فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
دوره ۱۲ / شماره ۲ (پیاپی ۴۶) / تابستان ۱۴۰۲
صفحه ۵۰۵ تا ۵۳۲

تبیین و بررسی مدل تلاطم و سرریز بازارهای جهانی محصولات پتروشیمی و فلزات اساسی (مبتنی بر مدل‌های خانواده کاپولا)

مهسا بناکار
گروه مالی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
mahsa.banakar@yahoo.com

هاشم نیکومرام
گروه مالی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
nikoomaram@srbiau.ac.ir

حسن قالیباف اصل
گروه مدیریت، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران
ghalibafasl@yahoo.com

مهرزاد مینویی
گروه مدیریت، دانشکده مدیریت، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
meh.minouei@iauctb.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۱۳

چکیده

نوسانات قیمت کالاها در بازارهای جهانی همواره بر رفتار و تصمیمات سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی موثر بوده است. در این پژوهش با استفاده از مدل‌های خانواده کاپولا سرایت مالی یا سرریزی تلاطم بازارهای جهانی محصولات پتروشیمی و فلزات اساسی بر شاخص قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده بر شاخص قیمت سهام هشت صنعت منتخب بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۰ سال (96-1387) مورد بررسی قرار گرفته است. روش پژوهش از نظر ماهیت انجام تحلیلی- توصیفی و به لحاظ هدف کاربردی است. آزمون فرضیات پژوهش با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی مبتنی بر مدل‌های کاپولا و برنامه‌نویسی در نرم‌افزار MATLAB انجام شد. نتایج نشان می‌دهد که اثرات سرریز این متغیرها بر شاخص صنایع منتخب معنی‌دار اما متفاوت می‌باشد.

بررسی مدل‌های مختلف روش کاپولا نشان داد که مدل تی استیودنت بیشترین تناسب را در انتقال اثرات سرریز در دامنه‌های بالا و پایین دارند که این امر بیانگر وجود اثرات متقارن متغییرهای قیمت بازارهای جهانی محصولات پتروشیمی و فلزات اساسی دارای بر رفتار شاخص صنایع منتخب بورسی می‌باشد. و پس از آن مدل‌های کلایتون و گامبل در رتبه بعدی قرار دارد.

واژه‌های کلیدی: سرایت مالی، سرریزی تلاطم، توابع کاپولا، بازارهای جهانی.

۱- مقدمه

در بازارهای مالی سراسر دنیا با افزایش سرعت نشر اطلاعات و اخبار بروز یک شوک یا وجود یک تکانه در یک بازار، سایر بازارها را تحت تأثیر قرار می‌دهد و این مسأله باعث شده تا محققان بر نحوه‌ی انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات از بازاری به بازار دیگر توجه و تمرکز بیشتری داشته باشند. زمانی که بازارها به یکدیگر هم‌بسته باشند، سرمایه‌گذاران می‌توانند تحت تأثیر اخبار ورویدادهای اقتصادی، حقوقی، سیاسی،اجتماعی، محیطی، بازرگانی و سناریوهای نوآورانه در بازار قرارگیرند. تسهیل انجام تراکنش‌های مالی، نوآوری‌های مالی، مقررات‌زدایی در بازارهای مالی و پیشرفت‌های حوزه فناوری اطلاعات موجب تسهیل انتقال سرمایه و بهم پیوستگی بازارها شده است. همچنین مدیریت پرتفوی با در نظرگرفتن مولفه‌های بین المللی و نقش سرمایه‌گذاری خارجی در انتقال منابع منجر به ارتباط بیش از پیش بازارهای ملی با روندهای بین المللی شده است.(محسنی و شاهدانی، ۲۰۱۹)

با فرآیند جهانی‌شدن، نه تنها بازارهای مالی کشورهای توسعه‌یافته بلکه بازارهای مالی کشورهای در حال توسعه نیز به یکدیگر مرتبط شدند و سرمایه‌گذاران این بازارها با توجه به تسهیل زمینه انتقال دارایی‌های مالی خود در بین بازارها، توجه ویژه‌ای به نوسانات قیمتی بین ارزش دارایی‌های مالی اعم از سهام، ارز و طلا کرده‌اند، بگونه‌ای که در صورت افزایش بازدهی در یک بازار (نسبت به بازارهای دیگر)، سرمایه‌گذاران بلافاصله اقدام به نقد کردن دارایی‌های خود در بازارهای دیگر و انتقال آن به بازار مذکور را می‌کنند.

اطلاعات ایجاد شده در یک بازار، می‌تواند سایر بازارها را متأثر سازد. در این میان، مدل‌سازی تلاطم بازده در بازارهای مختلف و ارتباط این بازارها با یکدیگر از منظر افراد آکادمیک و نیز کارپردازان حوزه‌ی مالی، به لحاظ موارد استفاده آن در پیش‌بینی‌ها، موضوع با اهمیتی به شمار می‌رود. در مجموع، بررسی و آزمون مکانیزم‌های سرایت یا سرریزی بین بازده‌ها و تلاطم دارایی‌های مالی مختلف، به دلایل زیر مهم است:

- مکانیزم‌های سرایت، اطلاعاتی در خصوص کارایی بازار به ما می‌دهند. سرایت بین بازده دارایی‌ها نشان‌دهنده وجود یک استراتژی معاملاتی سودآور است و چنانچه سود این استراتژی معاملاتی از هزینه‌های عملیاتی آن بالاتر باشد، به‌صورت بالقوه، شواهدی از عدم کارایی بازار ارائه می‌دهد.
- اطلاعات در خصوص سرایت تلاطم دارایی‌ها، در پیش‌بینی تلاطم قابل استفاده است. لذا، سرریزی تلاطم دارایی‌ها، در موضوعاتی مهمی از جمله تخصیص بهینه منابع و انتخاب بهینه سبد انواع دارایی‌ها، بهینه‌سازی و مدیریت سبد سهام، پیش‌بینی و ساختن سناریوهای مالی و اقتصادی، ارزش در معرض ریسک و مدیریت ریسک کاربرد دارد.
- تشخیص درست رفتار نوسانات، پیش‌بینی نوسانات قیمتی آینده در قیمت‌گذاری صحیح دارایی‌های مالی از قبیل قیمت‌گذاری اختیار معاملات تاثیرگذار است.

باتوجه به اهمیت بررسی موضوع سرایت‌پذیری بین بازارها می‌توان بیان داشت که بازارهای مالی به شدت از اخبار و پایداری تلاطم و قدرت انتقال ریسک بین بازارهای نفت، طلا و ارز تأثیر می‌پذیرد و قیمت‌ها در آنها به‌طور ذاتی به عوامل اقتصادی مربوط است. پایداری روند افزایش قیمت نفت در دهه اخیر باعث به‌وجود آمدن ارتباط مهمی بین بازدهی و تقویت انتقال تلاطم بین بازارهای مالی شده است. طبیعی است که انتظار داشته باشیم قیمت‌ها و

یا تلاطم‌های بین قیمت نفت، طلا، ارز و بازار سهام با مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی مرتبط باشد. همچنین اثر نامتقارن اخبار بد و خوب در بازارها مثلاً در بازار نفت یا ارز می‌تواند در تقویت و اندازه سرایت یا سرریز ریسک بین بازارها مهم و مؤثر باشد (اوینگ . مالیک،۲۰۱۷).

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

مطالعات صورت گرفته در حوزه سرایت‌پذیری مالی[۱] یا سرریزی تلاطم[۲] نشان می‌دهد که اطلاعات مربوط به متغیرهای مالی، در طول زمان، در بازار دارایی‌ها به یکدیگر سرایت یا سرریز می‌کنند. این موضوع با گسترش سیستم‌های ارتباطی و وابستگی بیش از پیش بازارهای مالی به یکدیگر، اهمیت بیشتری یافته است. باتوجه به ارتباط نزدیک بین بازارهای مالی، می‌تواند بیان داشت که یک رابطه غیرخطی میان این بازارها وجود دارد. هنگامی که بازارهای مالی با یکدیگر حرکت می‌کنند، ممکن است این رابطه غیرخطی منجر به پدیده سرایت یا سرریزی بین بازارها گردد(دورنبش و همکاران،۲۰۰۰).

سرریز نوسان عبارت است از انتقال ریسک از یک بخش به بخش دیگر و یا از یک بازار به بازار دیگر که بنابراین اثر سرریز نوسان را می‌توان به عنوان یک اثر متقابل ناشی از نوسان قیمت در بازارهای مختلف نامید (آدرنگی و همکاران،۲۰۱۴).

پریزکر و همکاران با اشاره به اینکه ایجاد توازن مجدد بین بازاری و اطلاعات نامتقارن ریشه سرایت مالی است، نشان دادند که ایجاد توازن در پرتفوی بین بازاری (پرتفوی متشکل از داراییهای بازاری مختلف) می‌تواند به عنوان کانالی برای سرایت مالی باشد (کدرس و پریتسکر،۲۰۰۲).

بوناتو و همکاران (۲۰۱۳)، سرریزی را به معنای انتقال واریانس‌ها و کواریانس‌های بازدهی از یک دارایی معین به دارایی معین دیگر تعریف می‌کنند. با در نظر گرفتن تعاریف فوق، دو نوع از سرایت یا سرریزی را در ادبیات مالی می توان از هم تفکیک کرد: سرایت مکانیکی[۳] که نتیجه وابستگی مالی و واقعی بین بازارها یا کشورها است (کالوو و رینهارت،۱۹۹۶) و سرایت روانی[۴] که بر رفتار سرمایه گذاران تمرکز دارد؛ رفتار سرمایه‌گذاران نقش محوری در فرایند انتقال یا سرریزی شوک‌ها به خصوص در پدیده سرایت مالی ایفا می‌کند. سرمایه‌گذاران می‌توانند تصمیماتی اتخاذ کنند که بر اساس پیش‌بینی‌های شخصی آنها عقلایی است و این امر خود منجر به حرکات هم زمان افراطی در بازارها می‌گردد (دورنبش و همکاران،۲۰۰۰). سرریزها را می‌توان به دو نوع داخلی و مقطعی[۵] نیز طبقه بندی کرد. در فرضیه سرریزهای داخلی (خوشه بندی نوسان)، نوسان های فعلی ،یک بازار مالی را تابع نوسان‌های گذشته همان بازار قلمداد می‌شود ، این در حالی است که در سرریزهای مقطعی (انتقال نوسان) ، نوسان فعلی بازار مالی برآمده از نوسان گذشته همان بازار و بازارهای دیگر بازارهای جایگزین می شود. این

[۱] Financial Contagion
[۲] Volatility Spillover
[۳] Mechanical Contagion
[۴] Psychological Contagion
[۵] Own and Cross type spillover

امروابسته به ریشه سرریز نوسان، اعم از شوکهای بازارهای داخلی یا خارجی است که به چه میزان همگرایی میان بازارها وجود داشته باشد. (سیدحسینی و همکاران ۲۰۱۳)

مطالعاتی نیز وجود دارد مبنی بر اینکه سرریزی تلاطم میان بازارهای سهام ثابت نیست و همبستگی و حتی جهت سرریزی طی زمان در حال تغییر است و رابطه معنی‌داری میان همبستگی بین بازارها و نوسانات متغیر در طی زمان[۱] وجود دارد؛ نوسانات متغیر در طی زمان نقش مهمی در حرکات هم‌زمان بازارها ایفا می‌نماید و می‌تواند به عنوان عامل اساسی که منجر به تغییر همبستگی بین بازارها در طی زمان می‌شود در نظر گرفته شود. بنابراین در یک جمع‌بندی کلی می‌توان بیان داشت استفاده از روش‌های متداول برای آزمون سرایت مالی بین دارایی‌هایی نظیر سهام، ارز، طلا و برخی بازارهای کالایی نظیر بازار جهانی نفت (به‌ویژه برای ایران که دارای اقتصادی نفتی بوده و شرکت‌های فعال در حوزه فرآورده‌های نفتی سهم قابل توجهی از بازار سهام ایران را تشکیل می‌دهد) منجر به عدم برآوردهای صحیح می‌شود. از این‌رو در سال‌های اخیر تمرکز بیشتری بر مدل‌های سنجش آزمون سرایت مالی بین بازارهای مالی در حال شکل‌گیری است. در این بین مدل‌های خانواده GARCH چند متغیره (MGARCH) به عنوان مدل‌های پیشرو در بررسی ارتباط بین بی‌ثباتی‌های چندین بازار و یا دارایی کاربرد مناسبی دارند.

استفاده از مدل‌های خطی برای بررسی روابط بین متغیرها منجر به ایجاد تورش تصریح مدل می‌شود. از سوی دیگر مدل‌های ارایه شده از سوی برخی محققین نظیر بالرسو (۱۹۸۶) بیشتر در حوزه مدل‌های دو متغیره و مدل‌های مبتنی بر مدیریت ریسک استفاده می‌شود؛ از این‌رو محققان خارجی در آزمون وجود سرایت مالی و سرریزی تلاطم بین بازارهای مالی بیشتر از مدل‌های غیرخطی را با توجه به ساختار پیچیده و کامل آن مد نظر قرار می‌دهند. در میان مدل‌های این گروه، اخیراً مدل‌های خانواده Copula کاستی‌های مدل‌های گروه خود (نظیر ضریب همبستگی خطی، عدم تقارن و وابستگی دنباله‌ای در بین توزیع‌ها) را پوشش داده و در سال‌های اخیر مورد توجه محققین در سایر کشورها قرار گرفته است. به عبارتی در آزمون‌های سرایت و همبستگی بین دارایی‌های مالی، هنگامی که تعداد دارایی‌های موجود در سبد دارایی افزایش می‌یابد، برای بررسی آزمون سرایت (و همچنین محاسبه ارزش در معرض ریسک) فرض توزیع نرمال مشترک بین دارایی‌های موجود با ضریب همبستگی خطی درنظر گرفته می‌شود. این در حالی است که شواهد تجربی نشان می‌دهد بسیاری از دارایی‌های مالی دارای توزیع با دنباله پهن و چولگی بیشتر نسبت به توزیع نرمال هستند. در نتیجه، تحمیل فرض توزیع نرمال مشترک و ضریب همبستگی خطی برای نشان دادن وابستگی بین بازدهی‌های مالی در بازارهای مختلف مناسب نیست و تا حد زیادی به نتایج گمراه‌کننده منجر خواهد شد. در این میان، رویکرد کاپولا از ضعف روش‌های تحلیلی مبتنی بر ضریب همبستگی می‌کاهد و هم زمان دقت در خصوصیات غیرخطی و وابستگی‌های مجانبی را لحاظ می‌کند. علاوه بر این از این توابع برای درنظر گرفتن ساختار وابستگی بین بازده‌های دارایی‌های مالی استفاده می‌شود. همچنین این توابع قادر به اندازه‌گیری وابستگی دنباله‌ای بالایی و پایینی توزیع‌های مختلف هستند. بدین ترتیب مدل‌های نام‌برده متناسب با شرایط واقعی هستند و به مفروضات کمتری در استفاده از مدل‌ها نیاز دارند.

جدول یک خلاصه یافته‌های تحقیقات صورت گرفته در حوره ارتباط بین بازارهای مالی و کالایی را نشان می‌دهد.

[۲] Time-Varying Volatility

جدول ۱- خلاصه یافته‌های تحقیقات صورت گرفته در حوزه ارتباط بین بازارهای مالی و کالایی

موضوع	محقق/ محققین	سال	نتایج
عدم اطمینان اقتصاد کلان و نوسانات بازار سهام شرطی در آفریقای جنوبی	چینزرا	۲۰۱۱	رابطه‌ی نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی(قیمت نفت، قیمت طلا و نرخ ارز) و قیمت سهام را با استفاده از مدل‌های VAR-GARCHبرای آفریقای جنوبی مورد بررسی نمود. یافته‌های وی نشان‌دهنده‌ی وجود رابطه‌ی دو طرفه بین این متغیرها می‌باشد. همچنین نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی اثر معنی‌داری بر روی نوسانات بازار سهام دارد.
اندازه گیری جهت پیش بینی کننده سرریزهای نوسانات	دیبولد و یلماز	۲۰۱۲	به بررسی سرریز نوسان سمتی و کلی میان بازارهای سهام،اوراق قرضه، ارز و کالا با بکارگیری چارچوب خودرگرسیوبرداری تعمیم یافته بررسی کردند و نشان دادند که سرریز نوسان میان بازاری از زمان بحران تقویت شده است.
تلاطم پویا بین بازارهای ارز و کالایی	آنتوناکاکیکس و کیزس	۲۰۱۵	به مطالعه سر ریز بازده و نوسان در بازار کامودیتی و ارزها با استفاده از رویکرد تجزیه واریانس پرداختند و نتایج نشان داد که بیشترین سرایت تلاطمات از بازارهای طلا،نقره،پلاتین و پوند ناشی می‌شود.
بررسی سرریز نوسان نرخ ارز بر بازار سرمایه در هفت ناحیه (بریتانیا، حوزه یورو، استرلیا، سوئیس، کانادا، انگلستان و ژاپن)	مورالس و همکاران	۲۰۱۶	روابط نوسانی بلندمدت، قویتر از روابط کوتاه مدت میان بازارها قابل مشاهده است به طوریکه این امر در دوره بحران تشدید میشود)
بررسی بی‌ثباتی شکست‌های ساختاری در قیمت‌های آتی نفت و طلا	ایوینگ و مالیک	۲۰۱۷	انتقال تلاطم بین بازدهی طلا و نفت به صورت معنا داری وجود دارد.
بررسی تعاملات بین قیمت: سهام، طلا و نفت خام(ترکیه)	تارشه توریسی و فیصل	۲۰۱۸	رابطه منفی بین قیمت طلا و قیمت سهام و رابطه مثبت بین نفت خام و قیمت سهام است.
بررسی وابستگی و سرریز تلاطم بین بازارهای نفت و سهام	یو و همکاران	۲۰۱۹	وابستگی بین قیمت نفت خام وبازده سهام امریکا قوی‌تر و پرتلاطم تر از رابطه بین نفت خام و بازار سهام چین است. و مدل‌هایGARCH- VAR-BEKK سرریز تلاطم از نفت به بازارهای سهام را تایید می‌کند.

موضوع	محقق/ محققین	سال	نتایج
بر اساس VAR-BEKK-GARCH و مدل‌های کاپولا			
بررسی سرایت تلاطم همبستگی شرطی ثابت با حافظه بلندمدت با استفاده از داده‌های سری زمانی بازار سهام کشورهای وابسته به نفت	سیدحسینی و همکاران	۱۳۹۲	سرایت تلاطم از بازارهای جهانی نفت به سمت بازار دبی و بازار تهران است و همچنین سرایت تلاطم از بازار دبی به بازار تهران است.
بررسی سرایت تلاطم بازارهای موازی بازار سرمایه بر صنایع بورسی صادرات و واردات محور	نیکومرام و همکاران	۱۳۹۳	رابطه اثر سرایت‌پذیری صنایع بورسی صادرات محور را از بازار موازی ارز تایید می‌کند، ولی سرایت‌پذیری از سوی بازار موازی طلا مورد تایید قرار نگرفته است. اثر سرایت‌پذیری صنایع واردات محور نیز از بازارهای موازی ارز و طلاتایید نشده است.
بررسی سرایت در بازارهای مالی ایران با استفاده از ترکیبی از فرآیند اورنشتاین اولنبک و تبدیل موجک پیوسته	فتاحی و همکاران	۱۳۹۷	نقطه شروع سرایت در بازارهای مالی ایران، بازار نفت است و سرعت همگام‌سازی بازار بورس با بازار نفت بیشتر از دیگر بازارها است و پس از آن به ترتیب بازارهای ارز و طلا در جایگاه‌های بعدی قرار دارند.
بررسی سرریزهای تکانه و تلاطم میان شاخصهای منتخب بورس اوراق بهادار تهران با استفاده ازمدل Asymmetric BEKK-GARCH	حسینی ابراهیم آباد و همکاران	۱۳۹۸	نتایج نشان داد در هر دو رژیم شناسایی شده، نوسانات هر گروه تحت تأثیر شوکها و نوسانات گذشته خود قرار می‌گیرد. انتقال تکانه‌ها بین گروههای بانکی و فرآورده‌های نفتی و گروههای بانکها و خودرو دو طرفه میباشد. همچنین تلاطم گروه بانکی بر تلاطم گروه فرآورده‌های نفتی تأثیر گذار است و سرریز تلاطم بین گروه‌های فرآورده‌های نفتی و خودرو یک‌طرفه است.
طراحی مدلی برای سنجش پویایی ارتباطات تلاطمات بورس اوراق تهران و بازارهای جهانی	غلامی و همکاران	۱۳۹۹	یافته ها نشان داد در افق زمانی بلندمدت،شوک‌های ناشی از هریک از بازارها تاثیر بیشتری بر سایر بازارها دارد .بورس اوراق بهادار تهران ارتباط ناچیزی با سایر بازارهای مالی دارد و بیشترین پویایی ارتباط این بازار با برابری یوان- دلار است و بازار نفت برنت، بیشترین پویایی ارتباطات با بورس‌های خاورمیانه به جز ایران دارد.

وجه تمایز پژوهش حاضر با مطالعات انجام شده پیشین در این حوزه می‌توان به بررسی صنایع مختلف بورسی با ویژگی‌های متفاوت و ارتباط با متغیر قیمت جهانی کالایی اشاره کرد.

۳- روش شناسی پژوهش

با توجه به موارد ذکر شده در بخش‌های قبلی، بررسی رابطه سرایت مالی یا سرریزی تلاطم بین بازارهای مالی حایز اهمیت می‌باشد. با این وجود در داخل کشور مطالعات جامعی در این رابطه انجام نشده است.

همچنین مدل‌های استفاده شده در این مطالعات برای بررسی اثرات سرایت یا سرریزی (نظیر مدل‌های VEC، BEEK، CCC و DCC) دارای نواقص و کاستی‌های فنی می‌باشند که محققین اقتصادسنجی به ارایه مدل‌های خانواده کاپولا برای حل این نواقص پیشنهاد دادند و نیاز به مدل‌های جدید که توسط این افراد برای پوشش برخی از کاستی‌های موجود وجود دارد. از این‌رو با توجه به برتری این مدل‌ها، در پژوهش حاضر از آنها برای بررسی اثر سرریزی تلاطم قیمت‌های جهانی بر بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است.

از منظر ارزش بازار؛ زنجیره فولاد از معدن تا نورد بزرگترین صنعت بازار سرمایه ایران است و پس از آن صنعت پتروشیمی قراردارد (با حذف هلدینگ ها) . باتوجه به اینکه بخش عمده ای از محصولات این شرکت‌ها صادر می‌شود سرمایه گذاران معمولا تغییرات قیمت‌های جهانی محصولات صادراتی این شرکت‌ها رصد می‌کنند. متغیرهای مورد بررسی در پژوهش حاضر شامل داده‌های ماهانه شاخص قیمت سهام هشت صنعت منتخب بورس اوراق بهادار تهران، که از پایگاه اطلاعاتی بورس اوراق بهادار و بازارهای کالایی معتبر جهان استخراج شده است.

در این پژوهش اطلاعات به‌صورت هفتگی جمع‌آوری و مدل‌سازی شده است. با این وجود با توجه به تاخیر احتمالی واکنش بازار سهام کشور به متغیرهای توضیحی، مدل‌سازی به‌صورت ماهانه نیز انجام شد و با مقایسه دو مدل، مدل نهایی از بین روابط ماهانه استخراج شده است.

مدل واریانس ناهمسانی شرطی برای لحاظ کردن اطلاعات غیرخطی موجود درمیان پسماندهای رگرسیون در هنگام تخمین پارامترهای مدل ARIMA، مدل خانواده‌های ARCH و در حالت تعمیم یافته آن مدل خانواده GARCH ابزار تحلیلی مناسبی می‌باشند و به صورت زیر تصریح می‌شوند:

$$r_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \, r_{t-i} - \sum_{j=1}^{q} \theta_i \, a_{t-1} + a_t \, ; \; a_t = \sigma_t \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} a_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{n} \beta_j \, \sigma_{t-j}^2$$

که در آن $\{\varepsilon_t\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی وابسته هم توزیع با میانگین صفر و واریانس ۱، و علاوه بر این $\alpha_0 > 0$ و $\alpha_i \geq 0$ و $\sum_{i=1}^{\max(m,n)} (\alpha_i + \beta_i) < 1$ است. به سادگی قابل قبول است که برای $i > m$ همواره $\alpha_i = 0$ و برای $j > n$ همواره $\beta_j = 0$ است. به علاوه $\sum_{i=1}^{m} a_i \sigma_{t-i}^2$ نشان دهنده بخش ARCH و $\sum_{j=1}^{n} \beta_j \, \sigma_{t-j}^2$ مشخص کننده بخش GARCH است. در مدل توزیع غیرنرمال این شرایط به صورت: $\alpha_1 \mathrm{VAR}(\varepsilon_t) + \beta < 1$ خواهد بود. تحت شرایط ضعیفتر a_i ممکن است مانای اکید باشد. به‌علاوه دارای درجه آزادی d است. روش برآورد به کاربرد شده برای برآورد پارامترها

تابع راست‌نمایی به روش MLE با فرض $\Omega_{t-1} = \{a_0, a_1, \dots, a_{t-1}\}$ خواهد بود. بدین ترتیب تابع چگالی مشترک را می‌توان به شکل معادله زیر نوشت:

$$f(a_1, \dots, a_t) = f(a_t|\Omega_{t-1}) f((a_{t-1}|\Omega_{t-2}) \dots f((a_1|\Omega_0) f(a_0)$$

با داده‌های معین $a_1, \dots, a_t$ حداکثر درست‌نمایی از معادله زیر پیروی خواهد کرد.

$$LLF = \sum_{k=0}^{n-1} f(a_{n-k}|\Omega_{n-k-1})$$

که این حالت را می‌توان برای هر توزیع دلخواه از ε_t برای مدل‌سازی سرریز استفاده کرد. در اینجا LLF می‌تواند حداکثر مقدار عددی را با روش MLE بدهد. روش برآورد پارامترهای معرفی شده در بالا روش MLE خواهد بود، که در ادامه تشریح داده خواهد شد. با استفاده از متغیرهای $(x_1, x_2, \dots, x_T)$ می‌توان توزیع حاشیه‌ای شرطی را برای X_{T+1} به شکل زیر برای دو توزیع نرمال و تی‌استیودنت تعریف کرد:

$$P(X_{T+1} < (x|\Omega_t)) = P(a_{t+1} \le ((x-\mu)|\Omega_t) = P(\varepsilon_{t+1} \le \left(\frac{(x-\mu)}{\sqrt{a_0 + a_1\sigma_t^2 + \beta\sigma_t^2}}\middle|\Omega_t\right))$$

$$= \begin{cases} N\left(\frac{(x-\mu)}{\sqrt{a_0 + a_1\sigma_t^2 + \beta\sigma_t^2}}\middle|\Omega_t\right), if\ \varepsilon \sim N(0,1) \\ t_d\left(\frac{(x-\mu)}{\sqrt{a_0 + a_1\sigma_t^2 + \beta\sigma_t^2}}\middle|\Omega_t\right), if\ \varepsilon \sim t_d \end{cases}$$

۳-۱ نظریه کاپولا و ساختار وابستگی

کاپولا روشی ریاضی است که با ترکیب توزیع‌های تک متغیره، توزیع چند متغیره داده ها را می سازد و به این برای مدل کردن همبستگی داده‌ها مناسب است. با فرض وجود دو متغیر تصادفی X و Y با تابع توزیع $F_{XY}(x,y)$ و تابع حاشیه‌ای $F_X(x)$ و $F_Y(y)$، یک کاپولا تابعی چندمتغیره است که توابع توزیع حاشیه‌ای را ترکیب می‌کند و یک تابع توزیع توأم (مشترک) به‌صورت زیر را ارایه می‌دهد (اسکلار،۱۹۵۹).

$$F_{XY}(x.y) = C(F_X(x).F_Y(y))$$

در معادله بالا که $u = F_X(x)$ و $v = F_Y(y)$ است، $C(u.v)$ یک تابع کاپولا است که منحصراً برای دو گروه F_X و F_Y زمانی که حاشیه‌ها پیوسته هستند تعیین می‌شود. بنابراین چگالی مشترک $f_{XY}(x.y)$ می‌تواند از چگالی کاپولای $c(u.v)$ به‌صورت زیر به دست آید.

$$f_{XY}(x.y) = c(u.v)F_X(x)F_Y(y)$$

در معادله فوق $c(u.v) = \frac{\varphi^2 C(u.v)}{\varphi u \varphi v}$ و $F_Y(y)$ و $F_X(x)$ به ترتیب تابع چگالی حاشیه‌ای دو متغیر X و Y است. بنابراین تابع چگالی توأم (مشترک) می‌تواند به توابع توزیع حاشیه‌ای تک متغیره و یک کاپولا تجزیه شود که بیانگر ساختار وابستگی است (روبردو و ریورا،۲۰۱۶). توابع کاپولا یک انعطاف‌پذیری را برای مدل‌سازی در خصوص تعیین

وابستگی فراهم می‌کند زیرا این مدل‌ها هم امکان مدل‌سازی جداگانه توزیع‌های حاشیه را فراهم می‌کنند و هم امکان مدل‌سازی توابع مشترک برای تعیین وابستگی را ایجاد می‌کنند. علاوه بر این مدل‌ها به ما این امکان را می‌دهد تا میزان احتمالی که این دو متغیر، حرکات افزایشی و کاهشی شدید مشترک داشته باشند را با استفاده از وابستگی دنباله‌ای پایین (دنباله چپ) و بالا (دنباله راست) از طریق معادلات زیر به دست آوریم:

$$\lambda_U = lim_{u\to 1} Pr[X \geq F_X^{-1}(u) | Y \geq F_Y^{-1}(u)] = lim_{u\to 1} \frac{1-2u+C(u.u)}{1-u}$$

$$\lambda_L = lim_{u\to 0} Pr[X \leq F_X^{-1}(u) | Y \leq F_Y^{-1}(u)] = lim_{u\to 0} \frac{C(u.u)}{u}$$

در معادلات فوق $\lambda_L . \lambda_U \epsilon [0.1]$. وابستگی دنباله‌ای پایین (بالا) به این معنی است که ما یک احتمال غیر صفری از مشاهده ارزش‌های بسیار کوچک (بزرگ) برای یک متغیر به همراه ارزش‌های بسیار بزرگ (کوچک) برای متغیر دیگر داریم.

همان‌طور که عنوان شد ما به دنبال مدلی برای لحاظ کردن اطلاعات غیرخطی در میان پسماندهای رگرسیون در هنگام تخمین پارامترهای مدل هستیم. در این میان مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته (GARCH) ابزاری توانمند در داده‌های سری زمانی، به ویژه در برنامه‌های اقتصاد مالی، هستند. این مدل‌ها به تجزیه‌وتحلیل و پیش‌بینی تلاطم و سرریز در بازدهی‌های مالی می‌پردازند. (انگل،۱۹۸۲) برای نخستین بار از این مدل‌ها برای پیش‌بینی سری‌های زمانی مالی سهام و نرخ ارز استفاده کرد. مواردی دیده می‌شود که توزیع شرطی و بازدهی دارای ناهمسانی شرطی است و به این دلیل درنظر گرفتن این ویژگی سبب دستیابی به برآوردگرهای حداکثر راست‌نمایی کارا می‌شود. (حیرانی و کشاورز،۲۰۱۵)

۳-۲ تابع کاپولا

یک تابع کاپولای d–بعدی یک تابع توزیع روی فضای $[0,1]^d$، با توزیع‌های حاشیه‌ای یکنواخت استاندارد است. برای کاپولاها از نمادگذاری $C(u) = C(u_1, \dots, u_d)$ استفاده میکنند. کاپولا یک نگاشت از یک ابر مکعب به یک بازه واحد است که سه ویژگی زیر همیشه برقرار است:

۱) $C(u) = C(u_1, \dots, u_d)$ نسبت به هر مؤلفه u_i افزایشی است.

۲) به ازای هر $\{1,000, \mathrm{d}\} \in \mathrm{i}, u_i \in [0,1], C(1, \dots, 1, u_i, 1, \dots, 1) = u_i$.

۳) به ازای هر $(a_i, \dots, a_d), (b_i, \dots, b_d) \in [0,1]^d$ که $a_i \leq b_i$ داریم:

$$\sum_{i_1=1}^{2} \dots \sum_{i_d}^{2} = (-1)^{i_1+\dots,i_d} c(u_{1l_i}, \dots + u_{di_d}) \geq 0$$

که در آن به ازای هر $u_{j1} = a_j, u_{j2} = b_j, j \in \{1, \dots, d\}$

ویژگی اول به خاطر تابع توزیع بودن کاپولا برقرار است، ویژگی دوم به خاطر یکنواخت بودن توزیع‌های حاشیه‌ای و ویژگی سوم که به نامساوی چهارضلعی معروف است به خاطر نامنفی بودن $\mathrm{P}(a_1 \leq U_1 \leq b_1, \dots, a_d \leq U_d \leq b_d)$ برقرار است.

مهم‌ترین مسئله‌ی کاپولا، در قضیه اسکلار مطرح می‌شود، که رابطه‌ی بین تابع توزیع توأم و کاپولا را بیان می‌کند.(حیرانی و کشاورز،۲۰۱۵)

۳-۳قضیه اسکلار

اسکلار(۱۹۵۹) برای اولین بار توابع کاپولا را در قضیه‌ای به صورت زیر معرفی کرد:

قضیه اسکلار: فرض کنید F یک تابع توزیع توأم با توزیع‌های حاشیهای $F_1 \ldots, F_d$ باشد. آنگاه کاپولای $C:[0,1]^d \rightarrow [0,1]$ وجود دارد به طوری که به ازای هر $I_1, \ldots., I_d$ در $R = [-\infty, \infty]$

$$F(I_1, \ldots, I_d) = C(F_1(I_1), \ldots, F_d(I_d))$$

اگر حاشیه‌ای‌ها پیوسته باشند. آنگاه کاپولا یکتا خواهد بود؛ در غیر این صورت کاپولای به دست آمده یکتا نیست. این کاپولا روی فضای $Ran\ F_d \times \ldots \times Ran\ F_1$ تعیین می‌شود که در آن $Ran\ F_i = F(R)$، برد F_i را نشان می‌دهد و به عکس، اگر C یک کاپولا و $F_1, \ldots, F_d$ تابع توزیع‌های تک متغیره باشند، آنگاه تابع تعریف شده در رابطه، یک تابع توزیع توأم با توزیع‌های حاشیه‌ای $F_1, \ldots, F_d$ است. (قربانلو،۲۰۱۰)

در اینجا دو نکته زیر لازم به ذکر است:

۱) **توزیع‌های گسسته**: از مفهوم کاپولا برای توزیع‌های گسسته، استفاده نمی‌شود. چون کاپولای تعیین شده یکتا نخواهد بود، که این عدم یکتایی از ناپیوسته بودن توزیع‌های حاشیه‌ای ناشی می‌شود.

۲) **تغییرناپذیری**: یک ویژگی مفید کاپولای یک تابع توزیع، تغییرناپذیری آن نسبت به تبدیل‌های اکیداً صعودی است که روی توزیع‌های حاشیه‌ای اثر می‌کنند.

۳-۴ وابستگی دنباله‌ای

ضریب همبستگی خطی ساختار وابستگی کلی را نشان می‌دهد و بر اساس توابع توزیع توام F قابل بیان است. در حالی که گاهی اوقات علاقمند به بررسی وابستگی موضعی هستیم، که در داده‌های مالی و اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این حالت نوعی از وابستگی که به وابستگی دنباله‌ای معروف است را مورد استفاده قرار می‌دهیم. در حقیقت وابستگی دنباله‌ای، وابستگی بین متغیرها را در یک چهارم بالایی(چارک) سمت راست و یک چهارم پایینی(چارک) سمت چپ روی $I^2 = [0,1]^2$ اندازه می‌گیرد. مفاهیم مربوط به وابستگی دنباله‌ای در توزیع‌های توأم برای مقادیر فرین(حدی) بیان می‌شوند. وابستگی دنباله‌ای، رابطه وابستگی بین مقادیر بزرگ(کوچک) از یک متغیر با مقادیر بزرگ(کوچک) از متغیر دیگر را توصیف می‌کند، که تحت عنوان وابستگی دنباله‌ای بالایی(پایینی) تعریف می‌شوند. در این قسمت تعاریف مربوط به این وابستگی به همراه نقش تابع کاپولا در تفسیر این وابستگی ارائه خواهد شد.

در نظر بگیرید $X = (X_1, X_2)^T$ یک بردار تصادفی دو بعدی باشد گوییم X دارای وابستگی دنباله‌ای بالایی است هرگاه:

$$\lambda_U = \lim_{U \rightarrow 1}[X_1 > F_1^{(-1)}(U_1) | X_2 > F_2^{(-1)}(U_2)]$$

که در آن F_i^{-1} معکوس تابع توزیع تجمعی برای X_i است. در نتیجه X در صورت $\lambda_U = 0$ به دنباله‌ی بالایی وابستگی نخواهد داشت. به علاوه گوییم $X = (X_1X_2)^T$ دارای وابستگی به دنباله پایین است هرگاه:

$$\lambda_L = \lim_{U\to 0}[X_1 \le F_1^{(-1)}(U_1)|X_2 \le F_2^{(-1)}(U_2)]$$

معادله زیر نشان می‌دهد که وابستگی به دامنه یکی از ویژگی‌های توابع کاپولا است. بنابراین بسیاری از ویژگی‌های کاپولا به ضریب وابستگی دنباله، مانند تغییر ناپذیری تحت شدت افزایش تحولات حاشیه‌ای انتقال داده می‌شود. اگر x بردار تصادفی دو متغیره پیوسته باشد خواهیم داشت:

$$\lambda_U = \lim_{U\to 1^-}\frac{1-2U+C(u,u)}{1-u}$$

که در آن C دلالت بر کاپولای X دارد و برای ضریب وابستگی دنباله پایین داریم:

$$\lambda_L = \lim_{U\to 0^+}\frac{C(u,u)}{1-u}$$

۳-۵ کاپولای نرمال یا گوسی

سونگ تابع توزیع خانواده تابع کاپولای نرمال را به صورت زیر بیان کرد:

$$C^{Ga}(u,v;p) = \phi_p(\emptyset^{-1}(u),\phi^{-1}(v))$$

که در آن ϕ_p تابع توزیع نرمال استاندارد دو متغیره با ضریب همبستگی $p \in (0,1)$ است. با توجه به رابطه‌ی بالا تابع توزیع توام تابع کاپولا این خانواده به صورت زیر است:

$$C^{Ga}(u,v;p) = \int_{-\infty}^{\phi^{-1}(u)}\int_{-\infty}^{\phi^{-1}(v)}\frac{1}{2\pi\sqrt{1-p^2}}exp\left\{\frac{2uv-u^2-v^2}{2(1-p^2)}\right\}da\,dv$$

تابع کاپولا گوسی بیانگر استقلال دنباله‌ای است.(سونگ،۲۰۰۰)

۳-۶ تابع کاپولای t - استیودنت

امبرچت و همکاران تابع توزیع تابع کاپولا t –استیودنت را به صورت زیر بیان کردند:

$$C(u,\upsilon) = T_{vr}(t_v^{-1}(u),t_v^{-1}(\upsilon))$$

$$= \int_{-\infty}^{t_v^{-1}(u)}\int_{-\infty}^{t_v^{-1}(v)}\frac{1}{2\pi\sqrt{1-p^2}}\left(1+\frac{s^2-t^2-stp}{v(1-p^2)}\right)\frac{v+2}{2}dsdt$$

که در اینجا $T_{v,p}$ توزیع دو متغیر t-استیودنت و ρ ضریب همبستگی و V درجه آزادی t_v^{-1} معکوس توزیع تک متغیره‌ی تی‌استیودنت است. (امبرچت و مکنیل،۲۰۰۲)

۳-۷ کاپولای ارشمیدسی

توابع کاپولای ارشمیدسی که در امورمالی و بیمه بیشتر کاربرد دارند. ایده کاربرد توابع کاپولا ارشمیدسی در بیمه توسط کلایتون (۱۹۸۷) مطرح شد. کاپولای ارشمیدسی یک دسته‌ی 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 اکیدا کاهشی و دارای تابع مولد $\varphi:[0,1]\longrightarrow[0,\infty]^2$ به طوری که $\varphi(1)=0$ و تابع شبه‌معکوس $\varphi^{(-1)}$ به صورت زیر است:

$$\varphi^{(-1)}(t)=\begin{cases}\varphi^{-1}(t), & 0\le t\le\varphi(0)\\ 0, & \varphi(0)\le t\le\infty\end{cases}$$

φ را اکید گویند، هرگاه $\varphi(0)=\infty$ شایان ذکر است که از مشتقات یک طرفه φ وجود داشته و φ یک تابع محدب است. به طور خاص $\acute{\varphi}(0)$ و $\acute{\varphi}(1)$ معنی مشتقات یک طرفه در مرز دامنه‌های φ هستند. آنگاه:

وابستگی دنباله بالا دلالت بر این دارد که $\acute{\varphi}(1)=0$ و $\lambda_u=2-(\varphi\acute{2}\varphi)(1)$

$\acute{\varphi}(1)<0$ دلالت بر عدم وابستگی به دنباله بالا دارد.

$\acute{\varphi}(0)>\infty$ یا غیر اکید بودن φ دلالت بر عدم وابستگی به دنباله پایین دارد.

وابستگی دنباله‌ی پایین دلالت بر این دارد که $\acute{\varphi}(0)=-\infty$ اکید بودن و $\lambda_L=2\lim_{S\to\infty}\frac{\varphi^{-1}(2S)}{\varphi^{-1}(S)}$ ضرایب وابستگی به دنباله‌ی بالا (λ_U) و ضرایب وابستگی به دنباله‌ی پایین (λ_L) را می‌توان به ترتیب به صورت عبارتی از توابع مولد بیان کرد.

$$\lambda_U=2-2\lim_{S\to0}\frac{\varphi^{-1}(2S)}{\varphi^{-1}(S)}$$

$$\lambda_L=2\lim_{S\to\infty}\frac{\varphi^{-1}(2S)}{\varphi^{-1}(S)}$$

سه نوع کاپولای ارشمیدسی به صورت رایج استفاده می‌شود، کاپولای کلایتون ، کاپولای فرانک و کاپولای گامبل که در ادامه به آن‌ها اشاره خواهد شد.

۳-۸ کاپولای کلایتون

تابع کاپولا کلایتون برای اولین بار توسط کلایتون برای پارامتر $\theta\in[-1,0]\cup(0,\infty)$ به صورت:

$$C(u,\upsilon;\theta)=\max\{(u^{-\theta}+v^{-\theta}-1)^{\frac{-1}{\theta}},0\}$$

و برای $\theta>0$ به صورت:

$$C(u,v;\theta)=(u^{-\theta}+v^{-\theta}-1)^{\frac{-1}{\theta}}$$

معرفی شد، که تابع چگالی کاپولا آن به صورت:

$$C(u,v;\theta)=(\theta+1)(u^{-\theta}+v^{-\theta}-1)^{\frac{-1}{\theta}-2}(uv)^{-\theta-1}$$

به دست می‌آید، این تابع کاپولا برای $\theta > 0$ دارای وابستگی دنباله‌ای پایینی است که در آن وابستگی در دنباله بالا $\lambda_{U_C} = 0$ و وابستگی در دنباله‌ی پایین $\lambda_{L_C} = 2^{\theta^{-1}}$ خواهد بود. (کلایتون۱۹۷۸)

۳-۹ کاپولای گامبل

این تابع کاپولا از سوی گامبل برای پارامتر $\theta \geq 1$ به صورت:

$$C(u,\upsilon;\theta) = (\theta+1)\left(u^{-\theta}+\upsilon^{-\theta}\right)^{\frac{-1}{\theta}-2}(u\upsilon)^{-\theta-1}$$

$$C(u,\upsilon;\theta) = \exp\{-[-(\text{In } u)^{\theta}+(\text{In } \upsilon)^{\theta}]^{\frac{1}{\theta}}\}$$

تعریف شده است. تابع کاپولا برای این خانواده نیز به صورت:

$$c(u,\upsilon,\theta) = \frac{[(-\text{In } u)(-\text{In } \upsilon)]^{\theta-1}}{u\upsilon}\left[(-\text{In } u)^{\theta}+(-\text{In } \upsilon)^{\theta}\right]^{\frac{2}{\theta}-2}$$

$$\{(\theta-1)[(-\text{In } u)^{-\theta}+(-\text{In } \upsilon)^{-\theta}]^{\frac{1}{\theta}}+1\}$$

به دست می‌آید و دارای وابستگی دنباله‌ای بالایی است.

در تابع کاپولای گامبل وابستگی به دنباله بالا $\lambda_{L_G} = 2-2^{-\theta}$ و وابستگی به دنباله پایین $\lambda_{L_G} = 0$ خواهد بود.(گامبل، ۱۹۶۰)

تابع کاپولای گامبل همچنین ارزش فرین تابع کاپولا نیز خواهد بود، که به طور مستقیم مربوط به حالت‌های گسترش یافته‌ی چند متغیره از تئوری ارزش فرین است. بدین مفهوم که توزیع آن را می‌توان از طریق ترکیبی از توزیع‌های ارزش فرین قطعی از میان توزیع‌های پایدار به دست آورد.

۳-۱۰ کاپولای فرانک

این تابع از سوی فرانک برای پارامتر $\theta \in R$ به صورت:

$$C(u,\upsilon;\theta) = \frac{-1}{\theta}\text{In}[1+\frac{(e^{-\theta u}-1)(e^{-\theta \upsilon}-1)}{e^{-\theta}-1}]$$

معرفی شد. تابع چگالی کاپولا برای این خانواده به صورت:

$$C(u,\upsilon;\theta) = \frac{\theta e^{-\theta(u+\upsilon)}(e^{-\theta}-1)}{[e^{-\theta(u+\upsilon)}-e^{-\theta u}-e^{-\theta \upsilon}+e^{-\theta}]^4}$$

به دست می‌آید.

تابع کاپولا فرانک به علت متقارن بودن در دو دنباله و در برگرفتن تمام حدود همبستگی در تحلیل پدیده‌هایی که وابستگی مثبت و منفی دارند استفاده می‌شوند. با توجه به تقارن تابع کاپولای فرانک در این تابع کاپولا وابستگی به دنباله‌ی بالا $\lambda_{U_F} = 0$ و وابستگی به دنباله‌ی پایین $\lambda_{L_F} = 0$ خواهد بود. (فرانک،۱۹۸۷)

جدول زیر مشخصات اصلی توابع کاپولا که می‌تواند ویژگی‌های مختلفی از وابستگی بین تغییرها توضیح دهد؛به‌صورت خلاصه نشان می‌دهد.

جدول۲-انواع توابع کاپولا

نام	تابع کاپولا	پارامتر	ساختار وابستگی
Gaussian	$C_N(u.v;p) = \Phi(\Phi^{-1}(u).\Phi^{-1}(v))$	p	عدم وجود وابستگی دنباله‌ای. $\lambda_L = \lambda_U = 0$
T-student	$C_{ST}(u.v;p.\upsilon) = T(t_\upsilon^{-1}(u).t_\upsilon^{-1}(v))$	$p.\upsilon$	وابستگی دنباله‌ای متقارن: $\lambda_L = \lambda_U = 2t_{\upsilon+1}\frac{-\sqrt{\upsilon+1}\sqrt{1-p}}{\sqrt{1-p}}$
Gumbel	$C_G(u.v;\delta) = exp\left(-\left((-\log u)^\delta + (-\log v)^\delta\right)^{1/\delta}\right)$	$\delta \geq 1$	وابستگی دنباله‌ای بالا و عدم وجود وابستگی در دنباله پایین $\lambda_L = 0$ $\lambda_U = 2 - 2^{1/\delta}$
Frank	$C_F(u.v;\delta) = \frac{-1}{\theta}\ln[1 + \frac{(e^{-\theta u}-1)(e^{-\theta \upsilon}-1)}{e^{-\theta}-1}]$	$\delta \epsilon R$	متقارن بودن در دو دنباله و در برگرفتن تمام حدود همبستگی $\lambda_U = 0 \quad \lambda_L = 0$
Clayton	$C_C(u.v;\delta) = (u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{\frac{-1}{\theta}}$	$\delta > 0$	وابستگی دنباله‌ای پایین عدم وجود وابستگی در دنباله بالا $\lambda_L = 2^{\theta^{-1}}$ $\lambda_U = 0$

۴- فرضیه‌های پژوهش

پژوهش حاضر به دنبال پاسخ به این پرسش اساسی است که آیا سرایت مالی یا سرریزی تلاطم از سوی قیمت جهانی در بازارهای کالایی محصولات پتروشیمی و فلزات اساسی ، بر تلاطم شاخص پرتفوی سهام صنایع منتخب وجود دارد؟

به منظور پاسخگویی به این پرسش فرضیات زیر استخراج و مورد بررسی قرار گرفت :

- اثر سرریز نوسانات قیمت جهانی محصولات پتروشیمی بر تلاطم شاخص صنایع منتخب بورس اوراق بهادار وجود دارد.
- اثر سرریز نوسانات قیمت جهانی فلزات اساسی بر تلاطم شاخص صنایع منتخب بورس اوراق بهادار وجود دارد.

۵-نتایج پژوهش

ابتدا به برآورد توزیع تک متغیره سری‌های زمانی مورد مطالعه پرداخته شد و در ادامه با استفاده از رهیافت کاپولا به بررسی اثرات سرریز میان متغیرها پرداخته می‌شود.

قبل از برآورد الگوها، جدول آمار توصیفی متغیرهای اصلی تحقیق جهت مشاهده روند و نحوه توزیع مورد بررسی قرار می‌گیرد.

جدول۳-آمار توصیفی داده‌های پژوهش

متغیر	میانگین	Max	Min	انحراف معیار	کشیدگی	چولگی
شاخص صنعت شیمیایی	۳.۰۳۴	۶.۳۳۹	۲۵۴	۲.۰۵۹	0.09-	۱.۳۲
شاخص صنعت فلزات اساسی	۲۳.۸۵۳	۶۰.۳۲۶	۳.۲۷۲	۱۳.۸۱۹	۰.۴۱	۲.۷۰
شاخص صنعت فرآورده‌های نفتی	۱۵۲.۱۶۹	۳۷۴.۸۵۷	۱۵.۵۹۴	۱۱۴.۹۴۴	۰.۳۳	۱.۷۴
شاخص صنعت استخراج کانه‌های فلزی	۱۰.۰۲۴	۲۳.۲۶۰	۱.۲۰۷	۶.۰۳۳	۰.۲۱	۱.۹۵
شاخص صنعت بانکها و موسسات اعتباری	۴۵۱	۸۲۹	۹۴	۲۲۱	-۰.۰۱۰	۱.۵۳
شاخص صنعت مخابرات	۴۷۸	۱.۱۲۹	۱۰۰	۲۸۶	۰.۶۱	۲.۳۶
شاخص صنعت خودرویی	۱۰.۰۹۵	۲۷.۵۸۲	۲.۶۲۲	۵.۸۴۶	۰.۵۹	۲.۳۶
شاخص صنعت دارویی	۳.۸۸۳	۹.۵۶۸	۴۶۰	۳.۱۷۰	۰.۵۶	۱.۸۲
قیمت جهانی محصولات پتروشیمی	۸۴	۱۲۵	۵۰	۱۷	۰.۱۶	۲.۶
قیمت جهانی فلزات اساسی	۲۰۵	۳۱۶	۱۰۹	۵۲	۰.۱۶	۱/۹۳

یکی از نوآوری‌های این پژوهش لحاظ متغیرهای مجازی است که در طول دوره مورد مطالعه برای شاخص صنایع در نظر گفته شده است، به این ترتیب که با محاسبه انحراف معیار متغیر و ضرب آن در عدد ۳ یک حد آستانه‌ای ایجاد می‌شود که سری‌های زمانی که از آن عبور کند به عنوان بازدهی غیرمتعارف شناخته شده و یک متغیر مجازی (که غیرقابل مشاهده است) وارد مدل می‌شود.

برآوردهای اولیه مدل‌ها نشان داد که سری زمانی صنایع مورد مطالعه از میان توزیع‌های نرمال، تی- استیودنت و GED، از توزیع تی- استیودنت تبعیت می‌کند. در جدول شماره ۴ و ۵ نتایج پارامترها براساس توزیع مذکور گزارش شده است.

به دلیل اینکه ساختن مدل‌های ARMA مبتنی بر هیچکدام از نظریه‌های مالی و اقتصادی نیست، غالبا بهتر است که به جای تفسیر پارامترهای تکی برآورده شده، به بررسی مطلوبیت کلی مدل و تعیین اینکه آیا داده را به خوبی تشریح می‌نماید و پیش‌بینی‌های دقیقی را ارایه می‌دهد، پرداخته شود. به منظور اینکه فرایند مانا و وارون‌پذیر باشد باید قدرمطلق AR و MA کمتر از یک باشد که نتایج حاصل که در جدول زیر نشان داده شد که حکایت از مانایی دارد.

جدول۴- برآورد پارامترهای مدل ARMA(1, 1)- GARCH(1,1) با توزیع تی استیودنت برای بازدهی شاخص قیمتی صنایع منتخب

شاخص صنعت	پارامتر/مدل	C	AR(1)	MA(1)	C	RESID(-1)^2	GARCH(-1)
شیمیایی	ضریب	۰.۰۰۸	-۰.۲۳۷	۰.۵۰۲	۰.۰۰۱	۰.۷۶۴	۰.۱۴۹
	آماره تی-استیودنت	۱.۰۸۸	-۰.۴۹۹	۱.۱۶۰	۱.۵۸۳	۱.۶۲۳	۱.۰۳۶
فلزات اساسی	ضریب	۰.۰۱۵	۰.۳۶۷	-۰.۱۶۸	۰.۰۱۱	۰.۰۲۰	-۰.۶۶۲
	آماره تی-استیودنت	۰.۹۲۹	۰.۷۸۹	-۰.۳۳۵	۰.۷۰۱	۰.۱۵۵	-۰.۲۸۳
فرآورده‌های نفتی	ضریب	۰.۰۲۳	۰.۷۰۴	-۰.۵۱۹	۰.۰۰۲	۰.۳۴۸	۰.۶۹۴
	آماره تی-استیودنت	۱.۴۳۳	۳.۶۷۲	-۲.۲۰۶	۰.۸۹۳	۰.۶۵۶	۳.۰۹۱
استخراج کانه‌های فلزی	ضریب	-۰.۰۰۴	۰.۱۹۰	۰.۰۴۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۹	۰.۸۷۲
	آماره تی-استیودنت	-۰.۳۶۸	۰.۴۳۷	۰.۰۹۶	۰.۶۱۰	۰.۰۹۳	۴.۹۸۹
دارویی	ضریب	۰.۰۰۶	-۰.۲۵۶	۰.۴۴۹	۰.۰۰۱	۰.۴۱۷	۰.۵۹۱
	آماره تی-استیودنت	۱.۲۶۲	-۰.۵۹۸	۱.۱۵۸	۰.۴۵۱	۰.۵۰۳	۲.۱۰۲
بانک‌ها	ضریب	-۰.۰۰۳	-۰.۲۴۰	۰.۴۶۵	۰.۰۰۱	۰.۲۸۳	۰.۵۸۷
	آماره تی-استیودنت	-۰.۳۹۴	-۰.۵۳۵	۱.۱۱۰	۱.۰۲۴	۰.۹۸۶	۱.۹۱۸
مخابرات	ضریب	۰.۰۰۷	-۰.۰۶۹	۰.۲۰۳	۰.۰۰۱	۰.۲۰۰	۰.۶۴۱
	آماره تی-استیودنت	۱.۱۰۰	-۰.۱۱۷	۰.۳۳۹	۰.۶۲۴	۰.۶۲۲	۱.۴۰۵
خودروسازی	ضریب	-۰.۰۱۵	-۰.۰۲۹	۰.۱۸۴	۰.۰۰۵	۰.۴۰۲	۰.۲۹۳
	آماره تی-استیودنت	-۱.۱۴۴	-۰.۰۵۷	۰.۳۵۳	۱.۰۵۰	۱.۳۱۲	۰.۸۰۶

جدول۵-برآورد پارامترهای مدل ARMA(1, 1)- GARCH(1,1) با توزیع تی استیودنت برای متغیرهای مستقل

متغیر کلان	پارامتر	C	AR(1)	MA(1)	C	RESID(-1)^2	GARCH(-1)
قیمت جهانی محصولات پتروشیمی	ضریب	-0.003	0.243	0.320	0.001	0.338	0.204
	آماره تی-استیودنت	-0.402	1.147	1.365	0.982	0.773	0.292
قیمت جهانی فلزات اساسی	ضریب	-0.006	0.061	0.283	0.001	-0.121	0.434
	آماره تی-استیودنت	-1.014	0.154	0.669	0.606	-1.130	0.402

جداول فوق، الگوهای ARMA-GARCH بدست آمده برای متغیرهای تحقیق را نشان می‌دهد. در واقع زمانی که واریانس باقیمانده مدل‌های برآوردی، ناهمسان بوده و دارای نوسانات زیادی باشند برآورد الگو بدون در نظر گرفتن این ناهمسانی دارای تورش و خطا بوده و قابلیت اتکا ندارد. لذا با استفاده از الگوهای ناهمسانی (ARCH) می‌توان این ناهمسانی را کنترل و برآورد بهتری ارائه داد.

برای تمام متغیرها الگوی ARMA-GARCH با وقفه (۱و۱) معنی‌دار بوده و ضرایب مربوطه در جداول ارائه شده‌اند. مولفه AR(1) نشاندهنده وابستگی متغیر به ارزش دوره گذشته خود (t-1) می‌باشد. همان‌طور که مشخص است این مقدار برای برخی از متغیرها مانند مواد شیمیایی، مواد دارویی و بانک‌ها منفی بوده است، به این معنا که افزایش قیمتها در دوره گذشته تاثیر منفی بر ارزش آنها در دوره جاری دارد. همچنین برای برخی متغیرها مانند قیمت نفت و نرخ دلار مقدار ضریب AR مثبت بوده که نشان دهنده تاثیر مثبت و مستقیم قیمتهای دوره گذشته بر قیمتهای دوره جاری است. همچنین مولفه MA نیز میزان خطای پیش‌بینی دوره‌های گذشته را نشان می‌دهد. اضافه کردن این مولفه به مدل‌های برآوردی موجب دقیقتر شدن برازش و کاهش تورش و خطای ضرایب می‌گردد. پس از استخراج این الگوها، با استفاده با از مدلهای کاپولا به بررسی فرضیات تحقیق پرداخته می‌شود.

نتایج حاصل از آزمون دوربین - واتسون[۱] که آماره آن برای همه سری‌های بین ۱/۵ تا ۲/۵ است، نشان می‌دهد جای نگرانی بابت وجود این خودهمبستگی وجود ندارد.

جدول۶- نتایج حاصل از آزمون دوربین ـ واتسون

متغییر	صنعت شیمیایی	صنعت فلزات اساسی	صنعت فراورده های نفتی...	صنعت کانه فلزی	صنعت دارویی	صنعت بانک	صنعت مخابرات	صنعت خودرو	قیمت جهانی پتروشیمی	قیمت جهانی فلزات اساسی
آماره	۱.۹۸	۱.۵۶	۲.۶۳	۱.۸۸	۲.۵۴	۱.۸۸	۲.۰۵	۱.۸۱	۱.۸۴	۲.۴۶

به منظور بررسی همبستگی سری‌ها، اثر قیمت جهانی محصولات پتروشیمی و فلزات اساسی را بر روی شاخص صنایع منتخب بررسی می‌کنیم. با اعمال ۵ مدل کاپولای پژوهش بر روی سری‌های جزء خطاهای بدست آمده از مدل GARCH(1,1) برای هر یک از زوج شاخص صنعت و متغیر کلان، مقادیر حداکثر درست‌نمایی، مقادیر پارامترهای هر یک از مدل‌های کاپولا و همچنین معیارهای AIC و BIC برای زوج متغیر کلان و شاخص قیمتا هر صنعت بدست آمد. لازم به ذکر است که در این پژوهش تابع منفی حداکثر درست‌نمایی انتخاب شده است و هدف این است که کمترین (منفی‌ترین) مقدار ممکن با تنظیم پارامترهای هر یک از مدل‌ها بدست بیاید. کاپولاهای گوسین و فرانک وابستگی دنباله‌ای از خود نمایش نمی‌دهند، در حالیکه کاپولای کلایتون دارای وابستگی دنباله‌ای پایین و کاپولای گامبل دارای وابستگی دنباله‌ای بالا هستند. کاپولای تی‌استیودنت نیز وابستگی دنباله‌ای پایین و بالا دارد. بنابراین برای هر یک از متغییرهای مورد بررسی و شاخص قیمت صنایع منتخب، با در نظر گرفتن معیار حداکثر درست‌نمایی، مقادیر θ، λ_L و λ_U این ۵ مدل کاپولا به صورت زوجی برآورد شده است.

نتایج جدول شماره۶ نشان می‌دهد که در هر دو زوج متغیر مورد بررسی هر ۵ مدل کاپولا، مقدار تابع درست‌نمایی را منفی برآورد کرده‌اند.

[۷] Durbin - Watson

نتایج مطالعه نشان می‌دهد که اثرات سرریز از این متغیرها بر شاخص صنایع منتخب معنی‌دار اما متفاوت می‌باشد بنابراین می‌توان اثبات نمود که کلیه فروض ذکر شده مبنی بر وجود اثر سرریز در متغیرهای مورد مطالعه بر بازدهی شاخص های صنایع در هر یک از دامنه‌های بالا و پایین معنی‌دار است. جدول زیر خلاصه یافته‌های و مدل‌های منتخب را نشان می‌دهد.

جدول۷-خلاصه یافته‌های و مدل‌های منتخب برای هر یک از اثرات سرریز بر شاخص صنایع منتخب

صنعت	متغیر مستقل	گوسی	فرانک	کلایتون	گامبل	تی استیودنت
صنعت شیمیایی	قیمت جهانی محصولات پتروشیمی					
	قیمت جهانی فلزات اساسی					
صنعت فلزات اساسی	قیمت جهانی محصولات پتروشیمی					
	قیمت جهانی فلزات اساسی					
صنعت فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای	قیمت جهانی محصولات پتروشیمی					
	قیمت جهانی فلزات اساسی					
صنعت استخراج کانه‌های فلزی	قیمت جهانی محصولات پتروشیمی					
	قیمت جهانی فلزات اساسی					
صنعت بانک‌ها و موسسات اعتباری	قیمت جهانی محصولات پتروشیمی					
	قیمت جهانی فلزات اساسی					
صنعت مخابرات	قیمت جهانی محصولات پتروشیمی					
	قیمت جهانی فلزات اساسی					
صنعت خودرو	قیمت جهانی محصولات پتروشیمی					
	قیمت جهانی فلزات اساسی					
صنعت دارویی	قیمت جهانی محصولات پتروشیمی					
	قیمت جهانی فلزات اساسی					

جدول فوق به خوبی نشان می‌دهد در هر یک از صنایع در نظر گرفته شده کدام مدل از مدل‌های کاپولا برآورد بهتری ارائه می‌دهد.

نتایج مطالعه نشان می‌دهد که اثرات سرریز نرخ جهانی محصولات پتروشیمی و فلزات اساسی بر شاخص صنایع منتخب بورسی معنی‌دار اما متفاوت می‌باشد. مدل‌های مختلف روش کاپولا نشان داد که مدل‌های تی‌استیودنت و پس از آن کلایتون گامبل بیشترین تناسب را در انتقال اثرات سرریز در دامنه‌های بالا و پایین دارند. به عبارتی اثرات سرریز متغیرهای مستقل برهر دو دامنه‌های بالا (بازدهی مثبت) و پایین (بازدهی منفی) اثر گذار می‌باشد که این امر بیانگر وجود اثرات متقارن بر رفتار بازدهی شاخص صنایع منتخب بورسی می‌باشد.

کاپولای تی‌استیودنت به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین قیمت جهانی فلزات اساسی با شاخص صنایع فلزات اساسی، مخابرات، خودرو و دارویی انتخاب شد به عبارتی اثر سرایت قیمت جهانی محصولات پتروشیمی در بازدهی مثبت برابر با بازدهی منفی در این صنایع است؛ همچنین این مدل به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی قیمت جهانی محصولات پتروشیمی و شاخص صنعت شیمیایی، و بانکداری انتخاب شد.

انتخاب کاپولای تی‌استیودنت به عنوان مدل مناسب برای توضیح همبستگی بین قیمت جهانی محصولات پتروشیمی با شاخص صنعت شیمیایی و فلزات اساسی با شاخص صنایع فلزات اساسی که به صورت مستقیم با قیمت جهانی در ارتباط هستند جالب توجه است و نشان می‌دهد که بازدهی این صنایع به صورت متقارن با نوسانات قیمت‌های جهانی حرکت‌می‌کنند.

کاپولای کلایتون به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی قیمت جهانی محصولات پتروشیمی و شاخص صنعت فراورده های نفتی، فلزات اساسی و کانه های فلزی انتخاب شد. به عبارتی اثر سرایت قیمت جهانی محصولات پتروشیمی در این صنایع در بازدهی مثبت کمتر از بازدهی منفی است.

کاپولای گامبل به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی قیمت جهانی محصولات پتروشیمی و شاخص صنعت خودرو ،دارویی و مخابرات انتخاب شد. به عبارتی اثر سرایت قیمت جهانی محصولات پتروشیمی در بازدهی مثبت بیشتر از بازدهی منفی است. به عبارتی در دامنه بالا، افزایش بازدهی قیمت جهانی محصولات پتروشیمی تاثیر معکوس به مراتب بیشتری نسبت به زمان کاهش بازدهی آن است.

کاپولای گامبل به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی قیمت جهانی فلزات اساسی و شاخص صنعت کانه های فلزی و بانکداری انتخاب شد. به عبارتی اثر سرایت قیمت جهانی فلزات اساسی در بازدهی مثبت بیشتر از بازدهی منفی است. به عبارتی در دامنه بالا، افزایش بازدهی قیمت جهانی فلزات اساسی تاثیر معکوس به مراتب بیشتری نسبت به زمان کاهش بازدهی آن است. این موضوع نیز ممکن است با سوگیری های رفتاری سرمایه‌گذاران قابل توجیه باشد که البته بررسی آن از حدود بررسی پژوهش حاضر خارج است.

کاپولای کلایتون به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی قیمت جهانی فلزات اساسی و شاخص صنعت فراورده های نفتی و شیمیایی انتخاب شد. به عبارتی اثر سرایت قیمت جهانی فلزات اساسی در این صنایع در بازدهی مثبت کمتر از بازدهی منفی است. کاپولای فرانک وگوسی که نشان دهنده اثر سرایت ناچیز در بازدهی مثبت و منفی است در هیچکدام از صنایع منتخب مورد تایید قرار نگرفت.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

درک اثر سریز و نحوه تاثیرگذاری بازارها بر یکدیگر می‌تواند در تحلیل‌های اقتصاد کلان و بنیادی صنایع نقش موثری داشته باشد، با توجه به اینکه صنعت پتروشیمی و فلزات اساسی در اقتصاد ایران به نوعی صنایع مادر محسوب می‌شوند و نقش مهمی در تامین مواد اولیه سایر صنایع ایجاد می‌کنند همچنین بر اشتغال، بودجه دولت، سرمایه گذاری های بخش خصوصی و و انواع برنامه‌ریزی‌های اقتصادی تاثیر می‌گذارند و از سوی دیگر بخش اعظم

صادرات غیرنفتی را تشکیل می‌دهند در پژوهش حاضر به بررسی همبستگی و سرایت بین دو متغیر مهم قیمت جهانی محصولات پتروشیمی و فلزات اساسی بر شاخص ۸ صنعت منتخب بورسی پرداخته شد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که اثرات سرریز از این متغیرها بر شاخص صنایع منتخب معنی‌دار اما متفاوت می‌باشد.

بنابراین می‌توان اثبات نمود که کلیه فروض ذکر شده مبنی بر وجود اثر سرریز در متغیرهای مورد مطالعه بر شاخص های صنایع در هر یک از دامنه‌های بالا و پایین معنی‌دار است. تمایز پژوهش حاضر نسبت به مطالعات پیشین در این حوزه، علاوه بر نوع مدل‌های مورد استفاده، بررسی مدل‌ها در صنایع مختلف (هشت صنعت) با ویژگی‌های متفاوت صنعت است، همچنین نوآوری آن در تبیین مفهوم سرریزی میان بازارهای کالایی جهانی و بورس اوراق بهادار، توجه نحوه انتقالات نوسانی در ایجاد پیوستگی میان این بازارها است.

در اکثر مدل‌های اقتصاد سنجی اثرات متغیرهای کلان بر بازار سرمایه با توجه به معیارهای مبتنی بر میانگین و بر روی شاخص کل بررسی می‌شود و دامنه‌ها کمتر در نظر گرفته می شود با توجه به بررسی مدل‌های مختلف در در پژوهش حاضر، نتایج نشان داد اثر سرریز در صنایع مختلف متفاوت است و رفتار متغیرها از الگوی واحدی پیروی نمی‌کند، با توجه به اینکه به لحاظ ارزش بازار زنجیره فولاد از معدن تا نورد بزرگترین صنعت بازار سرمایه ایران است و پس از آن صنعت محصولات شیمیایی با حذف هلدینگ ها)قراردارد .در تصمیمات مالی با توجه به الگوهای سرریز، ویژگی‌های هر صنعت بایستی مد نظر قرار گیرد.

نتایج این تحقیق از منظر کاربرد برای برنامه‌ریزی اقتصادی و مالی، تحلیل‌گران و فعالان صنایع مختلف قابل استفاده است، علاوه بر این داشتن اطلاعات و آگاهی از مکانیزم‌های سرریز در تحلیل بنیادی و مدیریت پرتفوی سهام مهم است و می‌تواند در تنوع بخشی و انتخاب استراتژی سرمایه گذاری بهینه ، پیش بینی و تحلیل سناریوهای سرمایه‌گذاری، به منظور کاهش ریسک سرمایه گذاری در پروژه‌های مختلف مفید باشد.

بورس اوراق بهادار تهران در طی سال‌های اخیر از عوامل محیطی ملی، بین‌المللی و متغیرهای زیادی تاثیر می‌پذیرد از جمله این عوامل می‌توان به متغیرهای سیاسی، اقتصادی و حتی اخیرا با افزایش جمعیت سرمایه‌گذاران در کشور متغیرهای اجتماعی و فرهنگی اشاره کرد؛ با افزایش تعداد شرکتهای پذیرفته شده در بازار سرمایه ایران به ویژه شرکت‌های صادرات محور، شناسایی نحوه متأثر شدن بازار سرمایه و صنایع از نوسانات متغییرهای مورد بررسی در این پژوهش به منظور برنامه ریزی مالی برای ذینفعان مختلف اعم از نهادهای حاکمیتی و نظارتی، مدیران و سهامداران دارای اهمیت است، درک سیستم سر ریز در کنترل و پیش بینی نوسانات با اهمیت در اقتصاد کشور می‌تواند نقش مهمی در برنامه ریزی مالی و تصمیمات راهبردی و اتخاذ سیاست‌های احتیاطی داشته باشد. به عنوان مثال نهادهایی مانند صندوق تثبیت بازار سرمایه در ایران که در سال های اخیر با هدف حمایت از سهامداران و پیشگیری از نوسانات شدید بازار سرمایه شکل گرفته است، آگاهی از روابط میان بازارها همانند آنچه که در مطالعه حاضر بدان پرداخته شده است می‌تواند به اتخاذ تصمیمات مناسب توسط مسئولان صندوق مذکور در جهت پیش‌یبینی، برنامه ریزی و کاهش اثر نوسانات بازار سهام کمک نماید.

از محدودیت‌های پژوهش حاضر می‌توان به تعدد متغیرهای تاثیرگذار کمی و کیفی بر متغیرهای مورد بررسی اشاره کرد که که امکان بررسی همه آنها در وجود نداشت و خارج از کنترل پژوهشگر است می باشد.

با توجه به یافته‌های پژوهش حاضر، برای مطالعات آتی پیشنهاد می‌شود روش های ناپارامتریک برآورد تابع کاپولا نیز در پژوهش‌های آتی مورد بررسی قرار گیرد و در ارزیابی پارامترهای مدل‌های کاپولا، از الگوریتم‌های فرا ابتکاری همچون الگوریتم ژنتیک و PSO استفاده گردد و نتایج آن با پژوهش حاضر مقایسه گردد.همچنین می‌توان از مدل‌های کاپولای مورد استفاده در پژوهش حاضر از تخمین VAR ، برای داده‌های سایر کشورها و بازارها و دیگر صنایع و همچنین دوره های اقتصادی مختلف استفاده کرد.

فهرست منابع

* Adrangi, B. Chatrah, A & Raffiee, K. (2014). Volatility spillovers across major equity markets of America. International journal of business, 19(3), pp. 255-273.
* Antonakakis, N., & Kizys, R. (2015). Dynamic spillovers between commodity and currency markets. International Review of Financial Analysis, 41,pp 303-319.
* Aragó-Manzana, V., & Fernández-Izquierdo, M. Á. (2007). Influence of structural changes in transmission of information between stock markets: A European empirical study, Journal of Multinational Financial Management, 17(2), pp. 112-124.
* Bauwens. L., Laurent, S., and Rombouts, V. K. R. (2006). Multivariate Garch Models: A Survey, Journal of Applied Econometrics, vol. 21, pp. 79-109.
* Bollerslev. T., (1986). Generalized Autoregressive Conditional HeteroScedasticity, Journal of Econometrics, Vol. 31, No. 3, pp. 307- 327
* Bonato, M., Caporin, M., & Ranaldo, A. (2013). Risk spillovers in international equity portfolios. Journal of Empirical Finance, 24, pp.121-137.
* Calvo, S., and Reinhart, C. M. (1996). Capital flows to Latin America: Is there evidence of contagion effects, in Guillermo A. Calvo, Morris Goldstein, and Eduard Hochreiter, eds.: Private Capital Flows to Emerging Markets after the Mexican Crisis (Institute for International Economics, Washington, D.C.)
* Chinzara, Z., (2011). Macroeconomic Uncertainty and Conditional Stock Market Volatility in South Africa, South African Journal of Economics, 79(1), pp. 27-49.
* Clayton, D. G. (1978). A model for association in bivariate life tables and its application in epidemiological studies of familial tendency in chronic disease incidence. Biometrika, 65(1), pp. 141-151.
* Diebold, F. X., & Yilmaz, K (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. International Journal of Forecasting, 28(1),pp 57-66.
* Dornbusch, R., Park, Y., and Claessens, S. (2000). Contagion: understanding how it spreads. The World Bank Research Observer. 15, pp.177–197
* Embrechts, P., McNeil, A., (2002), Correlation and dependence properties in risk management: properties and pitfalls, Dempster, M. (ed.) Risk Management: Value at Risk and Beyond, Cambridge University Press, pp.176-223.
* Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation. Econometrica, 50, pp.987–1008
* Ewing, B. T., & Malik, F. (2017). Modelling asymmetric volatility in oil prices under structural breaks. Energy Economics, 63, pp. 227-233.
* Fattahi, Sh, Soheili, K and Dehghan Jabarabadi, Sh, (2017). Investigating the spread in Iran's financial markets using a combination of the Orenstein Olenbeck process and continuous wave conversion, Quarterly Journal of Econometric Modeling, Vol 4, pp. 53-33.

* Frank, M. J., Nelsen, R. B., & Schweizer, B. (1987). Best-possible bounds for the distribution of a sum a problem of Kolmogorov. Probability theory and related fields, 74(2), pp.199-211
* Gholami, N. Mohammadi, T. Ghasemi, A. (2020) Design a Model for Measuring the Dynamics Volatility Connectedness of Tehran Stock Exchange and Global Markets, Quarterly Journl of Economic Modelling, Vol 14, pp .49-71. (In Persian)
* Ghorbanloo, Fatemeh, (2010) Modeling and Measuring Credit Portfolio Risk with Extreme Dependence, Master Thesis, Zanjan University (In Persian).
* Gumbel, E. J. (1960). Bivariate exponential distributions. Journal of the American Statistical Association, 55(292), pp.698-707.
* Heyrani, GH, M keshavarz Haddad. (2015). Estimation of Value at Risk in the Presence of Dependence Structure in Financial Returns: A Copula Based Approach, Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi),49(4), pp. 869-902. (In Persian)
* Hosseni Ebrahimabad, S. A, Jahangiri, Kh., Hasan Heydari, H., Ghaemi Asl, M., (2019). Study of Shock and Volatility Spillovers among Selected Indices of the Tehran Stock Exchange Using Asymmetric BEKK-GARCH Model. Journal of the Applied Economics Studies, Vol8, pp.123-155. (In Persian)
* Kilian, L. (2009). Not all oil price shocks are alike: disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. American Economic Review 99. pp. 1053-1069.
* Kodres, L. E., and Pritsker, M. (2002). A rational expectations model of financial contagion, Journal of Finance 57, pp. 769-799.
* Krugman, P. (1983). Oil and the dollar. NBER Working Paper No. 0554.
* Mohseni, H. Sadeghi Shahdani, M.(2019). Exchange Rate Volatility Spillovers to Iran Capital Market, Journal of Applied Theories of Economics No. 20, pp.77-96. (In Persian)
* Morales-Zumaquero, A., & Sosvilla-Rivero, S. (2016). Volatility Spillovers between Foreign-Exchange and Stock Markets. The Quarterly Review of Economics and Finance. Volume 70, pp. 121-136
* Nikomaram, H. Pourzamani, Z. Dehghan, A. (2015). Spillover Effect the on Import & Export oriented industries. Financial Knowledge of Securities Analysis, 8(25), pp. 1-18 (In Persian).
* Reboredo, J.C. Rivera-Castro, M.A., Ugolini, A, (2016). Downside and upside risk spillovers between exchange rates and stock prices, Journal of Banking & Finance, Vol 62, pp. 76-96
* Seyed Hosseini, S M, Ebrahimi, S B, Babakhani, M (2013). Correlation Turbulence Model Fixed Condition with Long-Term Memory Evidence from Tehran and Dubai Stock Markets, Journal of Financial Engineering and Securities Management, 3 (11) pp.25 – 46
* Sklar, A. (1959). Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges, Publ. Inst. Statist. Univ. Paris, 8, pp. 229–231
* Song P.X.-K. (2000). Multivariate dispersion models generated from Gaussian copula, Scandinavian Journal of Statistics, 27(2): pp 305–320.
* Turgut Tursoy, Faisal Faisal (2018). The impact of gold and crude oil prices on stock market in Turkey: Empirical evidences from ARDL bounds test and combined cointegration Resources Policy, Volume 55, pp. 49-54
* Xiong, Z. & Han, L. (2015). Volatility spillover effect between financial markets: evidence since the reform of the RMB exchange rate mechanism. Financial Innovation, Volume 1(1).
* Yu, L., Zha, R., Stafylas, D., He, K., & Liu, J. (2019). Dependences and volatility spillovers between the oil and stock markets: new evidence from the copula and VAR-BEKK-GARCH models. International Reviewof Financial Analysis Vol. 23, pp.117-129.
* Zhang, Fan & Tsai, Wei (2008). Spillover Effect of US Dollar Exchange Rate on Oil Prices, Journal of Policy Modeling, Vol. 30, pp. 973-991.

پیوست

پارامترهای ۵ مدل کاپولا برای بررسی اثر سرریز متغیرهای مستقل بر شاخص صنایع منتخب

زوج صنعت شیمیایی – قیمت جهانی محصولات پتروشیمی					
پارامتر	گوسی	فرانک	کلایتون	گامبل	Student-t
θ	--	1.1010	0.0404	1.0184	[0.0274, 51.6907]
λ_L	--	1.01	0.0071	--	[-0.88, 1.89]
λ_U	--	--	--	2.53	[0.93, 7.4]
LLF	-0.2499	-0.4302	-0.6074	6.5140	-0.4094
AIC	0.4998	4.8334	5.2294	-11.0232	8.9087
BIC	0.4998	14.2617	14.6578	-6.3066	27.7461
زوج صنعت شیمیایی – قیمت جهانی فلزات اساسی					
پارامتر	گوسی	فرانک	کلایتون	گامبل	Student-t
θ	--	1.01	0.63	0.9763	[-0.0285, 99.8036]
λ_L	--	1.29	0.33	--	[-0.95, 2.1]
λ_U	--	--	--	1.66	[0.84, 69]
LLF	-0.2646	-0.7994	-0.2895	16.8382	-0.0045
AIC	0.5292	5.6134	8.6274	-31.6715	4.0235
BIC	0.5292	15.0466	27.4743	-26.9525	13.4567
زوج صنعت فلزات اساسی – قیمت جهانی محصولات پتروشیمی					
پارامتر	گوسی	فرانک	کلایتون	گامبل	Student-t
θ	--	1.0101	0.45	1.0073	[0.0097 99.9775]
λ_L	--	1.16	0.48	--	[-0.96, 2.09]
λ_U	--	--	--	2.04	[0.93, 99.40]
LLF	-0.0519	-0.1873	-0.5278	12.9629	-0.0533
AIC	0.1039	4.3892	7.9416	-23.9209	5.0702
BIC	0.1039	13.8224	26.7886	-19.2019	14.5034
زوج صنعت فلزات اساسی – قیمت جهانی محصولات فلزی					
پارامتر	گوسی	فرانک	کلایتون	گامبل	Student-t
θ	--	1.0101	0.0225	1.0284	[0.0369, 27.1868]
λ_L	--	1.6412	0.0162	--	[-1.03, 2.09]
λ_U	--	--	--	2.15	[0.96, 9.9]
LLF	-0.7127	-1.4844	-0.1878	9.4649	-1.1866
AIC	1.4253	6.9832	4.3900	-16.9250	10.4215
BIC	1.4253	16.4164	13.8232	-12.2067	29.2685
صنعت فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای – قیمت جهانی محصولات پتروشیمی					

پارامتر	گوسی	فرانک	کلایتون	گامبل	Student-t
θ	--	1.01	0.76	1.0009	[-0.0300, 99.9824]
λ_L	--	1.32	0.40	--	[-1.03, 1.97]
λ_U	--	--	--	2.33	[0.95, 97.47]
LLF	-0.3431	-0.0016	-0.3386	18.1801	-0.0033
AIC	0.6862	4.0178	8.7256	-34.3554	4.0077
BIC	0.6862	13.4510	27.5725	-29.6364	13.4409
صنعت فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای – قیمت جهانی فلزات اساسی					
پارامتر	گوسی	فرانک	کلایتون	گامبل	Student-t
θ	--	1.0101	0.61	0.9804	[-0.0122, 99.9998]
λ_L	--	1.324	0.32	--	[-0.97, 2.43]
λ_U	--	--	--	2.37	[0.94, 90.37]
LLF	-0.0755	-0.6405	-0.81003	13.5612	-0.0037
AIC	0.1510	5.2955	6.4283	-25.1176	4.0071
BIC	0.1510	14.7287	25.2753	-20.2753	13.4402
زوج صنعت کانه‌های فلزی – قیمت جهانی محصولات پتروشیمی					
پارامتر	گوسی	فرانک	کلایتون	گامبل	Student-t
θ	--	1.0101	0.87	1.0177	[0.0505, 78.8611]
λ_L	--	1.01	0.45	--	[-1.59, 2.24]
λ_U	--	--	--	2.92	[0.91, 99.58]
LLF	-1.0478	-0.5442	-1.1149	3.8453	-1.3204
AIC	2.0957	5.1028	10.2782	-34.3554	6.6553
BIC	2.0957	16.0885	29.1251	-29.6364	14.536
زوج صنعت کانه‌های فلزی – قیمت جهانی محصولات فلزی					
پارامتر	گوسی	فرانک	کلایتون	گامبل	Student-t
θ	--	1.01	0.0001	1.30	[-0.0337, 99.9995]
λ_L	--	1.03	0.0008	--	[-1.16, 2.08]
λ_U	--	--	--	1.6	[0.91, 95.22]
LLF	-0.5078	-0.2873	-0.0053	-0.2099	18.0367
AIC	1.0156	4.0039	4.5892	8.4681	-34.0685
BIC	1.0156	13.4371	14.0224	27.3151	-29.3151
زوج صنعت بانک‌ها و موسسات اعتباری – قیمت جهانی پتروشیمی					
پارامتر	گوسی	فرانک	کلایتون	گامبل	Student-t
θ	--	1.01	0.0001	0.9952	[-0.0828, 38.0253]
λ_L	--	1.08	0.0063	--	[-0.99, 2.57]

λ_U	--	--	--	2.72	[0.90, 39.61]
LLF	-2.9418	-3.6223	-0.0037	23.2501	-3.2012
AIC	5.8836	11.2590	4.4121	-44.4953	14.4508
BIC	5.8836	20.6922	13.4403	-39.7763	33.2977
زوج صنعت بانک‌ها و موسسات اعتباری – قیمت جهانی فلزات اساسی					
پارامتر	گوسی	فرانک	کلایتون	گامبل	Student-t
θ	--	1.0136	0.0001	1.34	[-0.0787, 34.3382]
λ_L	--	1.37	0.0003	--	[-1.53, 2.29]
λ_U	--	--	--	1.60	[0.91, 47.32]
LLF	-2.7320	-0.0079	-0.0077	-3.1608	24.7812
AIC	5.4640	4.0302	3.9990	14.3699	-47.5577
BIC	5.4640	13.4634	13.4322	33.2169	-42.8386
زوج صنعت مخابرات – قیمت جهانی محصولات پتروشیمی					
پارامتر	گوسی	فرانک	کلایتون	گامبل	Student-t
θ	--	1.0101	0.0579	1.12	[0.0557, 99.9921]
λ_L	--	1.31	0.0953	--	[-0.83, 2.14]
λ_U	--	--	--	1.53	[0.96, 86.62]
LLF	-1.4706	-0.0810	-1.2815	-0.9943	7.0943
AIC	2.9412	4.1765	6.5774	10.0369	-12.1837
BIC	2.9412	13.6097	16.0106	28.8838	-7.4647
زوج صنعت مخابرات – قیمت جهانی فلزات اساسی					
پارامتر	گوسی	فرانک	کلایتون	گامبل	Student-t
θ	--	1.0101	0.0579	1.0085	[0.0557, 99.9921]
λ_L	--	1.29	0.0905	--	[-1.08, 2.10]
λ_U	--	--	--	2.42	[0.90, 99.99]
LLF	-1.4706	-0.0810	-1.281	7.0942	-0.9943
AIC	2.9412	4.1765	6.5774	-12.1837	10.0369
BIC	2.9412	13.6097	16.0106	-7.4647	28.8838
زوج صنعت خودرو – قیمت جهانی محصولات پتروشیمی					
پارامتر	گوسی	فرانک	کلایتون	گامبل	Student-t
θ	--	1.01	0.0192	1.14	[-0.0105, 22.5760]
λ_L	--	1.07	0.1006	--	[-0.87, 2.58]
λ_U	--	--	--	1.54	[0.91, 19.30]
LLF	-0.0472	-0.0442	-0.1316	-0.6181	10.7023
AIC	0.0943	4.1028	4.2777	9.2846	-19.3998
BIC	0.0943	13.5360	13.7109	28.1316	-14.6808

زوج صنعت خودرو – قیمت جهانی فلزات اساسی					
پارامتر	گوسی	فرانک	کلایتون	گامبل	Student-t
θ	--	1.0101	0.0001	0.9793	[-0.0051, 99.9997]
λ_L	--	1.01	0.0004	--	[-0.90, 2.07]
λ_U	--	--	--	2.03	[1.07, 90.62]
LLF	-0.0095	-0.5005	0.0034-	12.4451	0.8355
AIC	0.0189	5.0156	4.0076	-22.8853	6.3573
BIC	0.0189	14.4488	13.4407	-18.1663	25.2043
زوج شرکت‌های داروسازی – قیمت جهانی محصولات پتروشیمی					
پارامتر	گوسی	فرانک	کلایتون	گامبل	Student-t
θ	--	1.01	0.023	1.12	[0.0069, 60.1542]
λ_L	--	1.17	0.083	--	[-1.11, 2.02]
λ_U	--	--	--	1.54	[0.97, 53.08]
LLF	-0.0133	-0.0805	-0.1988	-0.1053	9.6142
AIC	0.0266	4.1756	4.4121	8.2590	-17.2235
BIC	0.0266	13.6088	13.8453	27.1060	-12.5045
زوج شرکت‌های داروسازی – قیمت جهانی فلزات اساسی					
پارامتر	گوسی	فرانک	کلایتون	گامبل	Student-t
θ	--	1.01	0.0001	0.9640	[-0.0302, 99.9988]
λ_L	--	1.09	0.0012	--	[-1.07, 2.44]
λ_U	--	--	--	2.76	[0.98, 96.04]
LLF	-0.4435	-1.6814	-0.0022	16.2368	-0.1079
AIC	0.8871	7.3772	4.0101	-30.4687	8.2642
BIC	0.8871	16.8104	13.4433	-25.7497	27.111

Financial Economics
Vol. (12) Issue (46) Summer 2023

The Analysis and Test of Spillover and Volatility of Global Markets for Petrochemical Products and Base Metals (Based on Copula family models)

Mahsa Banakar
Department of Finance, Science and Research Branch, Islamic Azad university, Tehran, Iran
mahsa.banakar@yahoo.com

Hashem Nikoomaram
Department of Finance, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
"Corresponding Author"
nikoomaram@srbiau.ac.ir

Hasan Ghalibaf Asl
Department of Management, Alzahra University, Tehran, Iran
ghalibafasl@yahoo.com

Mehrzad Minouei
Department of Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
meh.minouei@iauctb.ac.ir

Abstract
Fluctuations in commodity prices in global markets have always influenced the behavior and decisions of investors in financial markets. In this research, using the Copula family models, financial contagion or volatility spillover on global price of petrochemical products and base metals on the on the stock price index of eight selected industries of Tehran Stock Exchange listed companies during a period of 10 years (2008-2018) has been reviewed. The research method is descriptive-analytical in nature and applied in terms of purpose. The research hypotheses were tested using an econometric approach based on Copula models and programming in MATLAB software. The results show that the effects of overflow of these variables on the index of selected industries are significant but different.
Examination of different models of Copula method showed that T-Student model is most suitable for transmitting spillover effects, which indicates the symmetrical effects of price variables in global markets of petrochemical products and base metals on the index performance of selected industries. And then Clayton and Gumble models are in the next rank.
Keywords: Financial Contagion, Volatility Spillover, Copula Functions, Global Markets