشورها صادرات نفت بخش وسیعی از درآمدهای خارجی و درآمدها و مخارج بودجه‌ای دولت را تأمین می‌نماید و نااطمینانی از تغییرات قیمت نفت یک نقش کلیدی در توسعه این کشورها و بازارهای مالی آنها ایفا می‌کند.

## ۲-۲- پیشینه تجربی

در رابطه با ادبیات مربوط به همبستگی بازارهای مالی، باید اذعان نمود که این ادبیات، تا حدود بسیار زیادی ماهیت تجربی دارد. در واقع شالوده اصلی پیشینه نظری این بخش از دهه ۱۹۶۰ و پرداختن به تنوع سبد سرمایه‌گذاری و یکپارچگی بازارهای مالی بین‌المللی، در انزوا بوده است. برخی مطالعات تمایل به تمرکز بر روی دوره‌های خاص و پرتلاطم داشته‌اند. این جهت‌گیری با مطالعاتی از قبیل مطالعه لانگین و سولنیک<sup>۷</sup> (۱۹۹۵) شکل گرفته است که نشان داده‌اند تعامل میان بازارهای مالی در دوره‌های پرتلاطم تمایل به افزایش دارند و یا به‌طور ساده‌تر، شوک‌های بزرگ در یک بازار تمایل به انتشار سریع‌تری دارند. اکثر این ادبیات تجربی مبتنی بر روش‌های اقتصادسنجی و آماری هستند که برای اندازه‌گیری بازدهی‌ها و تلاطم‌های چندمتغیره به کار رفته‌اند. ابزارهای استفاده شده در این مطالعات یکی از تقسیم‌بندی‌های: رگرسیون‌های خطی<sup>۸</sup>، رگرسیون‌های چارکی<sup>۹</sup>، خودرگرسیون‌برداری<sup>۱۰</sup>، GARCH یا قالب‌های مشابه آن و روش‌های هم‌انباشتگی<sup>۱۱</sup> را شامل می‌شود. اما در طی چند سال اخیر، استفاده از توابع کاپولا در این مسیر توانسته است بیش از سایرین در بین محققان مورد استقبال قرار گیرد که در این تحقیق نیز به آن پرداخته شده است. عمده مطالعات صورت گرفته که در راستای پژوهش حاضر است به شرح زیر می‌باشد:

دیکلمنته و رومانو<sup>۱۲</sup> (۲۰۰۴) یک برنامه بهینه‌سازی برای مجموعه‌ای از ریسک‌های اعتباری که در آن وابستگی بین ساختار دارایی‌های اعتباری توسط توابع کاپولا مدل‌سازی شده را پیشنهاد می‌نمایند. آنها با در نظر گرفتن غیر نرمال بودن توزیع، با چهار مدل از توابع کاپولا شامل: کاپولای گوسی<sup>۱۳</sup>، t-کاپولا<sup>۱۴</sup>، t-کاپولای گروه‌بندی شده<sup>۱۵</sup> و کاپولای کلایتون<sup>۱۶</sup>، ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار<sup>۱۷</sup> را محاسبه نمودند.

پاتون<sup>۱۸</sup> (۲۰۰۴) با استفاده از داده‌های ماهیانه  $CRSP$ <sup>۱۹</sup> از ژانویه ۱۹۵۴ تا دسامبر ۱۹۹۹ و با بهره‌گیری از تئوری کاپولا، چولگی و عدم تقارن در بازدهی‌های مالی را برای تشکیل سبد دارایی یک سرمایه‌گذار ( $CRR$ <sup>۲۰</sup>) و وابستگی ساختار پرتفوی را به بازدهی‌های مثبت و منفی بهتر از توزیع دوجمله‌ای نرمال دانسته است. نینگ<sup>۲۱</sup> (۲۰۱۰) با بررسی داده‌های روزانه بازارهای سهام و نرخ ارز کشورهای امریکا، انگلستان، آلمان، فرانسه و ژاپن، به بررسی وابستگی ساختاری این بازارها با نرخ ارز مرتبط با آنها با استفاده از توابع کاپولا پرداخت. نتایج تجربی وی نشان می‌دهد که به صورت مشخص، وابستگی ساختاری نامتقارنی بین این بازارها وجود دارد.

اسمیچ و همکاران (۲۰۱۲) با استفاده از توابع کاپولا به بررسی وابستگی‌های دامنه‌ی بالایی و پایینی در بازارهای مالی متشکل از سهام و کالا پرداختند. آنها با استفاده از توابع کاپولای ارشمیدسی و داده‌های بازارهای مالی اروپا و بازار نقره و طلا در دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۱، دریافتند که توابع کاپولا بهترین رویکرد را نسبت به روش ارزش آفرین خواهند داشت. نتایج آنها نشان می‌دهد که وابستگی دامنه‌ی پایینی در طی دوره بحران بیشتر بوده است به نحوی که مدل توابع کاپولا این وابستگی را بهتر توضیح می‌دهند.

وب و ساپر (۲۰۱۳) با استفاده از توابع کاپولا، علاوه بر بررسی ساختار وابستگی بین بازدهی‌های مالی در بازار نزدیک در بازه زمانی سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۲، به برآورد ارزش در معرض ریسک و بررسی ساختار وابستگی در دنباله‌های حدی پرداختند. نتایج آنها نشان می‌دهد که در دنباله‌های پایین توزیع این بازار وابستگی بیشتری دیده می‌شود که تابع کاپولا بهترین عملکرد را در شناسایی این دنباله‌ها و برآورد ارزش در معرض ریسک دارد.

پرونیو و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از روش کاپولای زوجی به بررسی ساختار وابستگی بین بازارهای مالی و برآورد ارزش در معرض ریسک برای ۳۵ شاخص سهام در دوره زمانی ۲۰۰۷-۲۰۱۳ پرداختند. نتایج آنها حاکی از برتری مدل‌های کاپولای زوجی نسبت به سایر مدل‌های کاپولا می‌باشد؛ به طوری که این توابع، با کفایت‌ترین مدل برای اندازه‌گیری ریسک پرتفوی متشکل از ۳۵ سهم اروپایی را تشکیل می‌دهند.

ابونوری و دیگران (۱۳۸۵) اثرات روزهای هفته در بازدهی اوراق بهادار تهران را بررسی نموده‌اند. مشاهدات مورد بررسی در این مقاله از مارس ۱۹۹۸ (فروردین ۱۳۷۷) تا مارس ۲۰۰۵ (اسفند ۱۳۸۳) و به شاخص قیمت بورس تهران (TEPIX) مربوط می‌باشد. در این مقاله، از مدل ناهمسانی واریانس ARCH، GARCH و CLR استفاده شده است. آنها با استفاده از آزمون White دریافتند که ناهمسانی واریانس فقط در دوره آوریل ۲۰۰۰ تا مارس ۲۰۰۱ مشاهده می‌شود. بنابراین تنها برای این دوره از مدل‌های ARCH و GARCH استفاده شده است و برای سایر دوره‌ها از مدل CLR استفاده نموده‌اند. آنها نتیجه گرفتند که اثر شنبه برای بازده مثبت و اثر یکشنبه برای بازده منفی معنی‌دار می‌باشد و برای دیگر روزهای هفته هیچ اثر معنی‌داری وجود ندارد.

کشاوری حداد و صمدی (۱۳۸۸) با استفاده از مدل‌سازی خانواده GARCH، تلاطم موجود در بازدهی شاخص سهام را با استفاده از ۱۴۶۷ مشاهده روزانه برآورد نموده و نشان دادند که بهترین مدل‌ها در تخمین و پیش‌بینی تلاطم برای توزیع نرمال و توزیع t-استیودنت نتیجه شده است. همچنین با مقایسه دقت روش‌ها در

تخمین ارزش در معرض ریسک نشان دادند که مدل FIGARCH در سطح معنی‌داری ۲/۵٪ بهترین عملکرد را در میان مدل‌های GARCH دارد.

کشاوری حداد و اسمعیل‌زاده (۱۳۸۸) به مدل‌سازی سری زمانی برای پیش‌بینی تلاطم در بازدهی سهام شرکت سیمان تهران پرداخته و تلاطم تحقق‌یافته قیمت سهام سیمان تهران را از دوره ۱۳۷۰/۰۱/۰۳ تا ۱۳۸۵/۰۷/۲۶ با استفاده از مدل غیرخطی ARMA بررسی نمودند. در مدل مورد بحث، «اثرات بازدهی تأخیری»، «اثرات اهرمی» و همچنین «شکست ساختاری» گنجانده می‌شوند. نتایج تخمین‌ها و پیش‌بینی‌ها با وجود اثرات ARCH در رفتار بازدهی سهام سیمان تهران، حاکی از برتری الگوی ARMA نسبت به مدل‌های دیگر می‌باشد. همچنین در این تحقیق نشان داده می‌شود که اخبار خوب و بد اثرات متقارنی بر قیمت سهام سیمان تهران دارد.

زمانی، سوری و ثنایی اعلم (۱۳۸۸) به بررسی پیش‌بینی‌پذیری و بررسی سرایت شاخص‌ها در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از یک مدل Multivariate GARCH پرداخته و نشان می‌دهند که در بازده‌های روزانه شاخص شرکت‌های کوچکتر با تأخیر، دنباله‌رو شاخص شرکت‌های بزرگتر می‌باشد ولی وجود سرایت در بازده‌های ماهانه و فصلی و نیز تلاطم شاخص‌ها مشاهده نمی‌شود.

حیرانی<sup>۳۲</sup> (۱۳۹۲) در پایان‌نامه کارشناسی ارشد خود با استفاده از داده‌های مربوط به شاخص قیمتی صنایع دارویی و شیمیایی در بورس اوراق بهادار ایران و همچنین با استفاده از شاخص قیمتی سهام FTSE و S&P500 در بازه زمانی ۲۰۰۰ الی ۲۰۱۳، به بررسی ساختار وابستگی بین بازدهی‌های مالی با استفاده از روش Copula-GARCH (GJR) پرداخت. نتایج این تحقیق حاکی از وجود ساختار وابستگی نامتقارن و غیرخطی بین بازدهی‌های مورد بررسی می‌باشد؛ به نحوی که بهترین مدل برای نشان دادن این ساختار، وابستگی مدل‌های مربوط به توابع کاپولای ارشمیدسی نامتقارن شامل کاپولای گامبل و کلایتون است. وی همچنین با استفاده از روش توابع کاپولا به برآورد ارزش در معرض ریسک هر کدام از پرتفوی‌های داخلی و خارجی پرداخت. نتایج این بخش از کار وی نشان می‌دهد که مدل‌های مستخرج شده از توابع کاپولا، از مدل‌های متداولی همچون M-GARCH، DCC-GARCH، EWMA و روش‌های شبیه‌سازی تاریخی، نتایج بهتر و باکفایت‌تری در برآورد ارزش در معرض ریسک هر دو پرتفوی مورد بررسی دارد.

### ۳- روش‌شناسی پژوهش

روابط همبستگی بین متغیرها یک موضوع مهم در مطالعات مالی بوده و تابع کاپولا نیز یک ابزار سودمند برای بیان وابستگی بین متغیرها است. نلسن (۱۹۹۱) با استفاده از توابع کاپولا به تحلیل همبستگی و ضرایب مربوط به آن پرداخت. برای رسیدن به توزیع مشترک بر مبنای توابع کاپولا نیازمند رسیدن به توزیع حاشیه‌ای مناسب برای رسیدن به توزیع مشترک هستیم. برای این مهم، در این مقاله از روش GARCH-Copula استفاده شده است که در آن ابتدا پارامترهای توزیع حاشیه‌ای محاسبه و سپس توزیع مشترک بدست خواهد آمد و از آن مقادیر پارامترهای توابع کاپولا استخراج خواهند شد.

### ۳-۱- مدل واریانس ناهمسان شرطی

برای لحاظ نمودن اطلاعات غیرخطی موجود در میان پسماندهای رگرسیون، در هنگام تخمین پارامترهای مدل  $ARIMA$  مدل‌های خانواده  $ARCH$  و در حالت تعمیم یافته آن، مدل خانواده  $GARCH$  ابزار تحلیلی مناسبی می‌باشند و به صورت زیر تصریح می‌شوند:

$$r_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i r_{t-i} - \sum_{i=1}^q \theta_i a_{t-i} + a_t \quad ; \quad a_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^n \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2)$$

که در آن؛  $\{\varepsilon_t\}$  دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی ناپسته هم‌توزیع با میانگین صفر و واریانس ۱، و علاوه بر این  $\alpha_0 > 0$ ،  $\alpha_i \geq 0$ ،  $\beta_j \geq 0$  و  $\sum_{i=1}^{\max(m,n)} (\alpha_i + \beta_i) < 1$  است. به سادگی قابل درک است که برای  $i > m$ ، همواره  $\alpha_i = 0$  و برای  $j > n$  همواره  $\beta_j = 0$  است. به علاوه،  $\sum_{i=1}^m \alpha_i a_{t-i}^2$  نشان‌دهنده بخش  $ARCH$  و  $\sum_{j=1}^n \beta_j \sigma_{t-j}^2$  مشخص‌کننده بخش  $GARCH$  است. روش به کار برده شده برای برآورد پارامترها، تابع راستنمایی به روش  $MLE$ ، با فرض  $\Omega_{t-1} = \{a_0, a_1, \dots, a_{t-1}\}$  خواهد بود.

### ۳-۲- توابع کاپولا

می‌توان تابع کاپولا را با توجه به قضیه اسکالر بدین شکل تعریف نمود:

دو متغیر تصادفی  $X_1, X_2$  با توابع توزیع  $F_{X_1}(x_1) = P(X_1 \leq x_1)$  و  $F_{X_2}(x_2) = P(X_2 \leq x_2)$  را در نظر بگیرید. برای هر دو مقدار حقیقی  $x_1, x_2$  می‌توان سه مقدار  $[F_{X_1}(x_1), F_{X_2}(x_2), F(x_1, x_2)]$  را در نظر گرفت که هر کدام به یک نقطه  $[F_{X_1}(x_1), F_{X_2}(x_2)]$  در مربع واحد  $[0,1] \times [0,1]$  منجر می‌شود و این زوج با مقدار  $F(x_1, x_2)$  در بازه  $[0,1]$  مطابقت دارد. این رابطه که مقدار مربوط به تابع توزیع توأم را به توابع تک‌متغیره اختصاص می‌دهد، تابع کاپولا نامیده می‌شود.

$$F(x_1, x_2) = C(F_1(x_1), F_2(x_2)). \quad (3)$$

ضریب همبستگی خطی، ساختار وابستگی کلی را نشان می‌دهد و بر اساس تابع توزیع توأم  $F$  قابل بیان است. وابستگی دنباله‌ای، وابستگی بین متغیرها را در یک چهارم بالایی (چارک) سمت راست و یک چهارم پایینی (چارک) سمت چپ روی  $I^2 = [0,1]^2$  اندازه می‌گیرد. مفاهیم مربوط به وابستگی دنباله‌ای در توزیع‌های توأم برای مقادیر حدی بیان می‌شوند. وابستگی دنباله‌ای، رابطه وابستگی بین مقادیر بزرگ (کوچک) از یک متغیر با مقادیر بزرگ (کوچک) از متغیر دیگر را توصیف می‌نماید که تحت عنوان وابستگی دنباله‌ای بالایی (پایینی) تعریف می‌شوند.

در نظر بگیرید  $X = (X_1, X_2)^T$  یک بردار تصادفی دو بُعدی باشد. گوییم  $X$  دارای وابستگی دنباله‌ای بالایی

است، هرگاه:

$$\lambda_U = \lim_{u \rightarrow 1^-} P[X_1 > F_1^{(-1)}(u_1) | X_2 > F_2^{(-1)}(u_2)] \quad (4)$$

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، گوییم  $X = (X_1, X_2)^T$  دارای وابستگی به دنباله پایین است هرگاه:

$$\lambda_L = \lim_{u \rightarrow 0^+} P[X_1 \leq F_1^{(-1)}(u_1) | X_2 \leq F_2^{(-1)}(u_2)] \quad (5)$$

### ۳-۳- انواع توابع کاپولا

#### کاپولای نرمال<sup>۲۳</sup>

سونگ<sup>۲۴</sup> (۲۰۰۰) تابع توزیع خانواده تابع کاپولای نرمال را به صورت زیر بیان نمود:

$$C^{Ga}(u_1, u_2; \rho) = \psi_\rho(\psi^{-1}(u_1), \psi^{-1}(u_2)) \quad (6)$$

که در آن  $\psi_\rho$  تابع توزیع نرمال استاندارد دو متغیره با ضریب همبستگی  $\rho \in (0, 1)$  است. این تابع دارای وابستگی بالایی و پایینی صفر است.

#### کاپولای t - استیودنت

امبرجت و همکاران (۲۰۰۱) تابع توزیع تابع کاپولای t - استیودنت<sup>۲۵</sup> را به صورت زیر بیان نمودند. این تابع نیز همچون تابع نرمال متقارن است، با این تفاوت که مقدار وابستگی بالایی و پایینی در توزیع را متقارن اندازه‌گیری می‌نماید و معیاری جهت وابستگی در دنباله‌ها را به همراه دارد.

$$T_{v, \rho}(t_v^{-1}(u_1), t_v^{-1}(u_2)) \quad (7)$$

#### کاپولای ارشمیدسی

کاپولای ارشمیدسی یک دسته مهم از توابع کاپولا، با ساختار ساده و خصوصیات تحلیلی فراوان است. کاپولای ارشمیدسی دو متغیره به صورت  $C(u_1, u_2) = \varphi^{[-1]}(\varphi(u_1) + \varphi(u_2))$  است، که پیوسته، اکیداً کاهشی و دارای تابع مولد  $[0, \infty] \rightarrow [0, 1]$  است به طوری که  $\varphi(1) = 0$  و تابع شبه معکوس<sup>۱۱</sup> به صورت زیر است (کشاورز حداد و حیرانی، ۱۳۹۳):

$$\varphi^{[-1]}(t) = \begin{cases} \varphi^{-1}(t) & 0 \leq t \leq \varphi(0) \\ 0 & \varphi(0) \leq t \leq \infty \end{cases} \quad (8)$$



سه نوع کاپولای ارشمیدسی که به صورت رایج استفاده می‌شوند شامل؛ کاپولای کلایتون (کلایتون ۱۹۷۸)<sup>۲۴</sup>، کاپولای فرانک (فرانک ۱۹۷۹)<sup>۲۷</sup> و کاپولای گامبل (گامبل ۱۹۶۰)<sup>۲۸</sup> است.

تابع کاپولای کلایتون دارای توزیع نامتقارن است؛ به نحوی که در آن وابستگی به دنباله منفی بیشتر از وابستگی به دنباله مثبت است. تابع کاپولای گامبل نیز همچون کاپولای کلایتون دارای توزیع نامتقارن بوده و برخلاف کاپولای کلایتون وابستگی دنباله مثبت در آن بیشتر از وابستگی به دنباله منفی است. تابع کاپولای فرانک نیز حالت متقارن از کاپولای ارشمیدسی را نمایش می‌دهد (کشاورز حداد و حیرانی، ۱۳۹۳).

#### ۴- یافته‌های پژوهش

##### ۴-۱- جامعه آماری و متغیرهای پژوهش

داده‌های مورد استفاده در تحقیق حاضر، برای مدل‌سازی بررسی وابستگی متقابل بازارهای جهانی طلا، نفت و بازار بورس ایران، بازدهی این بازارها است. بدین منظور، از قیمت روزانه این بازارها در بازه زمانی ژانویه ۲۰۱۰ تا آگوست ۲۰۱۷ استفاده شده است. از آنجایی که تعطیلات این بازارها در برخی از تاریخ‌ها یکسان نمی‌باشد، قبل از هرگونه مدل‌سازی، سری زمانی مربوط به این کشورها را به لحاظ تاریخی همگن نمودیم؛ بدین معنا که روزهای کاری که هر کشور فعال بوده است را مبنای استخراج اطلاعات قرار دادیم. برای محاسبه بازده این شاخص، از بازده لگاریتمی به صورت  $r_t = (p_t - p_{t-1}) \times 100$  که در آن  $P_t$  برابر  $\ln(p_t)$  است، استفاده نمودیم. محاسبه بازدهی قیمت کمک خواهد نمود تا در صورت عدم همگن بودن داده‌های مورد استفاده، آنها را همگن و هم‌نوع کرده و محاسبات آماری و احتمالاتی آنها را ساده نماییم. نگراره (۱) مشخصات آماری متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق را نشان می‌دهد.

نتایج جارک- برا نشان‌دهنده رد فرض صفر مبنی بر نرمال بودن برای همه سری‌های بازده می‌باشد. همانطور که مشخص است، توزیع این دو بازدهی دارای دنباله پهن‌تر نسبت به توزیع نرمال است. لذا توزیع  $t$ -استیودنت توزیع مناسبی برای برآورد مدل‌های GARCH خواهد بود که در برآوردهای بخش بعدی از این توزیع استفاده خواهد شد.

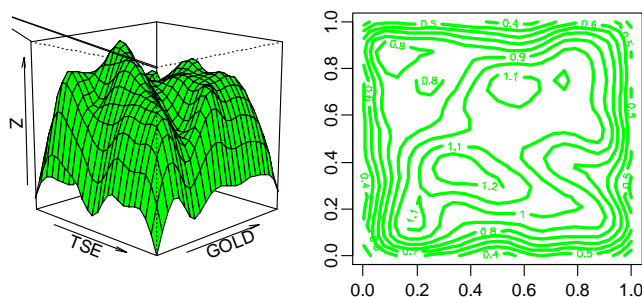
##### نگاره ۱- آماره‌های توصیفی داده‌های روزانه به همراه نتایج آزمون جارک- برا

احتمال	جارک- برا	کشیدگی	چولگی	انحراف معیار	کمینه	بیشینه	میانه	میانگین	شرح
0.000	2017.803	9.434	0.836	1.070	-5.670	7.495	0.067	0.182	بورس تهران
0.000	5124.425	13.322	-1.191	1.424	-12.136	5.274	0.017	0.015	طلا
0.000	2101.953	9.739	0.390	2.373	-10.980	15.548	-0.020	-0.040	نفت

منبع: نتایج تحقیق

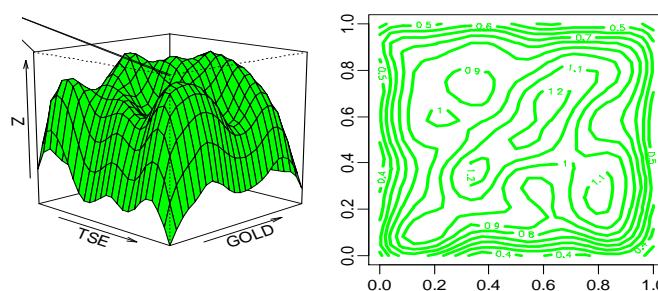
قبل از هرگونه برآورد از متغیرهای مورد بررسی به صورت برآورد حاشیه‌ای و پارامترهای توابع کاپولا، برای محاسبه مقادیر وابستگی دنباله‌ای در این سری‌های زمانی توزیع تجربی متغیرهای توزیع در فضای  $[0,1]$  بیان شده تا شمای کلی از آنها مشخص شود. این موضوع در نمودار (۱) برای بازار بورس تهران و بازدهی بازار بین‌المللی طلا مشخص شده است.

همانطور که در این نمودار مشخص است توزیع آشفته‌ای میان بازدهی بازار بورس تهران و طلای جهانی وجود دارد. برش مقطعی در سمت راست نیز به خوبی این موضوع را نشان می‌دهد که رابطه این دو بازار در مقادیر حدی در دنباله‌ها شدیدتر است. این مهم نشان می‌دهد که وابستگی ساختاری در مقادیر انتهایی توزیع مشترک این دو بازار بیشتر است.



نمودار ۱- توزیع تجربی بازدهی بورس تهران و قیمت طلای جهانی

نمودار (۲) وابستگی توزیع مشترک تجربی بازار بورس تهران و بازدهی بازار نفت را نشان می‌دهد. همانطور که در این نمودار مشخص است همچون بازار بورس و طلا، رابطه این دو بازار در مقادیر حدی در دنباله‌ها شدیدتر است. این نمودار نیز نشان می‌دهد که وابستگی ساختاری در مقادیر انتهایی توزیع مشترک این دو بازار بیشتر است.



نمودار ۲- توزیع تجربی بازدهی بورس تهران و قیمت نفت جهانی

در این بخش، به برآورد توزیع حاشیه‌ای بر اساس رویکرد ARMA-GARCH پرداخته شده است. برای دقت در برآورد صحیح و شناسایی مرتبه دقیق این فرآیند برای مدل  $ARMA(p,q)$ ، با استفاده از گندویسی در نرم‌افزار S-Plus، ماتریس آکائیک برای این فرآیند مورد استفاده قرار گرفت و نتایج آن نشان‌دهنده  $ARMA(1,1)$  است. به بیان دیگر بهترین مدل با کمترین معیار اطلاعاتی برای بخش میانگین بازدهی هر سه سری زمانی مدل  $ARMA(1,1)$  است.

از آنجایی که بازدهی سری‌های زمانی مورد آزمون دارای تلاطم خوشه‌ای هستند، لازم است برای سازگاری توزیع تجربی بازدهی‌ها، توزیع حاشیه‌ای برای آنها در نظر بگیریم. لذا مدل تک‌متغیره GARCH معرفی شده در بخش قبلی، برای هر کدام از سری‌های زمانی مورد بررسی استفاده شده است.

نگاره ۲- برآورد مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی بازدهی روزانه داده‌ها

پارامتر	بورس تهران	طلا	نفت
mu	0.0715**	۰,۰۳۰۵	0.0053
ar1	0.6795***	۰,۳۳۳۵***	0.5939***
ma1	-0.5091***	-۰,۳۶۰۱	-0.5282***
omega	0.0106	۰,۰۱۸۸***	0.0226*
alpha1	0.0897***	۰,۰۱۹۳**	0.0483***
beta1	0.9093***	۰,۹۷۱۱***	0.9507***
shape	2.9821***	۳,۷۱۵۶***	3.3144***
آزمون $Q$ توان دوم پسماندها	6.0261	۵,۹۶	۶,۶۸
آزمون $LM$ اثرات ARCH	۱,۷۰۹	۰,۰۱۸۳	۰,۵۸۱

منبع: نتایج تحقیق

\*\*\*، \*\* و \* به ترتیب معنی داری در سطح ۰,۰۱ و ۰,۰۵ و ۰,۱۰ را نشان می‌دهند.

همانطور که مشخص است، نتایج حاکی از معنی‌داری پارامترهای مدل تخمین زده شده است. آزمون یونگ باکس برای معنی‌داری تابع خودهمبستگی در مدل برآورد شده، نشان‌دهنده عدم خودهمبستگی بین پسماندهای مدل برآورد شده است که این خودهمبستگی را در سطح ۵٪ تأیید نموده و برازش صحیح این مدل را برای هر دو سری زمانی تضمین می‌نماید.

در نگاره ۳، نتایج بررسی وابستگی ساختاری بین متغیرهای مورد بررسی بر اساس توابع کاپولا مورد بررسی قرار گرفته است. همانطور که مشخص است، نتایج بررسی تابع کاپولا نیز به نوعی منطبق بر نمودار توزیع مشترک است. به شکلی که در این بررسی تابع کاپولای  $t$ -استیودنت با بیشترین مقدار حداکثر راستنمایی بهترین توضیح‌دهنده ساختار متقابل بازارهای مورد بررسی است.

نگاره ۳- برآورد پارمترهای توابع کاپولا برای زوج‌های مورد بررسی بازدهی

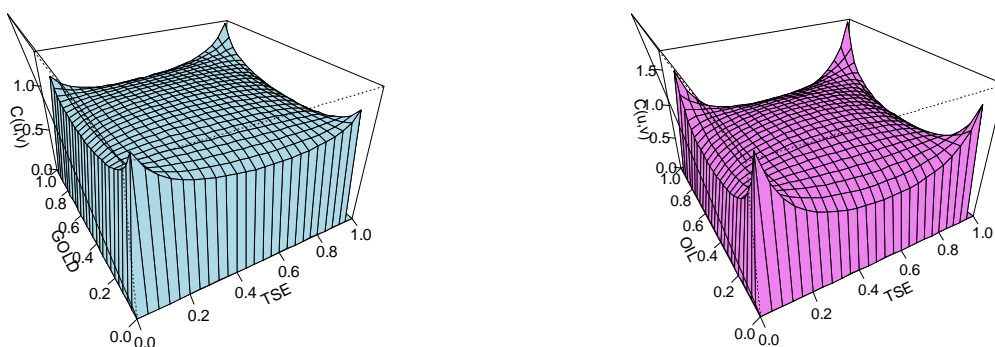
تابع کاپولا	پارامتر	بورس تهران و طلا	بورس تهران و نفت
نرمال	پارامتر	۰,۰۳۸۸	۰,۰۵۱
	وابستگی بالایی	-	-
	وابستگی پایینی	-	-
t_استیودنت	حداکثر راستنمایی	۰,۸۱۱	۱,۴۴۵
	پارامتر	۰,۰۳۶	۰,۰۳۵
	وابستگی بالایی	۰,۰۰۹	۰,۰۸۶
	وابستگی پایینی	۰,۰۰۹	۰,۰۸۶
کلایتون	حداکثر راستنمایی	۵,۱۱۰۴	۲۵,۶۳۵
	پارامتر	۰,۰۴۵	۰,۱۰۱
	وابستگی بالایی	.	.
	وابستگی پایینی	۰,۰۱	۰,۰۰۱
گامبل	حداکثر راستنمایی	۴۸,۰۰۴۸	۵,۱۱۳
	پارامتر	۱,۰۲۵	۱,۰۴۷
	وابستگی بالایی	۰,۰۳۴	۰,۰۶۲
	وابستگی پایینی	.	.
فرانک	حداکثر راستنمایی	۱,۰۷۹	۴,۹۷۲
	پارامتر	۱,۳۳۹	۰,۲۲۶
	وابستگی بالایی	.	.
	وابستگی پایینی	.	.
	حداکثر راستنمایی	۰,۶۹۴	۰,۷۱۵

منبع: نتایج تحقیق

این نتیجه به خوبی نشان می‌دهد در این بازارها در بازدهی‌های حدی مثبت و منفی وابستگی آنها بیشتر شده و اثرات متقابل آنها بر همدیگر در این شرایط بیشتر می‌شود. این نتیجه‌گیری گویای این واقعیت است که بازار بورس تهران به شدت به بازارهای جهانی طلا و نفت وابسته بوده و تغییرات حدی آنها موجب وابستگی شدیدتر این بازارها به یکدیگر می‌شود. این نتایج، با نتایج بدست آمده توسط محققانی همچون پاتون<sup>۲۹</sup> (۲۰۰۴)، وب و سایر (۲۰۱۳)، پرونیو و همکاران (۲۰۱۴) و کشاورز حداد و حیرانی (۱۳۹۳) همسو است؛ به نحوی که در تمامی این تحقیقات وجود رابطه وابستگی ساختاری بین بازدهی‌های مالی در بازارهای مختلف مورد تأیید قرار گرفته است. این نتیجه گویای این واقعیت است که در زمانی که مقادیر بازدهی در قیمت‌های نفت و طلای جهانی به شدت افزایش و یا به شدت کاهش می‌یابد، درجه وابستگی بیشتری بین بازار سهام در ایران و این بازارها وجود دارد. به بیان دیگر در زمانی که رونق شدید و یا رکود شدید در این بازارها رخ می‌دهد تغییرات آنها

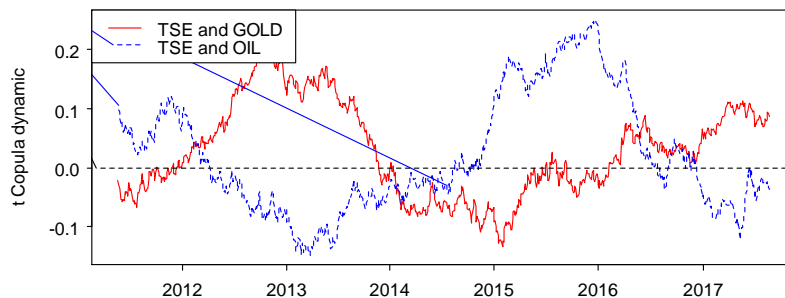
تأثیر بیشتری بر بازار سهام در ایران خواهند داشت. این نتیجه نشان می‌دهد که بین بازار بورس و قیمت‌های نفت و طلای جهانی، وابستگی در مقادیر دنباله‌ای به شکل برابری موجود است. به این ترتیب وابستگی دنباله‌ای در توزیع‌های توأم بین بازار بورس ایران و قیمت نفت و همچنین بازار بورس ایران و قیمت طلای جهانی به شکلی متقارن وجود دارد.

بازدهی‌های هر زوج بازارهای مورد بررسی در قالب تابع کاپولا در نمودار (۳) مشخص است بطوری که توزیع مشترک در حاشیه‌های بالایی و پایینی به شدت زیاد است. این نمودار نشان‌دهنده وابستگی حدی بازار بورس تهران با بازارهای طلا و نفت در جهان است. همانطور که مشخص است دنباله‌ها در گوشه‌های این نمودار سه بُعدی به سمت عدد ۱ که حد موردنظر در فضای  $[0,1]$  توزیع یکنواخت است میل می‌نماید. این مهم نشان می‌دهد که در مقادیر بالایی و پایینی در بازدهی‌های مشترک وابستگی و به بیان بهتر اثرات متقابل این بازارها به مراتب بیشتر از سایر بازدهی‌ها است. بدین ترتیب، با افزایش و کاهش‌های شدید در بازدهی‌ها (رونق و رکود شدید)، اثرات متقابل این بازارها بر یکدیگر به شدت بیشتر می‌شود.



نمودار ۳- تابع کاپولای t برآوردی بازدهی بورس تهران و قیمت طلای جهانی (چپ) و نفت (راست)

در ادامه، با توجه به نوع وابستگی بین داده‌های مورد بررسی در این تحقیق، از رویکرد ساختار همبستگی متغیر در زمان جهت توزیع وابستگی بین بازدهی‌های مورد بررسی استفاده شده است. در نمودار ۴ نیز وابستگی بر اساس پارامترهای تابع کاپولای t-استیودنت برای دوره مورد بررسی به صورت متغیر در زمان محاسبه شده است.



نمودار ۴- وابستگی ساختاری مبتنی بر تابع کاپولای  $t$  متغیر در زمان بین بورس تهران و قیمت طلای جهانی و نفت خام

همانطور که مشخص است، در این بررسی، ساختار وابستگی بین بازار بورس تهران و طلا و بازار بورس تهران و نفت خام در اکثر بازه‌های زمانی مورد بررسی برخلاف همدیگر حرکت نموده‌اند. این امر نشان می‌دهد که اثرات متقابل بازارهای یاد شده با بورس تهران علاوه بر وابستگی شدید در دنباله‌های توزیع مشترک به صورت نامتقارن در طی زمان اتفاق می‌افتد. بر این اساس می‌توان بیان نمود که رابطه بازارهای طلا و نفت با بورس اوراق بهادار ایران دارای وابستگی دنباله‌ای بوده و هر کدام اثرات متفاوتی را به دنبال داشته است. این مهم در درجه اول نشان می‌دهد در زمانی که بازدهی در بازار نفت و طلا به مقادیر حدی خود در دو سمت مثبت و منفی قرار دارد، وابستگی بین بازار بورس و این دو بازار بیشتر از دوران عادی است. همچنین تأثیر این بازارها بر بازار بورس ایران نامتقارن است.

#### ۵- نتیجه‌گیری و بحث

هدف اصلی در مقاله حاضر، بررسی وابستگی ساختاری بازده بین بازارهای مالی بورس تهران و بازار جهانی طلا و نفت بود. برای رسیدن به این هدف، از رویکرد توابع کاپولا استفاده گردید که در ادبیات مالی یکی از بهترین روش‌ها برای بررسی ساختار وابستگی است به طوری که در این تحقیق، علاوه بر نشان دادن وابستگی خطی میان بازارهای یاد شده، ساختار وابستگی غیرخطی این بازارها را نیز برآورد کرده و وابستگی به دم بالایی و یا پایینی آنها مشخص گردید. نتایج این بررسی نشان‌دهنده اثرات متقابل یکسان بازارهای جهانی بر بورس اوراق بهادار تهران است؛ به نحوی که در مقادیر حدی در بازدهی‌های بالا و پایین وابستگی و اثرات متقابل این بازارها به شدت بر یکدیگر زیاد است. همچنین در این بررسی مشخص گردید که اثرات متقابل بازارهای یاد شده با بورس تهران، علاوه بر وابستگی شدید در دنباله‌های توزیع مشترک، به صورت نامتقارن در طی زمان اتفاق می‌افتد. بر این اساس پیشنهاد می‌گردد سهامداران و فعالان در بازار سرمایه به نحوه وابستگی در دنباله‌های توزیع مشترک بورس اوراق بهادار با بازارهای جهانی در زمان‌هایی که رونق و یا رکود شدید وجود دارد توجه

بیشتری داشته باشند و بین وابستگی بازارها در دوران عادی و دوران حدی تفاوت قائل شوند. همچنین پیشنهاد می‌گردد به منظور کاهش ریسک و افزایش بازدهی سبد دارایی، وابستگی نامتقارن بین بازارهای نفت، طلا و بورس اوراق بهادار را نیز در محاسبات خود، هنگام تشکیل سبد دارایی سرمایه‌گذاری وارد نمایند.

#### فهرست منابع

- \* کشاورز حداد، غلامرضا؛ حیرانی، مهرداد، (۱۳۹۳)، "برآورد ارزش در معرض ریسک با وجود ساختار وابستگی در بازدهی بازارهای مالی: رهیافت توابع کاپولا"، مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۹، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۳، صفحه ۸۶۹-۹۰۲
- \* کریمزاده، مصطفی، (۱۳۸۵)، "بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش هم‌جمعی در اقتصاد ایران"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۶، سال ۱۳۸۵
- \* Agnolucci, P., 2009. Volatility in crude oil futures: a comparison of the predictive ability of GARCH and implied volatility models. *Energy Econ.* 31, 316–321.
- \* Aloui, C., Mabrouk, S., 2010. Value-at-risk estimations of energy commodities via longmemory, asymmetry and fat-tailed GARCH models. *Energy Policy* 38, 2326–2339.
- \* Arouri, M., Hammoudeh, S., Lahiani, A., Nguyen, D.K., 2012a. Long memory and structural breaks in modeling the return and volatility dynamics of precious metals. *Q. Rev. Econ. Finance* 52 (2012), 207–218.
- \* Arouri, M., Lahiani, A., Lévy, A., Nguyen, D.K., 2012b. Forecasting the conditional volatility of oil spot and futures prices with structural breaks and longmemory models. *Energy Econ.* 34 (1), 283–293.
- \* Baillie, R., Bollerslev, T., Mikkelsen, H., 1996. Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *J. Econ.* 74, 3–30.
- \* Basel Committee on Banking Supervision, 1996. Supervisory framework for the use of "backtesting" in conjunction with the internal model-based approach to market risk capital requirements. Bank for International Settlements, Basel, Switzerland.
- \* Basel Committee on Banking Supervision, 2004. International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards. Bank for International Settlements, Basel, Switzerland.
- \* Baur, D.G., McDermott, T.K., 2010. Is gold a safe haven? International evidence. *J. Bank. Finance* 34, 1886–1898.
- \* Bollerslev, T., 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *J. Econ.* 31, 307–327.
- \* Browne, F., Cronin, D., 2010. Commodity prices, money and inflation. *J. Econ. Bus.* 62, 331–345.
- \* Engle, R.F., 1982. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK inflation. *Econometrica* 50, 987–1008.
- \* Engle, R.F., Bollerslev, T., 1986. Modelling the persistence of conditional variances. *Econ. Rev.* 5, 1–50.
- \* Aas, K., & Berg, D. (2009). Models for construction of multivariate dependence a comparison study. *European Journal of Finance*, 15(7–8), 639–659.
- \* Aas, K., Czado, C., Frigessi, A., & Bakken, H. (2009). Pair-copula constructions of multiple dependence. *Insurance: Mathematics and Economics*, 44(2), 182–198.

- \* Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *Automatic Control, IEEE Transactions on*, 19(6), 716–723.
- \* Cherubini, U., Luciano, E., & Vecchiato, W. (2004). *Copula methods in finance*. Chichester: John Wiley & Son Ltd.
- \* Clarke, K. A. (2007). A simple distribution-free test for nonnested model selection. *Political Analysis*, 15(3), 347–363.
- \* de Haan, L., & de Ronde, J. (1998). Sea and wind: Multivariate extremes at work. *Extremes*, 1(1), 7–45.
- \* de Haan, L., & Ferreira, A. (2006). *Extreme value theory: An introduction*. New York: Springer-Verlag.
- \* de Haan, L., & Resnick, S. (1977). Limit theory for multivariate sample extremes. *Z. Wahrscheinlichkeitstheorie und Verw. Gebiete*, 40(4), 317–337.
- \* Demarta, S., & McNeil, A. J. (2005). The t copula and related copulas. *International Statistical Review*, 73(1), 111–129.
- \* J. Dißmann, E.C. Brechmann, C. Czado, D. Kurowicka, Selecting and estimating regular vine copula and application to financial returns, *Comput. Statist. Data Anal.* 59 (2013) 52–69.
- \* Dötz, N., & Fischer, C. (2010). What can EMU countries' sovereign bond spreads tell us about market perceptions of default probabilities during the recent financial crisis? What can EMU countries' sovereign bond spreads tell us about market perceptions of default probabilities during the recent financial crisis? Discussion Paper Series 1: Economic Studies. Deutsche Bundesbank, Research Centre.
- \* Eichengreen, B., Hausmann, R., & Panizza, U. (2003). Currency mismatches, debt intolerance and original sin: Why they are not the same and why it matters. National Bureau of Economic Research, Inc.
- \* Embrechts, P., Lindskog, F., & McNeil, A. (2003). 8 modelling dependence with copulas and applications to risk management. In S. T. Rachev (Ed.), *Handbook of heavy tailed distribution in finance* (pp. 329–384). Elsevier.
- \* Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987–1007.
- \* Fougères, A. -L. (2003). Multivariate extremes. In B. Finkenstädt, & H. Rootzén (Eds.), *Extreme values in finance, telecommunications, and the environment*. Chapman and Hall/CRC.
- \* Frees, E.W., Carriere, J., & Valdez, E. (1996). Annuity valuation with dependent mortality. *The Journal of Risk and Insurance*, 63(2), 229–261.
- \* Genest, C., & Favre, A. (2007). Everything you always wanted to know about copula modeling but were afraid to ask. *Journal of Hydrologic Engineering*, 12(4), 347–368

## یادداشت‌ها

- <sup>1</sup> Contigen
- <sup>2</sup> Harvey and Siddique, 1999
- <sup>3</sup> Ang and Bekaert, 2002; Ang and Chen, 2002
- <sup>4</sup> Asymptotic Tail Dependence
- <sup>5</sup> Copula
- <sup>6</sup> Basher and Sadorsky
- <sup>7</sup> Longin and Solnik
- <sup>8</sup> Linear Regressions
- <sup>9</sup> Quantile Regressions
- <sup>10</sup> VAR
- <sup>11</sup> Cointegration Methods



<sup>12</sup> DiClemente and Romano (2004)

<sup>13</sup> Gaussian Copula

<sup>14</sup> Student's t-Copula

<sup>15</sup> Grouped t-Copula

<sup>16</sup> Clayton n-Copula

<sup>17</sup> Expected Shortfall

<sup>18</sup> Patton, (2004)

<sup>19</sup> The Center for Research in Security Prices (CRSP)

<sup>20</sup> Constant Relative Risk Aversion (CRR)

<sup>21</sup> Cathy Ning

<sup>22</sup> حیرانی، مهرداد؛ دکتر غلامرضا کشاورز حداد (۱۳۹۲)، "برآورد ارزش در معرض ریسک با وجود ساختار وابستگی در بازدهی بازارهای مالی: رویکرد مبتنی بر توابع کاپولا"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف

<sup>23</sup> Normal Copula.

<sup>24</sup> Song.

<sup>25</sup> Student copula

<sup>26</sup> Clayton copula (Clayton, 1978)

<sup>27</sup> Frank copula (Frank, 1979)

<sup>28</sup> Gumbel copula (Gumbel, 1960)

<sup>29</sup> Patton, (2004)