فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره چهل و هفتم / تابستان ۱۴۰۰

تبیین و آزمون مدل تلاطم و سرریز در بورس اوراق بهادار تهران (مبتنی بر مدل‌های خانواده کاپولا)

مهسا بناکار[۱]
هاشم نیکومرام[۲]
حسن قالیباف اصل[۳]
مهرزاد مینویی[۴]

تاریخ دریافت مقاله : ۹۹/۰۷/۰۸ تاریخ پذیرش مقاله : ۹۹/۱۰/۱۳

چکیده

پژوهش حاضر به بررسی سرایت مالی یا سرریزی تلاطم از سوی بازارها و متغیرهای جهانی نظیر طلا، نفت و نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش‌های توسعه‌یافته خانواده کاپولا می‌پردازد. همبستگی و سرایت بین سه متغیر مهم قیمت جهانی طلا، نفت، و نرخ دلار بر شاخص قیمت سهام هشت صنعت منتخب بورسی طی بازه زمانی ۱۰ سال (۱۳۸۷-۹۶) بررسی شد. روش پژوهش به لحاظ هدف کاربردی و از نظر ماهیت انجام تحقیق تحلیلی-توصیفی است. آزمون فرضیات تحقیق 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. مدل‌های مختلف روش کاپولا نشان داد که مدل‌های کلایتون و گامبل بیشترین تناسب را در انتقال اثرات سرریز در دامنه‌های بالا و پایین دارند. پس از این دو مدل، مدل t-student در رتبه بعدی قرار دارد. به عبارتی اثرات سرریز متغیرهای کلان بیشتر بر یکی از دامنه‌های بالا (بازدهی مثبت) و پایین (بازدهی منفی) اثر گذار می‌باشد که این امر بیانگر وجود اثرات نامتقارن بر رفتار شاخص صنایع منتخب بورسی می‌باشد.

کلمات کلیدی

سرایت مالی، سرریزی تلاطم، توابع کاپولا، بورس اوراق بهادار تهران

۱-گروه مالی، واحد علوم تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. mahsa.banakar@yahoo.com
۲-گروه مالی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.(نویسنده مسئول) nikoomaram@srbiau.ac.ir
۳-گروه مدیریت، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. ghalibafasl@yahoo.com
۴-گروه مدیریت، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. meh.minouei@iauctb.ac.ir

مقدمه

امروزه هر تکانه‌ای که در یک بازار تجربه می‌شود بازارهای دیگر را تحت تاثیر قرار می‌دهد. این مساله محققان را بر روی درک نحوه انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات از یک بازار به بازار دیگر متمرکز ساخته است(۱). به‌طور معمول، 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. با نگاهی به سری‌های زمانی می‌توان متوجه این موضوع شد که غالبا این سری‌های زمانی در یک دوره یا دوره‌هایی تحت تأثیر اتفاقات و رخدادهای اقتصادی، سیاسی، اجتماعی داخلی و جهانی، به شدت دچار نوسان می‌شوند؛ به‌طوریکه این اتفاقات گاهی تا مدت‌ها در بازارها باقی می‌ماند. نوسان در یک بازار باعث می‌شود تا سرمایه‌گذاران نسبت به پرتفوی خود تجدید نظر کنند و آن را تعدیل نمایند و ترکیب دارایی‌های پرتفوی خود را تغییر دهند. این مسأله آشفتگی را در بازار بحران زده تشدید کرده و همچنین باعث انتقال نوسانات و تکانه‌ها به بازارهای دیگر می‌شود.

باتوجه به اهمیت این موضوع، ادبیات نظری مربوط به سرایت تلاطم در سال‌های اخیر به‌ویژه پس از بحران مالی اخیر از جمله موضوعات مالی به سرعت رو به رشد بوده است و یافته‌های محققین اثبات کرده است که با توجه به اینکه بازارهای مالی با یکدیگر مرتبط هستند، 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 را به ما می‌دهند. سرایت بین بازده دارایی ها 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 دارایی های

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 (۱۴).

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

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.

امروزه پژوهشگران اقتصادی و مالی اعتقاد دارند که بی‌ثباتی‌های مالی بین دارایی‌ها و بازارهای مختلف در طول زمان با همدیگر حرکت می‌کنند؛ در حقیقت می‌توان بیان نمود که تقریباً همه بازارهای مالی و غیر مالی، داخلی و بین‌المللی به نوعی با یکدیگر مرتبط هستند.

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(۱۱). مطالعات صورت گرفته در حوزه سرایت‌پذیری مالی[1] یا سرریزی تلاطم[2] 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.

اغلب مطالعات، سرایت مالی را به‌عنوان حرکات بسیار هماهنگ که نتیجه رفتار عقلایی فعالان در محیط بازارهای دارای شکست (از قبیل اطلاعات نامتقارن، اطلاعات ناهمگن، رقابت ناقص، محدودیت در ثروت و قرض گرفتن، ظرفیت تحمل ریسک و غیره) می‌باشد، تفسیر می‌کنند و یا آن را به تصمیم گیری‌های غیرعقلایی توسط همان فعالان بازار (از قبیل رفتار گله‌ای) نسبت می‌دهند. برای مثال والدز بیان می‌کند که در مواقعی که بحران در یک بازار بتواند نقدینگی مشارکت‌کنندگان در بازار را کاهش دهد، ممکن است سرمایه‌گذاران مجبور به فروش دارایی‌هایشان در بازارهای دیگر شوند تا در مواجهه با اخطار افزایش سپرده[۳] یا الزامات قانونی دیگر در سبد دارایی خود توازن مجدد ایجاد نمایند (۳۶). 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 (۲۶). بر اساس طبقه‌بندی بانک جهانی، سه تعریف از سرایت مالی یا سرریزی تلاطم را به شرح زیر می‌توان ارائه نمود:

تعریف گسترده: سرایت یا سرریزی به منزله انتقال شوک‌ها بین بازارها است. سرایت هم در زمان خوب و هم در زمان بد می‌تواند اتفاق بیفتد، بنابراین لزومی ندارد که سرایت حتماً مرتبط با بحران باشد. با این حال پدیده سرریزی در زمان بحران‌ها بیشتر مورد تأکید قرار می‌گیرد.

تعریف محدودکننده: سرایت بیانگر انتقال یا سرریزی شوک‌ها به سایر بازارها و یا کشورها است فارغ از اینکه پیوندهای اساسی بین آنها وجود داشته باشد. این تعریف معمولاً به حرکات هم‌زمان افراطی بازارها اشاره دارد و عموماً به وسیله رفتار گله‌ای توضیح داده می‌شود.

تعریف بسیار محدودکننده: سرایت زمانی اتفاق می‌افتد که همبستگی بین بازارها در دوره بحران نسبت به همبستگی در دوره آرامش افزایش می‌یابد که در پژوهش حاضر این تعریف از پدیده سرایت مدنظر است.

بوناتو و همکاران، سرریزی را به معنای انتقال واریانس‌ها و کواریانس‌های بازدهی از یک دارایی معین به دارایی معین دیگر تعریف می‌کنند (۷). با در نظر گرفتن تعاریف فوق، دو نوع از سرایت یا سرریزی را در ادبیات مالی می توان از هم تفکیک کرد: سرایت مکانیکی[۴] که نتیجه وابستگی مالی و واقعی بین بازارها یا کشورها است (۸) و سرایت روانی[۵] 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. سرمایه گذاران می‌توانند تصمیماتی اتخاذ کنند که بر اساس پیش‌بینی‌های شخصی آنها عقلایی است و این امر خود منجر به حرکات هم‌زمان افراطی در بازارها می‌گردد (۱۱).

ادبیات تجربی در مورد سرایت مالی بر روی حرکات هماهنگ افراطی قیمت دارایی‌ها متمرکز شده است. آزمون همبستگی از طریق بررسی افزایش معنی‌دار در همبستگی‌های بین بازارها بعد از هر بحران به‌طور گسترده‌ای به عنوان روش متعارف برای آزمون سرایت یا سرریزی مالی استفاده شده است. از کینگ و وادوانی (۲۵) برای نخستین بار با استفاده از رویکرد همبستگی، بعد از بحران مالی ۱۹۸۷ آمریکا تغییرات همبستگی میان بازار سهام لندن و نیویورک را مورد بررسی قرار دادند.

سرایت مالی به عنوان افزایش معنی‌دار در حرکات هماهنگ بازار در طول دوره بحران نسبت به دوره آرامش با توجه به سرایت تلاطم‌ها تعریف می‌شود؛ این تعریف، انجام آزمون سرایت را با بررسی اینکه آیا همبستگی بین بازارها در دو دوره، یعنی دوره با ثبات و دوره بحرانی، به طور معنی‌داری متفاوت است به راحتی امکان‌پذیر می‌کند.

آزمون همبستگی برای وجود سرایت توسط برخی از مطالعات به چالش کشیده شده است. به عنوان نمونه فوربز و ریگوبن(۱۷) اثبات نمودند که آزمون همبستگی برای سرایت مالی به‌طور قابل ملاحظه‌ای دارای تورش ناشی از ناهمسانی واریانس در داده‌های بازدهی دارایی‌هاست. آنها به لحاظ آماری، نشان دادند در مواقعی که بازارهای سهام بسیار بی‌ثبات باشند، همبستگی میان بازدهی‌ها می‌تواند به صورت کاذبی افزایش یابد.

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[۶] 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 (۶) 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.

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

موضوع	سال	محقق/محققین	نتایج
شوک های نفت و دینامیک نرخ ارز و بازار سهام	۱۹۸۳	گلوب و کروگمن	افزایش قیمت نفت باعث انتقال ثروت از واردکنندگان نفت به سمت صادرکنندگان نفت خواهد شد، که این امر خود منجر به تغییر در نرخ مبادلات کشور واردکننده از طریق عدم توازن در حساب جاری و باز تخصیص سبد سهام می‌شود.(۲۱)

بررسی شوک قیمت نفت و فعالیت اقتصادی ایالات متحده: چشم انداز بین المللی	۲۰۰۰	باکوس و کروچینی	اگرچه این دو قیمت نسبی و از نظر مفهومی و عملیاتی متفاوت هشتند، تجزیه و تحلیل اولیه نشان می‌دهد که در داده‌ها همبستگی مثبت دارد.(۳)
نقش تجربی نرخ ارز بر روی شکل گیری قیمت نفت خام	۲۰۰۴	یوسفی و ویرژانتو	کاهش بهای دلار آمریکا تولیدکنندگان نفت را به منظور تثبیت ارزش قدرت خرید صادرات خود به سمت محدودسازی میزان عرضه نفت و افزایش قیمت نفت به دلار سوق می‌دهد.(۳۸)
بررسی رابطه بین دلار و قیمت کالا	۲۰۰۹	اکرم	دلار ضعیف‌تر منجر به افزایش قیمت کالاها می‌شود(۱)
تاثیر قیمت نفت بر بازار سهام ایالات متحده	۲۰۰۹	کیلیان و پارک	واکنش واقعی اوراق بهادار ایالات متحده به شوک قیمت نفت به شدت متفاوت است و بسته به این که آیا تغییر قیمت نفت توسط شوک‌های تقاضا یا عرضه در بازار نفت هدایت می شود، متفاوت است. شوک‌های تقاضا و عرضه که باعث رونق بازار جهانی نفت خام می شوند، به طور کلی ۲۲٪ از تغییرات بلندمدت در بازده سهام واقعی ایالات متحده را تشکیل می دهند.(۲۴)
جنبش نرخ ارز جهانی در طی بحران مالی چیست؟	۲۰۰۹	فراتشر	منازعات منفی اقتصاد کلان ایالات متحده در طول بحران موجب تقویت قابل ملاحظه‌ی دلار آمریکا شده است و نه تضعیف آن. اصول اقتصاد کلان و مواجهه مالی کشورهای مختلف نقش کلیدی در روند انتقال شوک های ایالات متحده ایفا کرده است.(۱۹)
اثر سرریز نرخ دلار بر قیمت نفت	۲۰۰۸	ژانگ و وی	دو بازار تحت تاثیر عوامل مشترکی از جمله دلار آمریکا، اصول اقتصادی و رویدادهای ژئوپلیتیکی قرار می‌گیرند.(۴۰)
تاثیر شوک‌های نفتی بر بازدهی بازار سهام: مقایسه کشورهایGCC با انگلیس و امریکا	۲۰۱۱	فیاد، دلی	قدرت پیش‌بینی نفت برای بازدهی بازار سهام پس از افزایش قیمت نفت و در طول بحران مالی جهانی افزایش یافت و همچنین پاسخ به شوک نفت در طول بحران مالی جهانی افزایش یافت.(۱۶)

عدم اطمینان اقتصاد کلان و نوسانات بازار سهام شرطی در آفریقای جنوبی	۲۰۱۱	چینزرا	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 معنی-داری بر روی نوسانات بازار سهام دارد.(۹)
خطر، عدم قطعیت و سیاست پولی	۲۰۱۱	بکائرت و همکاران	افزایش ریسک در بازارهای مالی به طور کلی منجر به افزایش بهای دلار آمریکا می‌شود.(۵)
بررسی سرریز نوسان نرخ ارز یوآن چین بر بازارهای مالی با استفاده از مدل نوسان تصادفی	۲۰۱۵	ژانگ و هان	در زمان افزایش نرخ ارز، سرریز نوسان به صورت نامتقارن و دو طرفه میان دو بازار برقرار است.(۳۷)
بررسی سرریز نوسان نرخ ارز بر بازار سرمایه در هفت ناحیه (بریتانیا، حوزه یورو، استرلیا، سوئیس، کانادا، انگلستان و ژاپن)	۲۰۱۶	مورالس و همکاران	روابط نوسانی بلندمدت، قویتر از روابط کوتاه مدت میان بازارها قابل مشاهده است به طوریکه این امر در دوره بحران تشدید میشود.(۲۸)
بررسی بی‌ثباتی شکست های ساختاری در قیمت های آتی نفت و طلا	۲۰۱۷	ایوینگ و مالیک	انتقال تلاطم بین بازدهی طلا و نفت به صورت معنا داری وجود دارد.(۱۴)
آیا طلا به عنوان یک پناهگاه امن در برابر نوسانات نرخ ارز عمل می کند؟ بررسی مورد روپیه پاکستان	۲۰۱۸	صبا قریشی و همکاران	طلا دارای رابطه تاخیری نسبت به نرخ ارز است.(۳۰)
بررسی تعاملات بین قیمت: سهام، طلا و نفت خام(ترکیه)	۲۰۱۸	تارشه توریسی و فیصل	رابطه منفی بین قیمت طلا و قیمت سهام و رابطه مثبت بین نفت خام و قیمت سهام است.(۳۵)

بررسی وابستگی و سرریز تلاطم بین بازارهای نفت و سهام بر اساس VAR-GARCH BEKK- و مدل‌های کاپولا	۲۰۱۹	یو و همکاران	وابستگی بین قیمت نفت خام وبازده سهام امریکا قوی‌تر و پرتلاطم تر از رابطه بین نفت خام و بازار سهام چین است. و مدل‌هایVAR-BEKK GARCH- سرریز تلاطم از نفت به بازارهای سهام را تایید می‌کند.(۳۹)
بررسی سرایت تلاطم همبستگی شرطی ثابت با حافظه بلندمدت با استفاده از داده‌های سری زمانی بازار سهام کشورهای وابسته به نفت	۱۳۹۲	سیدحسینی و همکاران	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.(۳۲)
بررسی سرایت تلاطم بازارهای موازی بازار سرمایه بر صنایع بورسی صادرات و واردات محور	۱۳۹۳	نیکومرام و همکاران	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.(۲۹)
بررسی سرایت در بازارهای مالی ایران با استفاده از ترکیبی از فرآیند اورنشتاین اولنبک و تبدیل موجک پیوسته	۱۳۹۷	فتاحی و همکاران	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.(۱۵)

وجه تمایز پژوهش حاضر با مطالعات انجام شده پیشین در این حوزه می‌توان به بررسی صنایع مختلف بورسی با ویژگی‌های متفاوت و گستردگی متغیرهای کلان مورد بررسی اشاره کرد.

روش‌شناسی 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 دارایی‌های مالی مورد مطالعه استفاده شده است.

متغیرهای مورد بررسی در پژوهش حاضر شامل داده‌های ماهانه شاخص قیمت سهام هشت صنعت منتخب بورس اوراق بهادار تهران، نرخ دلار به قیمت آزاد، قیمت جهانی سبد نفت اوپک و قیمت جهانی طلا می‌باشد که از پایگاه اطلاعاتی بورس اوراق بهادار، سازمان اوپک و بازارهای کالایی معتبر جهان استخراج شده است.

با توجه به مدل فوق، دو نکته حائز اهمیت است اول اینکه 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. دوم علاوه بر مدل موفق، براساس رویکرد مدل‌های کاپولا به بررسی اثر سریز بین قیمت‌های جهانی نیز پرداخته شد تا نتایج به‌دست آمده از مدل اصلی، با تفسیر واقعی‌تری ارایه شود. با توجه به ساختار اقتصاد نفتی کشور و سهم قابل توجه شرکت‌های فعال در حوزه فرآورده‌های نفتی و همچنین صنایع مرتبط با نرخ دلار در بورس اوراق بهادار تهران آزمون سرایت‌پذیری بر روی سهام صنایع متعدد بورسی مهم است. کما اینکه نتایج تحقیقات حوزه سرایت‌پذیری بعضاً متناقض بوده است. در ادامه به معرفی کوتاه مدل کاپولا پرداخته می‌شود.

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 واریانس۱، 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

$\mathrm{i} > \mathrm{m}$ همواره $\alpha_i = 0$ و برای $\mathrm{j} > \mathrm{n}$ 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:

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

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

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 (۳۳).

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

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 (۳۱). توابع کاپولا یک انعطاف‌پذیری را برای مدل سازی 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.

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	$C_G(u.v;\delta) = exp\left(-((-\log u)^{\delta} + (-\log v)^{\delta})^{1/\delta}\right)$	$\delta \geq 1$	وابستگی دنباله‌ای بالا و عدم وجود وابستگی در دنباله پایین $\lambda_L = 0$ $\lambda_U = 2 - 2^{1/\delta}$
Frank	$C_F(u.v;\delta) = \frac{-1}{\theta}\ln[1 + \frac{(e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta \upsilon} - 1)}{e^{-\theta} - 1}]$	$\delta \in R$	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 $\lambda_U = 0 \quad \lambda_L = 2^{\theta^{-1}}$

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(۱۳). 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 (۲۳).

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

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:

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

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$\leq P(a_1 \leq U_1$

$b_1, \dots, a_d \le U_d \le b_d)$ برقرار است. مهم‌ترین مسئله‌ی کاپولا، در قضیه اسکلار مطرح می‌شود، که رابطه ی بین تابع توزیع توأم و کاپولا را بیان می‌کند.(۲۰)

قضیه 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 $F_1 \dots, \mathrm{F}_d$ باشد. آنگاه کاپولای $\mathrm{C}\colon [0,1]^d \to [0,1]$ وجود دارد به طوری که به ازای هر $I_1, \dots, I_d$ در $\mathrm{R} = [-\infty, \infty]$

$$\mathrm{F}(\mathrm{I}_1, \dots, \mathrm{I}_\mathrm{d}) = \mathrm{C}(\mathrm{F}_1(\mathrm{I}_1), \dots, \mathrm{F}_\mathrm{d}(\mathrm{I}_\mathrm{d}))$$

اگر حاشیه‌ای‌ها پیوسته باشند. آنگاه کاپولا یکتا خواهد بود؛ در غیر این صورت کاپولای به دست آمده یکتا نیست. این کاپولا روی فضای $\mathrm{Ran}\,\mathrm{F}_1 \times \dots \times \mathrm{Ran}\,F_d$ تعیین می‌شود که در آن $\mathrm{Ran}\,\mathrm{F}_i = \mathrm{F}(\mathrm{R})$، برد F_i را نشان می‌دهد و به عکس، اگر C یک کاپولا و $\mathrm{F}_1, \dots, \mathrm{F}_d$ تابع توزیع‌های تک متغیره باشند، آنگاه تابع تعریف شده در رابطه، یک تابع توزیع توأم با توزیع‌های حاشیه‌ای $\mathrm{F}_1, \dots, \mathrm{F}_d$ است. (۲۰)

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.

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 $\mathrm{I}^2 = [0,1]^2$ 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:

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

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 $X = (X_1 X_2)^T$ 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 ویژگی های کاپولا به ضریب وابستگی دنباله، مانند تغییر ناپذیری تحت شدت افزایش تحولات حاشیه‌ای انتقال داده می شود. 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:

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

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.(۳۴)

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. (۱۲)

کاپولای ارشمیدسی

توابع کاپولای ارشمیدسی که در امورمالی و بیمه بیشتر کاربرد دارند. برای اولین بار توسط شوایزر و اسکلار (۳۳) معرفی و نام گذاری گشته‌اند. ایده کاربرد توابع کاپولا ارشمیدسی در بیمه توسط کلایتون (۱۰) مطرح شد، در حوزه کارکرد کاپولا در مطالعات مالی، امبرشز (۱۲) کاپولا را به حوزه مالی معرفی کرد. 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 ذکراست که ازمشتقات 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 $\lambda_u = 2 - (\varphi\acute{2}\varphi\acute{)}(1)$

$\acute{\varphi}(1) < 0$ 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.

$$\lambda_U = 2 - 2\lim_{S\to 0}\frac{\varphi^{-1}(2S)}{\varphi^{-1}(S)}$$

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

سه نوع کاپولای ارشمیدسی به صورت رایج استفاده می‌شود، کاپولای کلایتون ، کاپولای فرانک و کاپولای

گامبل که در ادامه به آن‌ها اشاره خواهد شد.

کاپولای کلایتون

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

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

و برای $\theta > 0$ به صورت:

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

معرفی شد، که تابع چگالی کاپولا آن به صورت:

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

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. (۱۰)

کاپولای گامبل

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

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

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

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

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

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

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.(۲۲)

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.

کاپولای فرانک

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

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

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

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

به دست می‌آید.

تابع کاپولا فرانک به علت متقارن بودن در دو دنباله و در برگرفتن تمام حدود همبستگی در تحلیل پدیده هایی 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. (۱۸)

فرضیه‌های پژوهش

پژوهش حاضر به دنبال پاسخ به این پرسش اساسی است که آیا سرایت مالی یا سرریزی تلاطم از سوی دارایی‌های مالی نظیر طلا و دلار و بازارهای کالایی اعم از از قیمت جهانی نفت، 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 نرخ دلار بر تلاطم شاخص صنایع منتخب بورس اوراق بهادار وجود دارد.
- اثرسرریز نوسانات قیمت جهانی طلا بر تلاطم شاخص صنایع منتخب بورس اوراق بهادار وجود دارد.
- اثرسرریز نوسانات قیمت جهانی نفت برتلاطم شاخص صنایع منتخب بورس اوراق بهادار وجود دارد.

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
نرخ دلار	۲۲,۰۹۸	۴۸,۹۹۰	۹,۶۷۳	۱۱,۹۴۲	۰,۳۶	۱,۶۰
قیمت نفت	۷۳	۱۱۳	۳۳	۲۲	-۰,۰۹	۱,۵۶
قیمت طلا	۱,۳۰۶	۱,۸۲۸	۸۸۳	۲۱۹	۰,۴۳	۲,۶۸

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	۰,۴۳۷	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	-۰۱۰۱۵	-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	پارامتر/مدل	C	AR(1)	MA(1)	C	RESID(-1)^2	GARCH(-1)
قیمت نفت	ضریب	-۰,۰۰۷	۰,۹۴۹	-۰,۹۹۱	۰,۰۰۰	۱,۰۵۶	۰,۲۷۷
	آماره تی-استیودنت	-۰,۹۲۵	۲۲,۶۷	-	۰,۸۶۲	۲,۱۷۷	۱,۸۵۲
نرخ دلار	ضریب	۰,۰۰۵	۰,۱۳۱	۰,۰۲۸	۰,۰۰۰	۱,۸۸۴	۰,۴۷۳
	آماره تی-استیودنت	۱,۵۹۳	۰,۱۸۹	۰,۰۳۹	۰۴۳۴	۰,۴۲۵	۲,۷۹۹
قیمت طلا	ضریب	-۰,۰۰۲	-	۰,۶۵۵	۰,۰۰۲	۰,۳۶۳	۰,۰۵۲
	آماره تی-استیودنت	-۰,۵۵۳	-	۲,۲۲۹	۱,۷۴۹	۱,۶۶۶	۰,۱۱۸

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 ضـــرایب مربوطه در جداول ارائه شـــده‌اند. مولفه AR(1) نشـــاندهنده وابســـتگی متغیر به ارزش دوره گذشـــته خود (t-1) می‌باشد. همان‌طور که مشخص است این مقدار برای برخی از متغیرها مانند مواد شیمیایی، مواد دارویی و بانک‌ها منفی بوده اســـت، به این معنا که افزایش قیمتها در دوره گذشـــته تاثیر منفی بر ارزش آنها در دوره جاری دارد. همچنین برای برخی متغیرها مانند قیمت نفت و نرخ دلار مقدار ضـــریب AR مثبت بوده که نشـــان دهنده تاثیر مثبت و مســـتقیم قیمتهای دوره گذشـــته بر قیمتهای دوره جاری اســـت. همچنین مولفه MA نیز میزان خطای پیش‌بینی دوره‌های گذ شته را ن شان می‌دهد. ا ضافه کردن این مولفه به مدل‌های برآوردی موجب دقیقتر شدن برازش و کاهش تورش و خطای ضرایب می‌گردد.

پس از اســـتخراج این الگوها، با اســـتفاده با از مدلهای کاپولا به بررســـی فرضـــیات تحقیق پرداخته می‌شود.

نتایج حا صل از آزمون دوربین - واتسون[۷] که آماره آن برای همه سری‌های بین ۱/۵ تا ۲/۵ ا ست، نشان می‌دهد جای نگرانی بابت وجود این خودهمبستگی وجود ندارد.

جدول۶-نتایج حاصل از آزمون دوربین ـ واتسون

متغیر	آماره
صنعت شیمیایی	۱,۹۸
صنعت فلزات اساسی	۱,۵۶
صنعت فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای	۲,۶۳
صنعت استخراج کانه‌های فلزی	۱,۸۸
صنعت دارویی	۲,۵۴
صنعت بانک‌ها و موسسات اعتباری	۱,۸۸
صنعت مخابرات	۲,۰۵
صنعت خودروسازی	۱,۸۱
قیمت نفت	۱,۸۷
نرخ دلار	۱,۹۵
قیمت طلا	۲,۱۹

به منظور بررسی همبستگی سری‌ها، اثر قیمت نفت اوپک، طلا و دلار 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 درست-نمایی 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.

جدول ۷-پارامترهای ۵ مدل کاپولا برای بررسی اثر سرریز متغیرهای مستقل

	پارامتر	گوسی	فرانک	کلایتون	گامبل	Student-t
زوج قیمت نفت – قیمت طلا	θ	۰,۶۵	۱,۰۱۰۲	۰,۰۸۶۸۶	۱,۰۲۳۶	(-۰,۰۷۹۶ ، ۹۹,۹۵۴۸)
	λ_L	--	۱,۳۲	۰,۰۰۶۱	--	(-۰,۸۲ ، ۱,۸۴)
	λ_U	--	--	--	۲,۶۷	(۰,۹۸ ، ۷۶,۹۸)
	LLF	-۲,۷۳۷۷	-۰,۵۳۸۸۲	-۲,۷۲۶۵	-۰,۴۲۹۰	-۲,۶۷۳۱
	AIC	۵,۴۷۵۴	۵,۰۹۲۱	۹,۴۶۷۵	۲,۳۹۴۶	۱۳,۳۹۴۶
	BIC	۷,۵۸۱۹	۱۴,۵۲۵۳	۱۸,۹۰۰۷	۵,۴۷۵۴	۳۲,۴۲۶۱
زوج قیمت نفت – دلار	θ	--	۱,۰۳	۰,۰۰۳	۱,۰۲۵	(۰,۱۸۵۴ ، ۱۹,۲۶۳
	λ_L	--	۱,۰۲	۰,۰۰۶	--	(-۰,۸۷ ، ۲,۱۲)
	λ_U	--	--	--	۲,۰۱	(۰,۸۸ ، ۸,۲۶)
	LLF	-۰,۷۵۸۶	-۰,۶۹۸	-۰,۹۶۵	-۰,۹۸۷	-۰,۵۳۶
	AIC	۳,۱۲۵	۲,۳۶۵	۳,۲۶۵	۴,۱۲۳	۳,۱۲۵
	BIC	۲,۵۶۸	۱,۹۸۵	۲,۳۶۵	۵,۲۶۵	۳,۰۱۲

نتایج جدول شماره۷ نشان می‌دهد که در هر دو زوج متغیر مورد بررسی هر ۵ مدل کاپولا، مقدار تابع درست‌نمایی را منفی برآورد کرده‌اند. با بررسی نتایج بدست آمده در مورد زوج قیمت نفت و طلا، کاپولای تی‌استیودنت با توجه به کمترین (منفی‌ترین) مقدار تابع حداکثر درست‌نمایی و بیشترین معیار مدل آکائیک و شوارتز بیزی، بهترین عملکرد را از خود نشان داده است؛ همچنین مدل کلایتون در رده

دوم و مدل فرانک در جایگاه سوم قرار دارند. کاپولای گامبل به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده‌ی همبستگی بین بازدهی قیمت نفت و دلار انتخاب شد. به عبارتی اثر سرایت قیمت جهانی نفت در بازدهی مثبت بیش از بازدهی منفی است. به عبارتی در دامنه بالا، افزایش بازدهی قیمت نفت تاثیر مستقیم به مراتب بیشتری نسبت به زمان کاهش بازدهی آن است.

سپس پنج مدل کاپولای معرفی شده بر روی شاخص هشت صنعت منتخب بورسی برآورد شد. پس از بررسی رفتار متغیرهای وابسته براساس توزیع تک متغیره به بررسی رفتار همبستگی و اثر سرایت بین متغیرهای کلان و شاخص صنایع منتخب بورس پرداخته شد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که اثرات سرریز از این متغیرها بر شاخص صنایع منتخب معنی‌دار اما متفاوت می‌باشد

مدل‌های مختلف روش کاپولا نشان داد که مدل‌های کلایتون و گامبل بیشترین تناسب را در انتقال اثرات سرریز در دامنه‌های بالا و پایین دارند. پس از این دو مدل، مدل تی‌استیودنت در رتبه بعدی قرار دارد. به عبارتی اثرات سرریز متغیرهای کلان بیشتر بر یکی از دامنه‌های بالا (بازدهی مثبت) و پایین (بازدهی منفی) اثر گذار می‌باشد که این امر بیانگر وجود اثرات نامتقارن بر رفتار بازدهی شاخص صنایع منتخب بورسی 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

جدول۸-خلاصه یافته‌های و مدل‌های منتخب برای هر یک از اثرات سرریز بر شاخص صنایع منتخب

صنعت	متغیر مستقل	گوسی	فرانک	کلایتون	گامبل	t-
صنعت شیمیایی	دلار					
	قیمت نفت					
	قیمت طلا					
صنعت فلزات اساسی	دلار					
	قیمت نفت					
	قیمت طلا					
صنعت فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای	دلار					
	قیمت نفت					
	قیمت طلا					
صنعت استخراج کانه‌های فلزی	دلار					
	قیمت نفت					
	قیمت طلا					

صنعت بانک‌ها و موسسات اعتباری	دلار					
	قیمت نفت					
	قیمت طلا					
صنعت مخابرات	دلار					
	قیمت نفت					
	قیمت طلا					
صنعت خودرو	دلار					
	قیمت نفت					
	قیمت طلا					
صنعت دارویی	دلار					
	قیمت نفت					
	قیمت طلا					

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 دلار، قیمت جهانی طلا و نفت بر شاخص صنایع منتخب بورسی معنی‌دار اما متفاوت می‌باشد. مدل‌های مختلف روش کاپولا نشان داد که مدل‌های کلایتون و گامبل بیشترین تناسب را در انتقال اثرات سرریز در دامنه‌های بالا و پایین دارند. به عبارتی اثرات سرریز متغیرهای کلان بیشتر بر یکی از دامنه‌های بالا (بازدهی مثبت) و پایین (بازدهی منفی) اثر گذار می‌باشد که این امر بیانگر وجود اثرات نامتقارن بر رفتار بازدهی شاخص صنایع منتخب بورسی می‌باشد.

کاپولای کلایتون به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی نرخ دلار و شاخص صنعت شیمیایی، فلزات اساسی، کانه‌های فلزی و دارویی انتخاب شد. به عبارتی اثر سرایت نرخ دلار در این صنایع در بازدهی مثبت کمتر از بازدهی منفی است. همچنین کاپولای کلایتون به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی طلا و شاخص صنعت خودرو و دارویی و قیمت جهانی نفت و شاخص صنعت فراورده های نفتی و کانه های فلزی انتخاب شد؛ علاوه بر این کاپولای کلایتون به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی قیمت جهانی نفت و شاخص صنعت فراورده های نفتی و کانه های فلزی نیز می‌باشد.

کاپولای گامبل به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی نرخ دلار شاخص صنعت فراورده های نفتی، مخابرات و خودرو انتخاب شد. به عبارتی اثر سرایت نرخ دلار در بازدهی مثبت

بیشتر از بازدهی منفی است. به عبارتی در دامنه بالا، افزایش بازدهی نرخ دلار تاثیر معکوس به مراتب بیشتری نسبت به زمان کاهش بازدهی آن است.

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

کاپولای فرانک به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی شاخص صنعت بانک‌ها و موسسات اعتباری و بازدهی نرخ دلار انتخاب شد. به عبارتی اثر سرایت نرخ دلار در بازدهی مثبت و منفی ناچیز است. در این رابطه می‌توان بیان داشته که تغییرات نرخ دلار در طول دامنه‌های پایینی و بالا بر بازده شاخص مذکور ناچیز و تا حدودی اثرگذاری آن در دامنه پایین است.

کاپولای تی‌استیودنت به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی طلا و شاخص صنعت شیمیایی، فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای،کانه های فلزی و بانکداری انتخاب شد. به عبارتی اثر سرایت قیمت طلا در بازدهی مثبت برابر با بازدهی منفی است؛ همچنین این مدل به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی قیمت جهانی نفت و شاخص صنعت شیمیایی، بانکداری و خودرو انتخاب شد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

شواهد تجربی نشان می‌دهد که بسیاری از دارایی‌های مالی دارای توزیع با دنباله پهن و چولگی بیشتر نسبت به توزیع نرمال هستند. در نتیجه تحمیل فرض 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 همزمان دقت در خصوصیات غیرخطی و وابستگی‌های مجانبی را لحاظ می‌کند. بدین ترتیب، این مدل‌ها متناسب با شرایط واقعی‌اند و به مفروضات کمتری در استفاده از مدل‌ها نیاز دارند. در پژوهش حاضر، برای بررسی همبستگی و سرایت بین سه متغیر مهم قیمت جهانی طلا، نفت، و نرخ دلار بر شاخص ۸ صنعت منتخب بورسی پرداخته شد.

در این پژوهش پس از بررسی رفتار متغیرهای وابسته براساس توزیع تک متغیره به بررسی رفتار همبستگی و اثر سرایت بین متغیرهای کلان و شاخص صنایع منتخب بورس پرداخته شد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که اثرات سرریز از این متغیرها بر شاخص صنایع منتخب معنی‌دار اما متفاوت می‌باشد. به عنوان نمونه اثر سرریز نرخ دلار بر شاخص صنعت شیمیایی و فلزات اساسی به مراتب بیشتر از قیمت جهانی طلا بود و همچنین اثر سرریز نرخ دلار بر شاخص صنعت خودروسازی و دارویی به مراتب بیشتر از قیمت جهانی طلا و نفت بود.

مدل‌های مختلف روش کاپولا نشان داد که مدل‌های کلایتون و گامبل بیشترین تناسب را در انتقال اثرات سرریز در دامنه‌های بالا و پایین دارند. پس از این دو مدل، مدل t-student در رتبه بعدی قرار دارد. به عبارتی اثرات سرریز متغیرهای کلان بیشتر بر یکی از دامنه‌های بالا (بازدهی مثبت) و پایین (بازدهی منفی) اثر گذار می‌باشد که این امر بیانگر وجود اثرات نامتقارن بر رفتار شاخص صنایع منتخب بورسی می‌باشد. پژوهش ژانگ و هان(۳۷) که به بررسی سرریز نوسان نرخ ارز بر بازارهای مالی پرداختند نیز سرریز نوسان به‌صورت نامتقارن را در زمان افزایش نرخ ارز تایید کردند.

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 سایر مطالعات صورت گرفته در این حوزه، بررسی مدل در صنایع مختلف (هشت صنعت) با ویژگی‌های متفاوت صنعت است، همچنین متغیرهای کلان نیز به صورت گسترده‌تر نسبت به سایر مطالعات مشابه مورد بررسی قرار گرفته 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، به نظر می‌رسد در تصمیمات مالی با توجه به الگوهای سرریز، ویژگی‌های هر صنعت بایستی مد نظر قرار گیرد.

با توجه به اینکه مدل‌های کلایتون و گامبل که در بسیاری از صنایع مورد بررسی پژوهش حاضر به عنوان مدل برتر شناسایی شدند، مدلهای نامتقارن هستند اما آنچه در عمل شاهد هستیم این است که سرمایه گذاران و مدیران پرتفو در تصمیم گیری‌های مالی عموما اثرات را به صورت متقارن در نظر می‌گیرند که این موضوع عدم تقارن اثرات سرریز در صنایع مختلف باید در تصمیمات مالی مد نظر آنها قرار گیرد، آگاهی از مکانیزم‌های سرریز در مدیریت پرتفوی سهام برای شرکت‌ها مهم است، زیرا داشتن

اطلاعات از اثرات سر ریز متغیرها 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.

خروجی‌های پژوهش حاضر می‌تواند از جنبه‌های تدوین و سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی با توجه به تاثیرپذیری اقتصاد ایران از بازارهای جهانی و نرخ ارز و همچنین برنامه‌ریزی و تصمیم‌گیری در رابطه با برنامه‌های اقتصادی و مالی در سطوح مختلف مدیریتی مورد استفاده قرار گیرد.

بازار سهام به دلیل پیچیدگی‌های خاص، تعدد صنایع و شرکت‌های پذیرفته شده در یورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های اخیر و همچنین ارتباط با عوامل محیطی ملی و بین‌المللی از عوامل 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؛ تعدد متغیرهای تاثیرگذار کمی و کیفی بر متغیرهای مورد بررسی این پژوهش که امکان بررسی همه آنها در وجود نداشت و خارج از کنترل پژوهشگر است از محدودیت‌های پژوهش حاضر می باشد.

همچنین با توجه به مطالعات صورت گرفته و نتایج پژوهش حاضر، برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود که در ارزیابی پارامترهای مدل‌های کاپولا، از الگوریتم‌های فرا ابتکاری همچون الگوریتم ژنتیک و PSO[۸] استفاده گردد و نتایج آن با پژوهش حاضر مقایسه گردد.

پیشنهاد می‌شود که تخمین VAR با استفاده از مدل‌های کاپولای مورد استفاده در پژوهش حاضر، برای داده‌های کشورهای مختلف و همچنین صنایع دیگر انجام شود و بهترین مدل کاپولا از این نظر انتخاب گردد. روش های ناپارامتریک برآورد تابع کاپولا نیز در پژوهش‌های آتی می‌تواند مورد بررسی قرار گیرد.

منابع

1) Akram, Q. F. (2009). Commodity prices, interest rates and the dollar, Energy Economics 31, pp. 838-851

2) 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.

3) Backus, D. K., & Crucini, M. J. (2000). Oil prices and the terms of trade. Journal of international Economics, 50(1), 185-213.

4) Bauwens. L., Laurent, S., and Rombouts, V. K. R. (2006). Multivariate Garch Models: A Survey, Journal of Applied Econometrics, vol. 21, pp. 79-109.

5) Bekaerta, G,Hoerovab,M , Ducab,M , (2011). Risk, uncertainty and monetary policy, Journal of Monetary Economics, Vol. 60, Issue 7, pp. 771-788

6) Bollerslev. T., (1986). Generalized Autoregressive Conditional HeteroScedasticity, Journal of Econometrics, Vol. 31, No. 3, pp. 307- 327

7) Bonato, M., Caporin, M., & Ranaldo, A. (2013). Risk spillovers in international equity portfolios. Journal of Empirical Finance, 24, pp.121-137.

8) 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.)

9) Chinzara, Z., (2011). Macroeconomic Uncertainty and Conditional Stock Market Volatility in South Africa, South African Journal of Economics, 79(1), pp. 27-49.

10) 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.

11) Dornbusch, R., Park, Y., and Claessens, S. (2000). Contagion: understanding how it spreads. The World Bank Research Observer. 15, pp.177–197

12) 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.

13) Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation. Econometrica, 50, pp.987–1008

14) Ewing, B. T., & Malik, F. (2017). Modelling asymmetric volatility in oil prices under structural breaks. Energy Economics, 63, pp. 227-233.

15) Fattahi, Shahram, Soheili, Kiomars and Dehghan Jabarabadi, Shahram, (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.

16) Fayyad, A., and Daly, K. (2011). The Impact of Oil Price Shocks on Stock Market Returns: Comparing GCC Countries with the UK and USA. Emerging Markets Review, Vol 12, Issue 1, pp. 61-78.

17) Forbes, K. J., and Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: Measuring stock market co-movements, Journal of Finance 57, pp. 2223-2261

18) 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

19) Fratzscher, M. (2009). What explains global exchange rate movements during the financial crisis?, Journal of International Money and Finance, Vol . 28, pp.1390-1407

20) Ghorbanloo, Fatemeh, (2010) Modeling and Measuring Credit Portfolio Risk with Extreme Dependence, Master Thesis, Zanjan University (In Persian).

21) Golub, S. S. (1983). Oil prices and exchange rates. Economic Journal 93. pp. 576-593.

22) Gumbel, E. J. (1960). Bivariate exponential distributions. Journal of the American Statistical Association, 55(292), pp.698-707.

23) 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)

24) 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.

25) King, M. A., and Wadhwani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets, Review of Financial Studies 3, pp. 5-33.

26) Kodres, L. E., and Pritsker, M. (2002). A rational expectations model of financial contagion, Journal of Finance 57, pp. 769-799.

27) Krugman, P. (1983). Oil and the dollar. NBER Working Paper No. 0554.

28) 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

29) 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).

30) Qureshi, Saba & Rehman, Ijaz Ur & Qureshi, Fiza, (2018). Does gold act as a safe haven against exchange rate fluctuations? The case of Pakistan rupee. Journal of Policy Modeling, Elsevier, vol. 40(4), pp. 685-708.

31) 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

32) 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

33) Sklar, A. (1959). Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges, Publ. Inst. Statist. Univ. Paris, 8, pp. 229–231

34) Song P.X.-K. (2000). Multivariate dispersion models generated from Gaussian copula, Scandinavian Journal of Statistics, 27(2): pp 305–320.

35) 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

36) Valdes, R. (1996). Emerging market contagion: Evidence and theory, Working paper, MIT.

37) 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).

38) Yousefi, Ayoub and Tony S. Wirjantob (2004). The Empirical Role of the Exchange Rate on the Crude-oil Price Formation, Journal of Energy Economics, No. 26, pp. 783-799

39) 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.

40) Zhang, Fan & Tsai, Wei (2008). Spillover Effect of US Dollar Exchange Rate on Oil Prices, Journal of Policy Modeling, Vol. 30, pp. 973-991.

یاداشت‌ها :

۱Financial Contagion
۲Volatility Spillover
۳Margin Call:
اخطاری است که مؤسسه کارگزاری به مشتری خود میدهد تا میزان سرمایه موجود در حساب اعتباری خود را افزایش دهد و نسبت بین وام و سرمایه را به حد مشخص برساند.
۴ Mechanical Contagion
۵ Psychological Contagion
۶ Time-Varying Volatility
۷ Durbin - Watson
۸ Particle Swarm Optimization