



مدلسازی ارتباط شاخص قیمت در بازارهای مالی و رابطه مبادله در اقتصاد ایران (الگوی پرس قیمت مرتون و رویکرد توابع کاپیولای شرطی)

سیدعبدالمجید جلابی اسفندآبادی^۱
نوراله صالحی آسفیجی^۲
الهام شیوایی^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۰/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۲/۰۵

چکیده

هدف محوری این مقاله بررسی ارتباط ساختاری میان بازارهای مالی (بازار سرمایه، بازار ارز، بازار نفت) و بازار تجاری در اقتصاد ایران می باشد. به عبارت دیگر مدل سازی ماتریس ساختاری میان قیمت سهام، نرخ ارز، قیمت نفت و رابطه مبادله (TOT) و ارتباط سیستماتیک این متغیرها براساس توابع کاپیولای شرطی بررسی خواهد شد. نتایج برآورد اندازه وابستگی بین شاخص های بازاری که با τ سنجیده شده، نشان می دهد که ضریب وابستگی غیرخطی قیمت نفت و نرخ ارز 0.39 می باشد و وابستگی متقارن در میانگین توزیع میان این دو متغیر وجود دارد. همچنین یافته های تحقیق موید آن است که هیچ ارتباطی غیرخطی میان شاخص قیمت سهام و رابطه مبادله و همچنین میان نرخ ارز و رابطه مبادله در اقتصاد ایران وجود ندارد. براساس نتایج این تحقیق، بیشترین همبستگی خطی بین متغیرهای نرخ ارز و شاخص قیمت سهام دیده می شود و کمترین همبستگی خطی بین قیمت نفت و رابطه مبادله است. یافته های این تحقیق نشان می دهد که اولاً رفتار غیرخطی و استوکاستیک در این بازارها وجود دارد و ثانیاً بیشترین ضریب رانش

۱- استاد اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران (نویسنده مسئول) jalae@uk.ac.ir

۲- استادیار اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران. salehnoor@gmail.com

۳- دانشجوی دکترای دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران. Elham.shivaie@yahoo.com

و انتشار مربوط به بازار نفت بوده است و بیشترین ضریب پرش قیمتی مربوط به بازار تجاری و رابطه مبادله می باشد.

واژه‌های کلیدی: بازار ارز، بازار اوراق بهادار، بازار نفت و بازار تجاری، کاپیولا، تاو کندل.

طبقه بندی JEL: D52 , G14, L71

۱- مقدمه

هدف محوری این مقاله بررسی ارتباط ساختاری میان بازار ارز، بازار سرمایه، بازار نفت و بازار تجاری در اقتصاد ایران می باشد. به عبارت دیگر، مدل سازی ماتریس ساختاری میان نرخ ارز، نوسانات قیمت سهام، قیمت نفت و رابطه مبادله (TOT) و ارتباط سیستماتیک این متغیرها براساس رهیافت توابع کاپیولای شرطی بررسی خواهد شد. همچنین استخراج اثر سرریز و شبکه ای این متغیرها و استخراج ضریب اثرگذاری قوی و ضعیف میان این بازارها در این تحقیق بررسی می گردد.

از دیدگاه اقتصاددانان، رابطه مبادله یکی از مهمترین ابزارهای تجزیه و تحلیل مسائل اقتصاد کلان می باشد. بطوریکه تغییرات رابطه مبادله کشورها اثر مستقیمی بر رفاه آنها دارد. بهبود رابطه مبادله، کشورها را قادر می سازد تا در همان سطح درآمدی، صادرات بیشتری را خریداری کنند و بالعکس، کاهش رابطه مبادله قدرت خرید کشورها را در بازارهای جهانی کاهش می دهد. این احتمال نیز وجود دارد که شوک های رابطه مبادله منجر به آهسته شدن رشد اقتصادی و افزایش احتمال بروز بحران های پولی شدیداً مخرب شود. شوک های رابطه مبادله شوک های مالی هستند که هم بطور مستقیم و هم به دلیل ارتباط قوی بین ثبات رابطه مبادله و بی ثباتی آن در فرایندهای پولی و مالی، به بی ثباتی در اقتصاد کلان دامن می زنند. همچنین رابطه مبادله، نرخ ارز واقعی و قیمت نفت بشدت به هم مرتبط هستند. شوک های بزرگ رابطه مبادله به تدریج نظام نرخ ارز ثابت را تضعیف می کند و در عین حال نیز تأثیرات سوء ناشی از بحران های پولی بسیار مخرب را نیز افزایش می دهد. بی ثباتی اقتصاد کلان با توجه به تغییرات در رابطه مبادله، مانعی برای توسعه اقتصادی بشمار می رود و منجر به کندی رشد اقتصادی می شود. رویکرد دیگر مربوط به تأثیر پذیری رابطه مبادله از متغیرهای کلان و یا تأثیرگذاری بر آن است؛ مهمترین بخش این رویکرد مربوط به ارتباط دو طرفه رابطه مبادله و نرخ ارز است. در حقیقت دو منشأ مهم تغییر قیمت های نسبی در یک اقتصاد، تغییرات نرخ ارز حقیقی و رابطه مبادله است. البته روابط تئوریک بسیاری بین این متغیرها وجود دارد؛ از یک طرف نوسانات رابطه مبادله منجر به بی ثباتی نرخ ارز و نوسانات بازار سهام می گردد و از دیگر سو؛ پاسخ تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز حقیقی و قیمت ها بر شوک های رابطه مبادله، به صورت سیستماتیک در نظام های نرخ ارز متفاوت است. به عبارت دیگر پاسخ اقتصاد داخلی به شوک های واقعی رابطه مبادله به نظام ارزی کشورها بستگی دارد. همچنین رابطه مبادله، نرخ ارز و قیمت سهام در یک اقتصاد نفتی بر رقابت پذیری و تراز تجاری اثر معنادار دارد. افزایش نرخ ارز (تقویت پول ملی داخلی) به معنی افزایش هزینه صادرات و کاهش هزینه واردات می شود و این تغییرات بر سودآوری شرکت هایی که واردات مواد اولیه و یا صادرات محصول

دارند، اثرگذار خواهد بود. بنابراین قیمت سهام که ارزش فعلی جریان نقدی آتی شرکت است نیز تحت تاثیر قرار می‌گیرد.

شایان ذکر است اقتصاد ایران، اقتصاد نفتی است. همان‌طور که می‌دانیم اقتصادهای متکی به نفت در برابر بی‌ثباتی رابطه مبادله بسیار آسیب‌پذیرند. بر اساس شواهد تجربی، تأثیر بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی در اقتصادهای نفتی چندین برابر بیشتر است. بنابراین بررسی تأثیر رابطه مبادله و شوک‌های آن بر اقتصاد داخلی و تحلیل ارتباط متقابل بین نرخ ارز، نوسانات قیمت سهام و رابطه مبادله با لحاظ نمودن ساختار نفتی اقتصاد، می‌تواند راهکارهای مفیدی را برای سیاستگذاران اقتصادی در زمینه مقابله با این شوک‌ها ارائه نماید. از اینرو در این پژوهش ارتباط بین رابطه مبادله، نوسانات بازار سهام، نوسانات قیمت نفت و نوسانات نرخ ارز مورد بررسی قرار گرفته است.

۲- پیشینه تحقیق

در نظریه‌های اخیر، مطالعات بسیاری رفتار تغییرات قیمت نفت، قیمت سهام، نرخ ارز و رابطه مبادله را بررسی کرده‌اند که نشان از یک رابطه مستقیم میان این متغیرها دارد. در ادامه به مهمترین مطالعات این حوزه اشاره می‌شود.

بتاها و همکاران^۱ (۲۰۱۵) در پژوهشی ارتباط بازار نفت خام (WTI)^۲ و بازار سهام را در هفت کشور بررسی کردند و میانگین و انحراف معیار قیمت‌های نفت و بازار سهام در طول افق‌های زمانی متفاوت را با استفاده از روش GARCH^۳ چند متغیره مبتنی بر موجک را مورد سنجش قرار دادند. نتایج شاخص وابستگی موجک نشان می‌دهد که در بسیاری از کشورها بازار نفت خام WTI نقش غالب و برون‌زا را بر بازار سهام و انحراف معیار قیمت سهام داشته است.

کو و لی^۴ (۲۰۱۵) در مقاله‌ای ارتباط میان نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و قیمت سهام را در هر دو بعد زمان و فرکانس با استفاده از آنالیز موجک در اقتصاد یازده کشور بررسی کردند. آنالیز موجک نشان می‌دهد که این ارتباط بطور کلی منفی است اما به مرور، نمایش سیکل‌های فرکانس پایین به بالا تغییر می‌کند. علاوه بر این زمان‌بندی تغییرات فرکانس نشان می‌دهد که عدم قطعیت در سیاست ایالات متحده با عدم قطعیت سیاست در دیگر کشورها همبستگی دارد.

برنارد^۵ و همکاران (۲۰۱۳) به تشریح تجمیع ریسک‌ها در شرایط نااطمینانی از ساختار همبستگی بین آنها و با فرض معین بودن توزیع حاشیه ریسک‌ها، پرداخته‌اند. آنها تجمیع ریسک را برای کلاسی از ریسک‌های پذیرفتنی^۶ بکار برده‌اند که دارای ویژگی‌های استحکام^۷، تحذب^۸، عدم تغییر با جایگشت^۹ و عدم تغییر با تکرار^{۱۰} باشند. نتایج محاسبات و شبیه‌سازی عددی آنها نشان می‌دهد که در حالتی که توزیع ریسک‌ها یکسان فرض شود، می‌توان شرایطی را جهت تیز بودن

کرانه پایین جدید ارائه داد. از نتایج تحقیق آنها در تجمیع ریسک‌ها موقعی استفاده می‌شود که اطلاعاتی راجع به ساختار همبستگی بین هریک از ریسک‌ها نداشته باشیم.

اسکوگلند^{۱۱} و همکاران (۲۰۱۳) روش‌های ترکیبی استفاده از توابع کاپیولا در تجمیع ریسک‌ها را تشریح کرده‌اند. آنها نشان داده‌اند که روش توابع کاپیولا ترکیبی تجمیع ریسک این امکان را فراهم می‌سازد تا بتوان با حداقل داده در دسترس ریسک‌ها را تجمیع کرد اگرچه نمی‌توان با داده‌های اندک ساختار همبستگی و توزیع مشترک ریسک‌ها را دقیق تعیین کرد.

بریچمن و سزادو^{۱۲} (۲۰۱۳) در یک مطالعه منسجم استفاده از توابع وین کاپیولا در مدیریت پورتفولیو را تشریح کرده‌اند. آنها با استفاده از توابع وین کاپیولا (C-Vine) و (R-Vine) و داده‌های روزانه ۴ سال متوالی (۲۰۰۶ تا ۲۰۰۹)، ساختار وابستگی بین بازده سهام ۵۰ شرکت برتر اتحادیه اروپا را مدلسازی کرده‌اند؛ آنها بر این اساس ارزش در معرض ریسک بازده سهام این شرکت‌ها را طی دو سال آتی ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۱ برآورد نموده و سبد بهینه سهام را با روش میانگین-واریانس طی دو سال مذکور تعیین کرده‌اند. بریچمن و سزادو همچنین نتایج تخمین ارزش در معرض ریسک بازده دارائی‌ها و نتایج تعیین سبد بهینه سهام بدست آمده با روش‌های مختلف از جمله توابع وین کاپیولا C-Vine و R-Vine، تابع کاپیولا نرمال، تابع کاپیولا t-استیودنت و روش DCC-GARCH را باهم مقایسه کرده‌اند. نتایج مقایسه نشان می‌دهد که استفاده از توابع وین کاپیولا R-Vine نتایج دقیق‌تری نسبت به سایر روش‌ها دارد.

گوچان و جویداد^{۱۳} (۲۰۱۲) مدل‌های کاپیولای-جفتی^{۱۴} را جهت تجمیع ریسک‌های بازار بکار برده‌اند؛ آنها با استفاده از داده‌های روزانه سال‌های ۱۹۹۹-۲۰۰۹ ریسک بازار سهام، ریسک بازار ارز، ریسک گسترش و ریسک نرخ بهره را که سهم مهمی در مجموعه ریسک بازار دارند را برآورد کرده و سرمایه اقتصادی لازم جهت پوشش زیان احتمالی انتظاری و منفعت انتظاری ناشی از تنوع ریسک را محاسبه کرده‌اند. محاسبه سرمایه اقتصادی بر اساس استاندارد Solvency II و SST با محاسبه VaR 99.5% و ES 99.5% صورت گرفته است.

آروری و کریستوف (۲۰۱۱) رابطه بلند مدت میان قیمت نفت و بازارهای سهام در کشورهای GCC را با استفاده از هم‌انباشتگی پدل بوت استرپ و رگرسیون به ظاهر غیر مرتبط (SUR) بررسی نمودند. یافته‌های آنها نشان داد که شواهدی دال بر هم‌انباشتگی میان قیمت نفت و بازار سهام در کشورهای GCC وجود دارد در حالیکه SUR نشان داد افزایش قیمت نفت تاثیری مثبت روی قیمت سهام به غیر از عربستان سعودی دارد.

سوجیت و کومار^{۱۵} (۲۰۱۱) به بررسی رابطه تجربی میان قیمت نفت و نرخ حقیقی موثر ارز در پاکستان در دوره زمانی 1986M2 الی 2009M3 پرداختند. پاکستان کشوری است با سطح درآمدی

زیر متوسط و برای فعالیت اقتصادی و رشد اقتصادی خود وابستگی شدیدی به واردات نفت دارد. بررسی تجربی تاثیر قیمت نفت بر نرخ ارز از نقطه نظر سیاستگذاری بسیار حائز اهمیت می باشد. در این مقاله از ابزار موجک های پیوسته نظیر قدرت موجک، وابستگی موجک و اختلاف فاز موجک به منظور ارزیابی تاثیر تغییرات قیمت نفت بر نرخ ارز و بالعکس استفاده شده است. قدرت موجک تغییرات واریانس سری های زمانی در تناوب های مختلف را نشان می دهد، وابستگی موجک همبستگی میان ضرایب در فضای تناوب زمانی را نشان داده و اختلاف فاز نیز اطلاعاتی در خصوص تاخیر میان نوسانات دو سری زمانی ارائه می نماید. یافته های این مقاله بیانگر شواهدی دال بر وجود یک رابطه عکس چرخه ای میان قیمت نفت و نرخ موثر حقیقی ارز است اگرچه در اکثر دوره های زمانی که در این مقاله مطالعه شده، به این نتیجه دست یافته که نرخ ارز منجر به ایجاد و انتقال اثر عکس چرخه ای بر روی شوک های قیمت نفت بوده است.

دآرد^{۱۶} و همکاران (۲۰۱۱) تاثیر انتخاب مدل های مختلف در برآورد ریسک پایه محصولات کشاورزی تولیدی در ایالات متحده امریکا را مورد مطالعه قرار داده اند. آنها با استفاده از توزیع مشترک بین متغیرها، مدل سازی همبستگی بین آنها با روش های IC، PQH و استفاده از توابع کاپیولا گوسی، تی، فرانک، کلایتون، تابع کاپیولا پارامتریک گومبول و غیر پارامتریک کرنل نشان داده اند که ریسک پایه و کارایی برآورد شده در تولید محصولات کشاورزی، با توجه به محدودیت داده ها و نمونه های آماری کم در بخش کشاورزی، به انتخاب نوع مدل های کاپیولا حساس است و مقدار برآورد آنها را تحت تاثیر قرار می دهد. با توجه به داده های مورد استفاده در تحقیق که مربوط به سالهای ۱۹۷۲-۲۰۰۷ برای ۴۸۵۶۸ مزرعه کشاورزی است امکان بررسی تاثیر استفاده از مدل های گوناگون از دو جهت قابل ملاحظه است. اول در برآورد پایه ریسک و کارایی در سطح مزرعه- شهرستان بوده و دوم در سطح رتبه دهی ریسک و کارایی به تولیدات و محصولات مختلف کشاورزی است.

زانگ و همکاران^{۱۷} (۲۰۱۰) رابطه هم انباشتگی و علیت میان قیمت طلا و نفت خام را بررسی می کند. آنها به این نتیجه رسیدند که روندهای پایداری میان قیمت نفت و طلا و همچنین همبستگی مثبت معناداری میان آنها وجود دارد. این تحقیق همچنین اشاره دارد که تعادل بلند مدت میان این دو بازار و تغییر قیمت نفت باعث نوسانات قیمت طلا می شود. با توجه به قیمت موثر مشترک میان دو بازار، سهم قیمت نفت خام بزرگتر از طلا به نظر می رسد.

مولان و همکاران^{۱۸} (۲۰۱۰) با استفاده از داده های سری های زمانی روزانه به بررسی تاثیر نوسانات قیمت نفت، طلا و نرخ تبدیل دلار امریکا در مقابل ارزهای گوناگون روی شاخص های قیمت سهام در امریکا، آلمان، ژاپن، تایوان و چین و همچنین همبستگی کوتاه و بلند مدت میان

این متغیرها پرداختند. نتایج نشان می‌دهد میان نوسانات قیمت نفت، قیمت طلا و نرخ تبدیل دلار به ارزهای مختلف و قیمت سهام در آلمان، ژاپن، تایوان و چین هم انباشتگی وجود دارد. فورسبرگ^{۱۹} (۲۰۱۰) نشان داده که استفاده از توابع کاپیولا گوسی^{۲۰}، که عملاً در تجمیع ریسک شرکت‌های بیمه مورد استفاده قرار می‌گیرد، از برخی جهات مدل استاندارد مناسبی نیست و انتخاب تابع کاپیولا تاثیر زیادی بر برآورد نسبت های توانگری مالی شرکت‌های بیمه دارد. و همچنین در صنعت بیمه در اغلب موارد برای یک تابع کاپیولا مفروض، مشکل برازش داده‌های واقعی با مدل مفروض وجود دارد. او همچنین تنوع ریسک درون شرکت‌های بیمه را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده و نشان داده که میانگین تنوع بخشی ریسک حدود ۸/۱۴ درصد و حداکثر اثر تنوع بخشی ریسک درون هریک از شرکت‌ها حدود ۲۲/۱۸ درصد است.

ماگیره و الکندری (۲۰۰۷) رابطه میان قیمت نفت و بازار سهام در کشورهای عضو GCC را با استفاده از آزمونهای ناپارامتریک رتبه بندی برای تحلیل هم انباشتگی غیر خطی مورد بررسی قرار دادند. آنها به این نتیجه رسیدند که قیمت نفت مستقیماً شاخص قیمت سهام را در کشورهای عضو GCC به صورت غیر خطی تحت تاثیر قرار می‌دهد. آنورو و مصطفی (۲۰۰۷) از آزمونهای هم انباشتگی جانسون و جوسلیوس استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که قیمت نفت و بازارهای سهام طی دوره مورد مطالعه آنها هم انباشت نبوده اند (ژانویه ۱۹۹۳ الی اوت ۲۰۰۶). اما نتایج آزمونهای هم انباشتگی گرگوری-هانسن نشان داد که بازارهای نفت و سهام هم انباشت هستند. به علاوه پارک و راتی (۲۰۰۸) اثر شوکهای نفتی روی بازده سهام در آمریکا و ۱۳ کشور اروپایی دیگر با استفاده از مدل VAR و داده های ۱۹۸۶ الی ۲۰۰۵ بررسی نمودند. آنها به این نتیجه رسیدند که شوکهای قیمتی نفت اثر شدیدی روی بازده سهام به استثنای آمریکا داشته است.

مالیک و حمود (۲۰۰۷) انتقال نوسانات و شوک ها میان بازار سرمایه آمریکا، بازار جهانی نفت و بازار سرمایه کشورهای عمده ثروتمند خلیج فارس (عربستان، کویت و بحرین) را بررسی نمودند. آروری و گوین (۲۰۱۰) رابطه میان تغییرات قیمت نفت و بازده سهام را در اروپا با استفاده از تکنیک های اقتصاد سنجی مختلف مورد بررسی قرار دادند. سینگ و همکاران (۲۰۱۰) انتشار موقتی نوسانات میان بازارهای سهام پیشرفته و در حال ظهور را با استفاده از مدل های VAR— ARCH مورد بررسی قرار دادند. ژانگ و وی (۲۰۱۰) رابطه میان بازارهای نفت خام و طلا را از ژانویه ۲۰۰۰ تا مارس ۲۰۰۸ مورد بررسی قرار دادند. آروری و همکاران (۲۰۱۱) رابطه میان بازده ها و انتقال نوسانات میان بازارهای سهام و نفت را در کشورهای گروه همکاریهای خلیج فارس (GCC) بررسی کردند. فیلیس و همکاران (۲۰۱۱) رابطه میان قیمت های بازار سهام و قیمت نفت که طی زمان متغیر است را برای کشورهای وارد کننده و صادر کننده نفت بر اساس یک روش

DCC-GARCH-GJR مورد بررسی قرار دادند. وو (۲۰۱۱) نوسانات بازارهای آتی سهام و نفت را با استفاده از ساختار نوسان تصادفی چند متغیره مورد بررسی قرار داد. دو و همکاران (۲۰۱۱) عواملی را که اثری بالقوه روی نوسانات قیمت نفت دارند و رابطه میان این نوسانات و بازارهای محصولات کشاورزی را بررسی کردند. کومار و همکاران (۲۰۱۲) اشاره داشتند که تغییر در شاخص های سهام انرژی های پاک بواسطه تغییرات گذشته در قیمت نفت، قیمت سهام شرکت های با فناوری بالا (هایتک) و نرخ بهره قابل توضیح هستند. سادورسکی (۲۰۱۲) نوسانات میان قیمت های نفت و سهام شرکت های انرژی های پاک و تکنولوژی را با استفاده از مدل های همبستگی شرطی پویای MGARCH مدل‌سازی نمود و آوارتانی و ماگیره (۲۰۱۳) آثار انتشار بازده و نوسان میان بازارهای نفت و سرمایه در کشورهای GCC را در دوره ۲۰۰۴ الی ۲۰۱۲ مورد بررسی قرار دادند. تعدادی از مطالعات این حوزه با استفاده از تکنیک موجک ها و وین کاپیولای شرطی انجام شده اند. برای مثال گناسی و همکاران (۲۰۰۲ و ۲۰۰۵) روشی جدید بر اساس تحلیل موج ها برای تخمین ریسک سیستماتیک برخی شاخص های بازار سهام ارائه دادند، فرناندز (۲۰۰۶) بتا در مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای (CAPM) در مقیاسهای زمانی مختلف به منظور مطالعه اثر مقیاس بندی زمانی روی محاسبه دارایی در خطر تخمین زد. کیم و این (۲۰۰۷) رابطه میان تغییرات در قیمت های سهام و بازده اوراق قرضه را در کشورهای G7 بررسی کردند. روا و نونس (۲۰۰۹) هم تحرکی میان بازده بازار بین المللی سهام را با ارائه روشی جدید بر مبنای تحلیل موج ها بررسی نمودند. هه و همکاران (۲۰۰۹) قیمت‌های نفت خام را با استفاده از تحلیل موج ها و تکنیک شبکه عصبی مصنوعی و وین کاپیولا بررسی نمودند. مسیح و همکاران (۲۰۱۰) سهام در بازارهای سرمایه کشورهای در حال ظهور عضو همکاریهای خلیج فارس را با استفاده از روش تحلیل موج ها بررسی نمودند. گالگاتی (۲۰۱۰) سرایت بازار مالی با استفاده از روشی مبتنی بر تحلیل موج ها بررسی نمود. بوبکر و بوطاهر (۲۰۱۱) بر مدل‌سازی میانگین شرطی و واریانس شرطی نرخ های ارز تمرکز کردند. آنها مدل GARMA-FIGARCH را با استفاده از تخمین زننده حداکثر درست نمایی مبتنی بر موج ها تخمین زدند. سان و مینل (۲۰۱۲) یک الگوریتم فیلترینگ جدید بر اساس MODWT برای تجزیه الگو و نویزها ارائه دادند و فرناندز-ماچو (۲۰۱۲) همبستگی و همبستگی متقاطع بازده بازارهای سهام منطقه یورو را بر مبنایی مقیاس به مقیاس تحلیل کردند.

شهیکی تاش و همکاران (۱۳۹۶)، ریسک های بیمه گری صنعت بیمه را با دو رویکرد متفاوت، تجمع همزمان با توابع مفصل بیضوی و ارشمیدسی و تجمع سلسله مراتبی با توابع مفصل ارشمیدسی بررسی نمودند. نتایج تجمع و مدل سازی ساختار وابستگی ریسک های بیمه گری با داده های ضریب خسارت طی سال های ۱۳۹۲-۱۳۵۴ نشان می دهد که به علت تفاوت نوع

ساختار وابستگی، حداقل سرمایه لازم برآورد شده با رویکردها و توابع مفصل مختلف، متفاوت است. حداقل سرمایه لازم برای پوشش ریسک بیمه گری صنعت بیمه با مدل استاندارد آیین نامه ۶۹ بیمه مرکزی و با داده های سال 1392 در حدود ۹۶,۹۴۳,۳۹۱ میلیون ریال محاسبه شده است؛ در حالی که حداقل سرمایه برآورد شده با سنجه ریسک ارزش در معرض خطر (VaR) در سطح اطمینان ۹۵ درصد با توابع مفصل بیضوی در رویکرد تجمیع همزمان و با توابع مفصل کلابتون و جوی در هر دو رویکرد، کمتر از این مقدار است. بنابراین می توان نتیجه گرفت که استفاده از این توابع مفصل در تعیین حداقل سرمایه لازم، توانگری موسسات بیمه را بیشتر از حد برآورد شده با روش تجمیع ساده و خطی مدل استاندارد نشان خواهد داد.

مولایی، واعظ، صمدی و پرورده (۱۳۹۶) با استفاده از رویکرد کاپولا به بررسی همبستگی میان نرخ ارز، پرش قیمت و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ی ۱385-۹۴ پرداختند. همچنین در این تحقیق از رویکرد ناپارامتریک جهت برآورد میانگین بازده، نوسان و پرش قیمت داده های شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. نتایج تجربی نشان می دهند که میانگین سالانه ی بازدهی، نوسان و تعداد پرش قیمت شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران به ترتیب برابر با ۱۹ درصد، ۰/۰۱۲ و ۲۶ درصد است. افزون بر این، نتایج آزمون علیت گرنجر نشان می دهد که بین نرخ ارز و شاخص قیمت رابطه ی یکطرفه از نرخ ارز به شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. براساس رویکرد کاپولا، ضریب همبستگی شاخص کل قیمت با نرخ ارز ۰/۸۵ است.

جلایی و حبیب دوست (۱۳۹۱) نیز به بررسی رابطه نوسان های نرخ ارز و بازده سهام با استفاده از رویکرد مقیاس-زمان در تحلیل موجک پرداختند. نتایج تحلیل رگرسیون موجکی، واریانس و همبستگی موجکی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که نه تنها اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر روی سهام در بخش های مختلف بورس اوراق بهادار به لحاظ شدت و علامت متفاوت است بلکه این اثرگذاری در مقیاس های زمانی مختلف، متفاوت است.

حسینی نسب و همکاران (۱۳۹۰)، در مقاله ای با عنوان تعیین اثرات نوسانات قیمت نفت بر روی بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران: آنالیز موجک و راه گزینی مارکف، به بررسی اثر شوک های بازار نفت بر روی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. نتایج نشان می دهد که در فاز رکود و رونق بازده بازار سهام با نوسانات شدید و فاز رونق بازده بازار سهام با نوسانات ملایم، اثر نوسانات قیمت نفت بر بازده بازار سهام مثبت است و در فاز رکود بازده بازار سهام با نوسانات ملایم، اثر نوسانات قیمت نفت بر بازده بازار سهام منفی می باشد به طوری که افزایش قیمت نفت به عنوان عامل تداوم رکود در بورس اوراق بهادار تهران عمل کرده است.

۳- روش تحقیق

تابع کاپیولا اولین بار توسط اسکولار (۱۹۵۹) مطرح شد ولی استفاده از آن در متون فیزیک آماری از اواخر دهه ۱۹۹۰ با معرفی توابع کاپیولا توسط امبرجت و همکاران^{۲۱} (۱۹۹۹) آغاز شد؛ امروزه استفاده از توابع کاپیولا به عنوان یک ابزار قوی و انعطاف پذیر در مدل‌سازی وابستگی متغیرهای تصادفی در حوزه‌های مختلف علوم رو به گسترش است. در تئوری آمار و احتمال، تابع کاپیولا یک تابع توزیع احتمال چند متغیره‌ای است که تابع توزیع حاشیه‌ای (چگالی) هر یک از متغیرها دارای توزیع یکنواخت است^{۲۲}. مهمترین ویژگی توابع کاپیولا این است که آنها با یک تبدیل اکیدا صعودی، غیرقابل تغییر هستند.

طبق قضیه بنیادی اسکولار تابع چگالی هر توزیع چند متغیره را می‌توان به صورت دو مولفه کاملا جدا از هم نوشت: توابع‌های حاشیه‌ای و ساختار وابستگی. توابع‌های حاشیه‌ای با توابعی که دارای توزیع‌های یکنواخت هستند مدل‌سازی می‌شوند و ساختار وابستگی بین متغیرها هم از طریق تابع کاپیولا مدل‌سازی می‌شود. فرض کنید که F توزیع مشترک برداری از متغیرهای تصادفی $X = (X_1, X_2, \dots, X_d)'$ با توابع‌های حاشیه‌ای F_1 و F_2 و ... و F_d باشد؛ آنگاه یک تابع کاپیولا مانند C وجود خواهد داشت بطوری که برای هر $x = (x_1, x_2, \dots, x_d)' \in [-\infty, \infty]^d$ داریم:

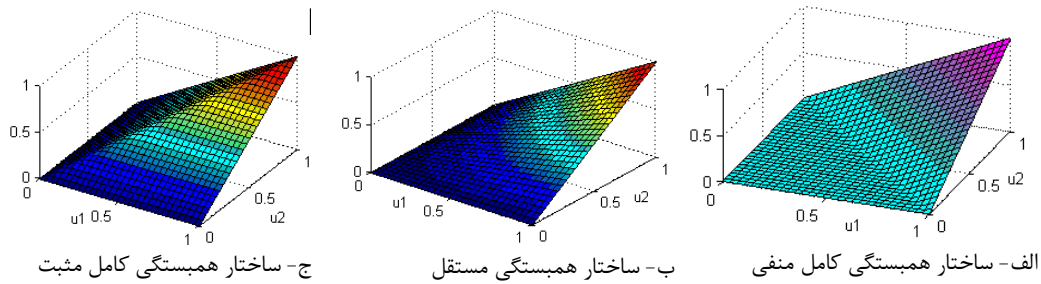
$$F(x_1, x_2, \dots, x_d) = C(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_d(x_d))$$

و اگر F_1 و F_2 و ... و F_d پیوسته باشند آنگاه C یکتا خواهد بود. با توجه به اینکه تابع کاپیولا براساس توزیع مشترک توابع‌های حاشیه‌ای یکنواخت تعریف می‌شود، لذا تابع کاپیولا C در رابطه بالا به صورت زیر بیان می‌شود.

$$C(u_1, u_2, \dots, u_d) = F(F_1^{-1}(u_1), \dots, F_d^{-1}(u_d))$$

که در آن C یک تابع کاپیولا d بعدی است و u_1, u_2, \dots, u_d توزیع حاشیه‌ای یکنواخت هر یک از متغیرهای تصادفی است؛ F_i^{-1} معکوس تابع توزیع، توابع‌های حاشیه‌ای یکنواخت است. استفاده از توابع کاپیولا هیچ محدودیتی را در انتخاب نوع توزیع‌های حاشیه‌ای متغیرهای تصادفی ایجاد نمی‌کند؛ چونکه می‌توان توابع توزیع حاشیه‌ای دلخواه را با یک تابع کاپیولا معین جهت تشکیل تابع توزیع چند متغیره باهم ترکیب کرد. این ویژگی توابع کاپیولا باعث شده که خانواده توابع کاپیولا بسیار متنوع باشند که در ادامه به معروفترین آنها اشاره می‌شود^{۲۳}. سه حالت مختلف برای ساختار وابستگی یک توزیع دو متغیره قابل تصور است و متناظر با ساختار وابستگی بین آنها شکل

تابع کاپیولا آنها نیز متفاوت است. نمودارهای زیر از چپ به راست به ترتیب توابع کاپیولا دو بعدی با ساختار همبستگی کاملا وابسته، مستقل و کاملا وابسته منفی را نشان می دهد.



شکل ۱- تصاویر کاپیولاهای دو بعدی با ساختارهای همبستگی متفاوت

یکی از ساده ترین و مهمترین توابع کاپیولا تابع کاپیولا ضربی به فرم $\Pi(u, v) = uv$ می باشد که به تابع کاپیولا مستقل هم مشهور است. اگر دو متغیر تصادفی دارای تابع کاپیولا ضربی باشند آنگاه آنها مستقل از هم خواهد بود. چون بنا به قضیه اسکولار داریم:

$$F(x_1, x_2) = C(F_1(x_1), F_2(x_2)) = \Pi(F_1(x_1), F_2(x_2)) = F_1(x_1) \cdot F_2(x_2)$$

از طرف دیگر توابع کاپیولا گوسی^{۲۴} و t-استیودنت^{۲۵} در دسته توابع کاپیولا بیضوی^{۲۶} پارامتریک قرار دارند. فرمول کلی آنها به صورت زیر است:

$$C_{\rho}^{Gauss}(u_1, u_2, \dots, u_M) = \Phi_{\rho}(\Phi^{-1}(u_1), \Phi^{-1}(u_2), \dots, \Phi^{-1}(u_M))$$

که در آن $\Phi_{\rho}(\cdot)$ توزیع نرمال استاندارد چند متغیره با ماتریس همبستگی پیرسون ρ است. $\Phi^{-1}(\cdot)$ معکوس تابع توزیع استاندارد نرمال تجمعی است.

$$C_{\rho}^{T-Student}(u_1, u_2, \dots, u_M) = T_{\rho, \nu}(t_{\nu}^{-1}(u_1), t_{\nu}^{-1}(u_2), \dots, t_{\nu}^{-1}(u_M))$$

که در آن $T_{\rho, \nu}(\cdot)$ توزیع نرمال t-استیودنت چند متغیره با ماتریس همبستگی پیرسون ρ و درجه آزادی ν است.^{۲۷} $t_{\nu}^{-1}(\cdot)$ معکوس تابع توزیع استاندارد t-استیودنت تجمعی است. ویژگی های توابع کاپیولا بیضوی در جدول (۱) خلاصه شده است.

جدول ۱- خانواده توابع کاپیولا بیضوی

| ردیف | نام تابع کاپیولا | دامنه تغییر پارمترها | ضریب تاو کندل (τ) | وابستگی دنب بالا و پایین |
|------|------------------|---------------------------|-------------------------------|--|
| ۱ | گوسی | $\rho \in (-1, 1)$ | $\frac{2}{\pi} \arcsin(\rho)$ | 0 |
| ۲ | t-استیودنت | $\rho \in (-1, 1), v > 2$ | $\frac{2}{\pi} \arcsin(\rho)$ | $2t_{v+1} \left(-\sqrt{v+1} \sqrt{\frac{1-\rho}{1+\rho}} \right)$ |

منبع: Joe, H. (2014)

تابع کاپیولا گوسی دارای وابستگی دنب صفر است ولی در تابع کاپیولا t-استیودنت وابستگی دنب صفر نیست. بنابراین با پارمترهای همبستگی یکسان و توزیع‌های حاشیه‌ای یکسان برای هر دو نوع تابع کاپیولا گوسی و t-استیودنت، تابع کاپیولا t-استیودنت سطح اندازه ریسک‌های مانند VaR و ES را بزرگتر نشان می‌دهد. با افزایش درجه آزادی تابع کاپیولا t-استیودنت به سمت تابع کاپیولا گوسی همگرا می‌شود. بخش دیگر از توابع کاپیولا، توابع ارشمیدسی^{۲۸} هستند. مجموعه توابع کاپیولا ارشمیدسی بسیار انعطاف پذیرند و دامنه وسیعی از ساختار وابستگی‌ها را و به ویژه وابستگی دنب متغیرهای تصادفی را مدل سازی می‌کنند. فرم کلی توابع کاپیولا ارشمیدسی به صورت زیر است:

$$C(u_1, u_2, \dots, u_M, \theta) = \psi_\theta(\sum_{m=1}^M \psi_\theta^{-1}(u_m)), u_m \in [0, 1]$$

که در آن $\psi: [0, \infty) \rightarrow [0, 1]$ و ψ تابع کاهشی و پیوسته است بطوریکه $\psi(0) = 1$ و $\psi(\infty) = 0$ و معکوس آن ψ^{-1} است که در بازه $[0, \infty)$ یکنوا و محدب است. $\psi_\theta(t)$ تابع گشتاور توابع کاپیولا ارشمیدسی تک پارامتری است؛ با قرار دادن $\psi(t) = (-\log t)^\theta$ و با فرض $\theta \geq 1$ در رابطه فوق تابع کاپیولا گومبل^{۲۹} بدست می‌آید.^{۳۰} همچنین با قرار دادن $\psi(t) = \frac{(t^{-\theta}-1)}{\theta}$ و با فرض $\theta > 0$ در رابطه (۵) خانواده توابع کاپیولا کلایتون^{۳۱} بدست می‌آید؛ تابع کاپیولا کلایتون برعکس تابع کاپیولا گومبل تنها وابستگی دنب پایین متغیرها را نشان می‌دهد. اگر $\psi(t) = -\log \frac{(e^{-\theta t}-1)}{(e^{-\theta}-1)}$ و با فرض $\theta \in \mathbb{R} \setminus \{0\}$ ، تابع کاپیولا فرانک^{۳۲} بدست می‌آید؛ تابع کاپیولا فرانک همانند تابع کاپیولا گوسی وابستگی دنب بالا و پایین ندارد. در جدول (۲) نوع تابع مولد، اندازه وابستگی، و دامنه تغییر پارمترهای برخی از توابع کاپیولا خانواده ارشمیدسی تک پارامتری (با پارمتر θ) و دو پارامتری (با پارمترهای θ و δ) خلاصه شده است.^{۳۳} در جدول (۳) ویژگی‌های برخی از توابع کاپیولا دو متغیره به لحاظ نوع وابستگی بین آنها آورده شده است. همچنین در این

جدول همچنین دامنه تغییر پارامترها و تابع مولد توابع کاپیولا دو پارامتری BB7, BB6, BB1 و BB8 که به ترتیب از ترکیب توابع کاپیولا (کلایتون-گومبل)، (جوی-گومبل)، (جوی-کلایتون) و (جوی-فرانک) بدست می‌آیند، بیان شده است. علاوه براین، از چرخش ۹۰ درجه، ۱۸۰ درجه و ۲۷۰ درجه هر یک از توابع کاپیولا ارشمیدسی و خانواده‌های ترکیبی آن توابع کاپیولا جدیدی حاصل می‌شود که برای سهولت شناسایی آنها را کدبندی می‌کنند. جدول (۲) انواع توابع کاپیولا دو متغیره را نشان می‌دهد.

جدول ۲- خانواده توابع کاپیولا ارشمیدسی تک پارامتری و دو پارامتری

| ردیف | نام تابع کاپیولا | تابع مولد | دامنه تغییر پارامترها | ضریب تاو کندل (T) | وابستگی دنب بالا و پایین |
|------|------------------|--|---|---|---|
| ۱ | کلایتون | $\frac{1}{\theta}(t^{-\theta} - 1)$ | $\theta > 0$ | $\frac{\theta}{\theta + 2}$ | $(2^{\frac{-1}{\theta}}, 0)$ |
| ۲ | گومبل | $(-\log t)^\theta$ | $\theta \geq 1$ | $1 - \frac{1}{\theta}$ | $(0, 2 - 2^{\frac{1}{\theta}})$ |
| ۳ | فرانک | $-\log \left[\frac{e^{-\theta t} - 1}{e^{-\theta} - 1} \right]$ | $\theta \in \mathbb{R} \setminus \{0\}$ | $1 - \frac{4}{\theta} + 4 \frac{D_1(\theta)}{\theta}$ | $(0, 0)$ |
| ۴ | جوی | $-\log[1 - (1-t)^\theta]$ | $\theta > 1$ | $1 + \frac{4}{\theta^2} \int_0^1 t \log(t)(1-t)^{2(1-\theta)/\theta} dt$ | $(0, 2 - 2^{\frac{1}{\theta}})$ |
| ۵ | BB1 | $(t^{-\theta} - 1)^\delta$ | $\theta > 0, \delta \geq 1$ | $1 - \frac{2}{\delta(\theta + 2)}$ | $(2^{\frac{-1}{\theta\delta}}, 2 - 2^{\frac{1}{\theta\delta}})$ |
| ۶ | BB6 | $(-\log[1 - (1-t)^\theta])^\delta$ | $\theta \geq 1, \delta \geq 1$ | $1 + \frac{4}{\theta\delta} \int_0^1 \{-\log(1 - (1-t)^\theta) \times (1-t)(1 - (1-t)^{-\theta})\} dt$ | $(0, 2 - 2^{\frac{1}{\theta\delta}})$ |
| ۷ | BB7 | $(1 - (1-t)^\theta)^{-\delta} - 1$ | $\theta \geq 1, \delta > 0$ | $1 + \frac{4}{\theta\delta} \int_0^1 \{- (1 - (1-t)^\theta)^{\delta+1} \times \frac{(1 - (1-t)^\theta)^{-\delta} - 1}{(1-t)^{\theta-1}}\} dt$ | $(2^{\frac{-1}{\theta\delta}}, 2 - 2^{\frac{1}{\theta\delta}})$ |
| ۸ | BB8 | $-\log \left[\frac{1 - (1-\delta t)^\theta}{1 - (1-\delta)^\theta} \right]$ | $\theta \geq 1, \delta \in (0, 1]$ | $1 + \frac{4}{\theta\delta} \int_0^1 \{-\log \left(\frac{(1-\delta t)^\theta - 1}{(1-\delta)^\theta - 1} \right) \times (1-t\delta)(1 - (1-t\delta)^{-\theta})\} dt$ | $(0, 0)$ |

منبع: Brechmann, E. C., & Schepsmeier, U. (2013)

جدول ۳- خلاصه ویژگی‌های برخی از توابع کاپیولا دو متغیره

| وابستگی در دنب بالا | وابستگی در دنب پایین | تقارن دنب توزیع | وابستگی منفی | وابستگی مثبت | تابع کاپیولا |
|------------------------|-------------------------|--------------------|-----------------|-----------------|--------------|
| - | - | ✓ | ✓ | ✓ | N |
| ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | t |
| - | ✓ | - | - | ✓ | C |
| ✓ | - | - | - | ✓ | G |
| - | - | ✓ | ✓ | ✓ | F |
| ✓ | - | - | - | ✓ | J |
| - | - | - | ✓ | - | RC |
| - | - | - | ✓ | - | RG |
| ✓ | - | - | ✓ | - | RJ |
| ✓ | ✓ | - | - | ✓ | BB1 |
| ✓ | ✓ | - | - | ✓ | BB6 |
| ✓ | ✓ | - | - | ✓ | BB7 |
| ✓ | ✓ | - | - | ✓ | BB8 |

منبع: Joe, H. (2014)

توضیحات: خانواده توابع کاپیولا دو متغیره با علامت اختصاری آنها مشخص شده است. خانواده توابع کاپیولا بیضوی عبارتند از N: تابع کاپیولا نرمال، t: تابع کاپیولا t-استیودنت؛ همچنین خانواده توابع کاپیولا ارشمیدسی شامل: C: کلایتون، G: گومبل، F: فرانک، J: جوی؛ علاوه بر این از چرخش ۹۰ درجه و ۲۷۰ درجه توابع کاپیولا ارشمیدسی کلایتون و گومبل و جوی توابع کاپیولا RC، RG و RJ حاصل می‌شود. ممکن از چرخش ۱۸۰ درجه برخی از توابع کاپیولا، توابع کاپیولا جدیدی حاصل شود که به آنها در اصطلاح توابع کاپیولا بقا (Survival Copula) گفته می‌شود. توابع کاپیولا دو پارامتری BB1، BB6، BB7 و BB8 به ترتیب از ترکیب توابع کاپیولا (کلایتون-گومبل)، (جوی-گومبل)، (جوی-کلایتون) و (جوی-فرانک) بدست می‌آیند.

۴- تخمین پارامترهای توابع وین کاپیولا

با توجه به افزایش تعداد اشکال ساختار وابستگی با افزایش تعداد متغیرهای تصادفی، جهت تعیین ساختار وابستگی مناسب متغیرها و تخمین پارامترهای وابستگی بین آنها با توابع وین کاپیولا بدین صورت عمل می‌شود: ابتدا شکلی از ساختارهای وابستگی متغیرهای تصادفی را در

نظر گرفته سپس تابع چگالی مشترک d متغیرها تصادفی را براساس شکل ساختارهای وابستگی مورد نظر نوشته و تابع درست‌نمایی مربوطه را تشکیل می‌دهیم؛ در پایان با حداکثرسازی تابع درست‌نمایی، پارامترهای توابع کاپیولا دو متغیره مدل ساختاری مفروض برآورد می‌شود. شکل ساختار وابستگی مناسب نهایی در هر یک از دسته توابع وین کاپیولا براساس حداکثر مقدار لگاریتم تابع درست‌نمایی (مقدار آماره $\log\text{like}$) متناظر آن انتخاب می‌شود. در این تحقیق محاسبات پارامترهای مدل در محیط نرم افزار R و با استفاده از بسته نرم افزاری «VineCopula» انجام شده است.

وابستگی بین متغیرهای تصادفی را با سنج‌های مختلفی می‌سنجند. در تعریف برخی از این سنج‌ها، فقط بر وابستگی بین میانگین توزیع متغیرها تاکید می‌شود؛ مانند ضریب همبستگی خطی پیرسن^{۳۴}؛ در برخی دیگر از سنج‌های وابستگی مانند ضریب تاو کندال^{۳۵} (τ) و ضریب رو اسپیرمن^{۳۶} (ρ) وابستگی در همه دامنه توزیع مورد نظر است^{۳۷}. ضریب تاو کندال برای دو بردار مستقل از هم با توزیع‌های یکسان (X_1, Y_1) و (X_2, Y_2) به صورت احتمال انطباق توزیع‌ها منهای احتمال عدم انطباق توزیع‌ها تعریف می‌شود. یعنی:

$$\tau_{X,Y} = P[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) > 0] - P[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) < 0]$$

در سنج‌های مانند وابستگی دنباله‌ای بالا (Λ_U) و دنباله‌ای پایین (Λ_L) فقط به اندازه وابستگی در دنب سمت راست و چپ تابع توزیع تمرکز می‌شود^{۳۸}. سنج وابستگی دنباله‌ای بالا برای دو متغیر تصادفی پیوسته X_1 و X_2 با توزیع‌های حاشیه‌ای u و v به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Lambda_U(X_1, X_2) = \lim_{u \nearrow 1} P [X_1 > F_1^{-1}(u) | X_2 > F_2^{-1}(v)]$$

$$\Lambda_L(X_1, X_2) = \lim_{u \searrow 0} P [X_1 > F_1^{-1}(u) | X_2 > F_2^{-1}(v)]$$

در این تحقیق جهت مدلسازی ساختار وابستگی میان متغیرهای قیمت نفت، نرخ ارز، شاخص قیمت سهام و رابطه مبادله در ایران از توابع وین کاپیولا (Vine Copulas) استفاده شده و براین اساس ضرایب وابستگی بین آنها تعیین شده است. استفاده از توابع وین کاپیولا نسبت به استفاده از دیگر خانواده‌های توابع کاپیولا مانند توابع کاپیولا گوسی، توابع کاپیولا ارشمیدسی و توابع کاپیولا ارشمیدسی سلسله مراتبی (HAC) دارای مزیت است. چونکه در توابع وین کاپیولا، ساختار وابستگی جفت متغیرها با خانواده بزرگی از توابع کاپیولا دو متغیره مدلسازی می‌شود.

وضعیت متغیرهای مورد بررسی این تحقیق در جدول ۲ ارائه شده است. شایان ذکر است که متغیر رابطه مبادله از تقسیم شاخص قیمت کالاهای صادراتی به شاخص قیمت کالاهای وارداتی بدست می‌آید. داده‌های شاخص قیمت کالاهای صادراتی از سایت بانک مرکزی به صورت ماهیانه قابل دستیابی است. همچنین داده‌های شاخص قیمت کالاهای وارداتی به صورت فصلی از بهار ۱۳۹۰ تا تابستان ۱۳۹۴ از سایت مرکز آمار ایران استخراج شده است.

جدول ۴- معرفی متغیرهای تحقیق

| نام متغیر | نوع داده و دوره دسترسی | منبع دسترسی |
|--|-------------------------------------|---|
| قیمت نفت اوپک (Oil-opec) | روزانه-از ۲ ژانویه ۲۰۰۳ تا کنون | سایت اوپک: http://www.opec.org/opec_web/en/data_graps/40.htm |
| نرخ ارز (ارزش ریالی سبدهی ارزهای SDR ^{۳۹}) | روزانه-از ۲ ژانویه ۲۰۰۳ تا کنون | سایت صندوق بین‌المللی پول: http://www.imf.org/external |
| شاخص کل بورس اوراق بهادار (tse) | روزانه از ۲۳ آذر ۱۳۸۷ تاکنون | سایت بورس اوراق بهادار |
| شاخص قیمت کالاهای صادراتی | ماهیانه- فروردین ۱۳۹۰ تا اسفند ۱۳۹۴ | بانک مرکزی ج.ا.ا. |
| شاخص قیمت کالاهای وارداتی | فصلی- از بهار ۱۳۹۰ تا تابستان ۱۳۹۴ | مرکز آمار ایران |

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در جدول ۵ وضعیت آمار توصیفی متغیرهای تحقیق ارائه شده است.

جدول ۵- اطلاعات آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

| متغیرها | n | میانگین | انحراف معیار | میان | min | max | range | skew | kurtosis |
|---------------|----|----------|--------------|----------|----------|----------|--------|----------|----------|
| Oil_opec | 59 | -0.021 | 0.079493 | -0.01494 | -0.29316 | 0.168624 | 0.4617 | -0.9429 | 2.224128 |
| tse | 59 | 0.018 | 0.056295 | 0.008261 | -0.06849 | 0.158516 | 0.2270 | 0.671552 | -0.40044 |
| SDR | 59 | 0.015 | 0.073064 | 0.001472 | -0.0416 | 0.525903 | 0.5675 | 5.957965 | 37.7551 |
| term_of_trade | 59 | -0.02153 | 0.089792 | -0.00622 | -0.27783 | 0.269638 | 0.547 | 0.030275 | 1.587855 |

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در جدول ۶ الگوی رفتاری متغیرهای تحقیق براساس مدل بروانی هندسی مرتون بررسی شده است. در الگوی حرکت بروانی هندسی همراه با پرش (الگوی مرتون) علاوه بر دو پارامتر رانش (μ) و

انتشار (σ)، تعداد پرش ها در سال (λ)، میانگین و واریانس پرش به ترتیب δ و μ مورد بررسی قرار می گردد. براساس یافته های جدول ۶ احتمال پرش قیمت نرخ ارز در بازار 0/87 است. همچنین متوسط اندازه پرش نرخ ارز 0/10 و واریانس پرش نرخ ارز 0/03 می باشد. احتمال پرش نسبت قیمت در بازار نفت 3/3 است. همچنین متوسط اندازه پرش 0/01- و واریانس پرش قیمت نفت 0/01 می باشد. احتمال پرش نسبت قیمت در رابطه مبادله در بازار 7/14 است. همچنین متوسط اندازه پرش رابطه مبادله 0/041- و واریانس پرش رابطه مبادله 0/011 می باشد. همچنین احتمال پرش نسبت قیمت در بازار 1/71 است. همچنین متوسط اندازه پرش 0/10 و واریانس پرش قیمت سهام 0/0005 می باشد. این مساله موید آن است که فرضیه بازار کارا در بازارهای فوق برقرار نیست. زیرا وجود جهش ناگهانی تحت ریسک های سیستماتیک، نشانه افزایش ناکارایی و اثرات اهرمی در این بازارها است. نتیجه این مطالعه نشان می دهد که اولاً رفتار غیرخطی و استوکاستیک در این بازارها وجود دارد و ثانیاً بیشترین ضریب رانش و انتشار مربوط به بازار نفت بوده است و بیشترین ضریب پرش قیمتی مربوط به بازار تجاری و رابطه مبادله می باشد.

جدول ۲- بررسی GMB سالیانه مرتون با لحاظ پرش

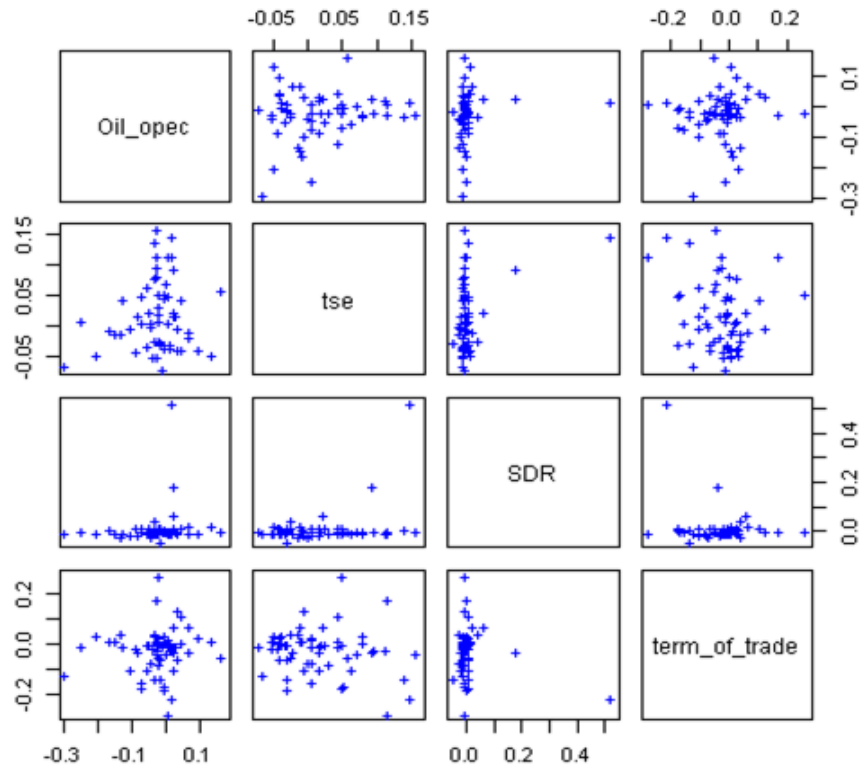
$$ds_t^{SDR} = \mu s_t^{SDR} d_t + \sigma s_t^{SDR} dW + dq_t$$

| پارامتر | نرخ ارز | بازار نفت | بازار تجاری | بازار سرمایه |
|------------------|------------------|-----------------|------------------|------------------|
| μ | 0/052 (0/000) | 0/09 (0/28) | 0/039 (0/63) | 0/06 (0/27) |
| σ | 0/001 (0/000) | 0/02 (0/002) | 0/005 (0/12) | 0/01 (0/000) |
| Lambda | 0/87 (0/008) | 3/3 (0/04) | 7/14 (0/00) | 1/71 (0/009) |
| Delta | 0/03 (0/053) | 0/01 () | 0/011 (0/00) | 0/0005 (0/43) |
| Muj | 0/10 (0/11) | -0/01 (0/02) | -0/041 (0/05) | 0/10 (0/000) |
| Log – likelihood | 290/67 | ۸۳/۱۲۹ | 67/07 | 73/76۱ |

منبع: یافته های پژوهشگر

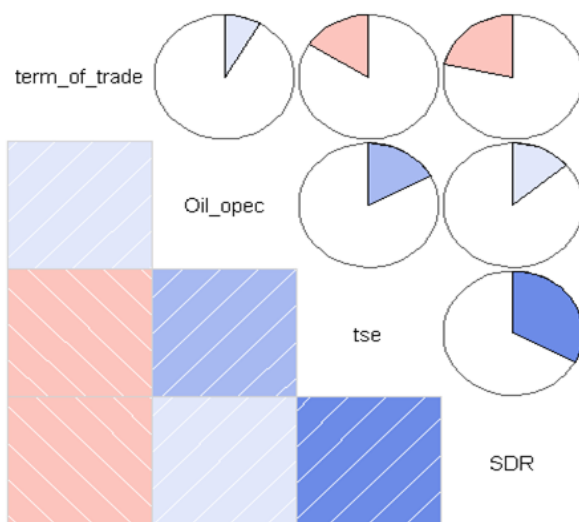
در نمودار ۲ پراکنش دو به دو متغیرهای تحقیق نشان داده شده است؛ این نمودار شهود عینی از وضعیت ساختار وابستگی بین متغیرها را نشان می دهد؛ براساس این نمودار وابستگی

مثبت بین رشد شاخص کل بورس ارواق بهادار و رشد نرخ ارز وجود دارد. در حالیکه بین بهبود رابطه مبادله و شاخص کل بورس ظاهراً وابستگی دیده نمی‌شود.



نمودار ۲- پراکنش داده‌های تجربی متغیرهای تحقیق

نمودار ۳ و جدول ۶ ضریب همبستگی خطی بین دو به دو متغیرهای تحقیق را نشان می‌دهد. براساس نتایج آن، بیشترین همبستگی خطی متغیرهای شاخص کل بورس و نرخ ارز دیده می‌شود. کمترین همبستگی خطی بین قیمت نفت و رابطه مبادله است. شایان ذکر است که نمودار ۲ صرفاً همبستگی خطی بین متغیرها را نشان می‌دهد درحالی‌که ممکن است وابستگی بین دو متغیر غیرخطی باشد که عملاً پارامتر ضریب همبستگی آنرا انعکاس نمی‌دهد.



نمودار ۳- ضریب همبستگی خطی بین متغیرهای تحقیق

جدول ۶- ضریب همبستگی خطی بین دو به دو متغیرهای تحقیق

| term_of_trade | SDR | tse | Oil_opec | |
|---------------|----------|----------|----------|---------------|
| 0.073057 | 0.222677 | 0.020456 | 1 | Oil_opec |
| -0.11631 | 0.096435 | 1 | 0.020456 | tse |
| 0.097604 | 1 | 0.096435 | 0.222677 | SDR |
| 1 | 0.097604 | -0.11631 | 0.073057 | term_of_trade |

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همانطور که در بخش قبل مطرح شده ضریب همبستگی نمی تواند بخوبی ارتباط میان متغیرها و ارتباط غیرخطی آن ها را نشان دهد. از اینرو استفاده از ابزارهای سنجش شدت وابستگی براساس توابع کاپیولا شرطی کمک می کند با دقت بالاتر و دقیق تر این ارتباط و اثرگذاری متغیرها سنجیده شود. جدول ۷ نتایج مدلسازی ساختار وابستگی و تخمین ضرایب وابستگی بین متغیرهای تحقیق را با استفاده از توابع مفصل وین کاپیولا نشان می دهد. اندازه وابستگی بین شاخص‌ها در اینجا با تاو کندل (τ) سنجیده شده است. براساس محاسبات توابع کاپیولای شرطی ضریب وابستگی قیمت نفت و نرخ ارز 0.39 است و وابستگی متقارن در میانگین توزیع میان این دو متغیر وجود دارد. در حالیکه براساس رویکرد کاپیولای شرطی هیچ ارتباطی میان شاخص قیمت سهام و

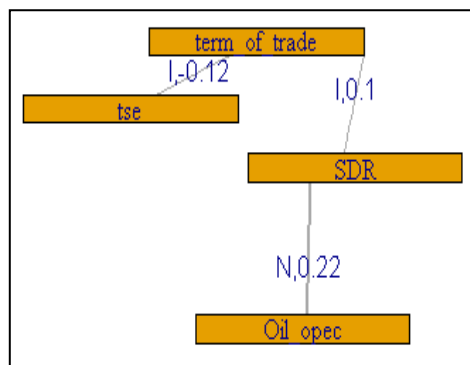
رابطه مبادله و همچنین میان نرخ ارز و رابطه مبادله در اقتصاد ایران وجود ندارد. شایان ذکر است که مقدار آماره AIC ساختار وابستگی متناظر جدول برابر با -6.071 و همچنین لگاریتم تابع درستنمایی برآورد شده حدود 4.359 است.

جدول ۷- ماتریس وابستگی میان متغیرها (قیمت نفت، نرخ ارز، شاخص قیمت سهام و رابطه مبادله) در ایران

| نام متغیرها | توابع مفصل دو متغیره | پارامتر(ها) | تاو کندل (τ) | آماره AIC | توضیحات نوع وابستگی |
|--|----------------------|-------------|---------------------|-----------|---|
| قیمت نفت و نرخ ارز Oil_opec,SDR | N (نرمال) | 0.39 | 0.26 | ۰,۰۰۰ | وابستگی متقارن و در میانگین توزیع |
| شاخص قیمت سهام و رابطه مبادله tse,term_of_trade | Independence (مستقل) | - | - | 0 | هیچ نوع وابستگی بین این دو متغیر وجود ندارد |
| نرخ ارز و رابطه مبادله SDR,term_of_trade | Independence (مستقل) | - | - | 0 | وابستگی ندارند |

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در نمودار ۴ وابستگی بین متغیرها با خطوطی که لبه متغیرهای متناظر را به هم وصل میکند، مشخص شده است. اندازه و نوع ساختار وابستگی با ارقام و نوع تابع کاپیولای شرطی نوشته شده در کنار خطوط قابل ملاحظه است. براساس این نمودار، قیمت نفت (اوپک) با شاخص نرخ ارز وابستگی معنی دار دارد. ولی هیچ وابستگی بین رابطه مبادله با شاخص سهام و شاخص نرخ ارز (SDR) وجود ندارد.



نمودار ۴- ساختار وابستگی بین متغیرها

۵- جمع بندی

در این تحقیق جهت مدلسازی ساختار وابستگی میان متغیرهای قیمت نفت، نرخ ارز، شاخص قیمت سهام و رابطه مبادله در ایران از توابع وین کاپیولا (Vine Copulas) استفاده شده و براین اساس ضرایب وابستگی بین آنها تعیین شده است. استفاده از توابع وین کاپیولا نسبت به استفاده از دیگر خانواده‌های توابع کاپیولا مانند توابع کاپیولا گوسی، توابع کاپیولا ارشمیدسی و توابع کاپیولا ارشمیدسی سلسله مراتبی (HAC) دارای مزیت است. چونکه در توابع وین کاپیولا، ساختار وابستگی جفت متغیرها با خانواده بزرگی از توابع کاپیولا دو متغیره مدلسازی می‌شود. در این تحقیق پراکنش دو به دوی متغیرهای تحقیق بررسی شد. براساس آنالیز پراکنش بیانگر وابستگی مثبت بین رشد شاخص کل بورس اوراق بهادار و رشد نرخ ارز وجود دارد. در حالیکه بین بهبود رابطه مبادله و شاخص کل بورس وابستگی مشاهده نمی‌شود. همچنین سنجش ضریب همبستگی خطی بین دو به دوی متغیرهای تحقیق نشان می‌دهد که بیشترین همبستگی خطی میان شاخص قیمت سهام و نرخ ارز وجود دارد و کمترین همبستگی خطی بین قیمت نفت و رابطه مبادله است. همچنین نتایج مدلسازی ساختار وابستگی و تخمین ضرایب وابستگی توابع کاپیولای شرطی نشان می‌دهد که اندازه وابستگی تاو کندل (τ) قیمت نفت و نرخ ارز 0.39 است و وابستگی متقارن در میانگین توزیع میان این دو متغیر وجود دارد. در حالیکه براساس رویکرد کاپیولای شرطی هیچ ارتباطی میان شاخص قیمت سهام و رابطه مبادله و همچنین میان نرخ ارز و رابطه مبادله در اقتصاد ایران وجود ندارد.

فهرست منابع

- ۱) شهیکی تاش محمدنبی، میرباقری جم محمد، زمانیان غلامرضا، صفری امیر (۱۳۹۴)، *تجمیع ریسک های بیمه گری صنعت بیمه ایران با استفاده از توابع مفصل (رویکرد توابع مفصل ارشمیدسی سلسله مراتبی)*، پژوهشنامه بیمه، شماره ۱۲۰، صص ۲۱.
- ۲) مولایی صابر؛ واعظ برزانی محمد؛ پرورده، افشین (۱۳۹۶)، *تحلیل رابطه‌ی بین بازار ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد ناپارامتریک و کاپولا، تحقیقات اقتصادی، دوره ۵۲، شماره ۲، صفحه ۴۵۷-۴۷۶.*
- 3) Bedford, T., & Cooke, R. M. (2002). Vines: A new graphical model for dependent random variables. *Annals of Statistics*, 1031-1068.
- 4) Embrechts, P., McNeil, A., & Straumann, D. (1999). Correlation: pitfalls and alternatives. *RISK-LONDON-RISK MAGAZINE LIMITED-*, 12, 69-71.
- 5) Joe, H. (1996). Families of m-variate distributions with given margins and m (m-1)/2 bivariate dependence parameters. *Lecture Notes-Monograph Series*, 120-141.
- 6) Joe, H. (2014). *Dependence modeling with copulas*. CRC Press.
- 7) Kurowicka, D., & Cooke, R. M. (2007). Sampling algorithms for generating joint uniform distributions using the vine-copula method. *Computational statistics & data analysis*, 51(6), 2889-2906.
- 8) Mandelbrot, B. (1967). The variation of some other speculative prices. *Journal of Business*, 393-413.
- 9) Morales-Nápoles, O., Cooke, R., & Kurowicka, D. (2010). About the number of vines and regular vines on n nodes. Submitted for publication.
- 10) Aas, K., Czado, C., Frigessi, A., & Bakken, H. (2009). Pair-copula constructions of multiple dependencies. *Insurance: Mathematics and economics*, 44(2), 182-198.
- 11) Allen, D., McAleer, M., & Singh, A. (2014). Risk Measurement and risk modeling using applications of Vine Copulas (No. TI 14-054/III). Discussion paper/Tinbergen Institute.
- 12) Brechmann, E. C. (2013). *Hierarchical Kendall Copulas and the Modeling of Systemic and Operational Risk* (Doctoral dissertation, Universitätsbibliothek der TU München).
- 13) Brechmann, E. C., & Schepsmeier, U. (2013). Modeling dependence with C-and D-vine copulas: The R-package CDVine. *Journal of Statistical Software*, 52(3), 1-27.
- 14) Denault, Michel. "Coherent allocation of risk capital." *Journal of risk* 4 (2001): 1-34
- 15) Dissmann, J., Brechmann, E. C., Czado, C., & Kurowicka, D. (2013). Selecting and estimating regular vine copulae and application to financial returns. *Computational Statistics & Data Analysis*, 59, 52-69.
- 16) Kurowicka, D., & Cooke, R. M. (2007). Sampling algorithms for generating joint uniform distributions using the vine-copula method. *Computational statistics & data analysis*, 51(6), 2889-2906.
- 17) Mueller, H., & Siberon, J. (2004). Economic capital in the limelight. *Journal of Financial Regulation and Compliance*, 12(4), 351-358.
- 18) Nguyen, T., & Molinari, R. D. (2011). Risk Aggregation by Using Copulas in Internal Models. *Journal of Mathematical Finance*, 1(03), 50.

- 19) Shi, Peng, Emiliano A. Valdez. "A copula approach to test asymmetric information with applications to predictive modeling." Insurance: Mathematics and Economics, 2011: 226-239.
- 20) Sklar, M. (1959). Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. Université Paris 8.
- 21) Skoglund, J. (2010). Risk aggregation and economic capital. Available at SSRN 2070695.
- 22) Skoglund, Jimmy, Wei Chen, and Donald Erdman. "A Mixed Approach to Risk Aggregation." (2013)
- 23) Tang, A., & Valdez, E. A. (2006, May). Economic capital and the aggregation of risks using copulas. In Proceedings of the 28th International Congress of Actuaries, Paris France.
- 24) Tang, A., & Valdez, E. A. (2009). Economic capital and the aggregation of risks using copulas. Available at SSRN 1347675.
- 25) Tasche, Dirk. "Risk contributions and performance measurement." Report of the Lehrstuhl für mathematische Statistik, TU München (1999).

یادداشت‌ها

¹ Boutahar et al

² Western Texas Intermediate

³ Generalized Auto-Regressive Conditional Heteroskedasticity

⁴ Ko and Lee

⁵ Bernard

⁶ Admissible risk class

⁷ Robustness

⁸ Convexity

⁹ Permutation invariance

¹⁰ Affine invariance

¹¹ Skoglund

¹² Brechmann, E. C., & Czado, C.

¹³ Guegan & Jouad

¹⁴ Pair-copula models

¹⁵ Sujit and Kumar

¹⁶ Woodard

¹⁷ Zang et al

¹⁸ Mu Lan et al

¹⁹ - Forsberg

²⁰ - Gaussian copula

²¹ Embrechts, Paul, Alexander McNeil, and Daniel Straumann

²² یعنی $C: [0, 1]^d \rightarrow [0, 1]$

^{۲۳} برای آشنایی بیشتر با توابع کاپیولا به کتابهای جوی (۱۹۹۷) و نلسن (۲۰۰۶) مراجعه کنید.

²⁴ Gaussian copula

²⁵ t-copula

²⁶ Elliptical Copulas

^{۲۴} - در صورتی که درجه آزادی $v=1$ باشد به آن تابع مفصل کوشی گویند.

²⁸ Archimedean Copulas

²⁹ Gumbel copula

^{۳۰} - تابع مفصل گومبل تنها وابستگی دنب بالای متغیرهای تصادفی را مدل‌سازی میکند که با پارامتر θ نشان داده می‌شود. در صورتی که در تابع مفصل گومبل $\theta = 1$ آنگاه متغیرهای تصادفی مستقل از هم اند.

^{۳۱} Clayton copula

^{۳۲} Frank copula

^{۳۴} Pearson linear correlation coefficient

^{۳۵} Kendall's tau

^{۳۶} Spearman's rho

^{۳۷} شایان ذکر است که ضریب همبستگی پیرسن (۱۸۹۵) تنها وابستگی خطی دو متغیر را نشان میدهد در صورتی که در بسیاری موارد ممکن است وابستگی غیرخطی باشد و با وابستگی در دنب توزیع‌ها باشد.

^{۳۸} - برای توضیح بیشتر دیگر سنج‌های وابستگی به مقاله Embrechts, P., et al. (1999) مراجعه کنید.

^{۳۹} - سبد ارزی (SDR) شامل ارزهای دلار آمریکا، یورو، یین ژاپن، پوند استرلینگ و رینمیبی چین است.