نشریـه علمـی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال سیزدهم، شماره چهل‌و هفتم
پائیز ۱۳۹۹

بررسی ساختار وابستگی بین بازارهای سهام ایران، ترکیه، چین و امارات بر اساس رویکرد کاپولا – مارکوف سویچینگ

سیدمظفر میر برگکار[۱]
مریم سهرابی[۲]

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۴/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۲/۰۲

چکیده

بررسی و تحلیل ساختار وابستگی بین بازارهای مالی در زمان رکود و رونق به طور گسترده مورد تأکید نظریه‌پردازان و پژوهشگران حوزه‌های مختلف قرارگرفته است. در این پژوهش‌ها مدل‌های مختلفی برای توضیح همبستگی در بازارهای مالی به وجود آمده‌اند. در این بین توابع کاپولا با توجه به توانایی بالایی که در شناسایی ساختار وابستگی نامتقارن دارد، بیشترین توجه را به خود جلب نموده است. در این پژوهش با استفاده از مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی (GARCH) و رویکرد مارکوف سویچینگ و توابع کاپولا به بررسی ساختار وابستگی در بازارهای مالی ۴ کشور ایران، امارات، ترکیه و چین در دوران رونق و رکود در دوره ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۷ پرداخته شده است. نتایج تحقیق نشان‌دهنده وجود ساختار وابستگی نامتقارن در رژیم‌های رونق و رکود است، به‌نحوی‌که در دوران رکود ساختار وابستگی بین این بازارها با بازار ایران شدیدتر از دوران رونق است.

واژه‌های کلیدی: بازار سهام، ساختار وابستگی، مدل‌های GARCH، مارکوف سویچینگ، توابع کاپولا.

۱- استادیار اقتصاد، گروه مدیریت، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران. mirbargkar@yahoo.com
۲- دانشجوی دکتری مهندسی مالی واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران (نویسنده مسئول) sohrabi.1446@gmail.com

۱- مقدمه

ساختار وابستگی بین بازارهای مالی با توجه به نحوه روابط اقتصادی در ساختار گسترده جهانی از اهمیت بالایی برخوردار است. ساختار وابستگی بازارهای مالی در تشکیل سبد دارایی‌های مالی فعالان اقتصادی جهت کسب بازدهی بیشتر در طی سال‌های اخیر موضوع بسیاری از مطالعات مالی در این حیطه شده است. به‌نحوی‌که مطالعات تجربی با روش‌های مختلف، در پی شناسایی ساختار وابستگی در بازارهای مالی و تاثیر آن بر تشکیل سبد دارایی با کمترین ریسک و بازدهی بالا هستند (بارترام و دوفی، ۲۰۱۱).

با توجه به تغییر رفتار در بازارهای مالی در کشورهای مختلف به صورت روزانه و بی‌ثباتی آن‌ها، بررسی الگوهای همبستگی به صورت ساختاری در بازدهی‌های مالی به فعالان این حیطه توانایی ویژه‌ای در پیش‌بینی و کشف روابط بین بازارهای برون‌مرزی می‌دهد که در تحقق اهداف مالی و کسب سودآوری نقش به‌سزایی ایفا می‌کند. در این بین مطالعات تجربی درگذشته در بررسی همبستگی بین بازارهای مالی از رویکردهای خطی و با درنظر گرفتن توزیع مشترک یکسان و بدون توجه به ارزش‌های فرین صورت می‌گرفت که مورد نقد محققان در این حیطه قرار گرفت و باگذشت زمان در طی دهه ۱۹۹۰ این رویکرد جایگاه خود را از دست داد و مدل‌سازی وابستگی بین بازارهای مالی با رویکردهای غیرخطی مورد توجه محققان قرار گرفت.

در این بین برای غلبه بر ضعف‌های بیان‌شده، در ادبیات مالی نوین یک رهیافت جایگزین در مدل‌سازی ساختار وابستگی بین داده‌های چندمتغیره، بدون تحمیل هرگونه فرض در توزیع‌های حاشیه‌ای، بر اساس نظریه کاپولا[۱] پیشنهاد شده است. از این توابع برای جداسازی توزیع حاشیه‌ای[۲] و ساختار وابستگی از توزیع مشترک استفاده و بطور خاص، کاپولای ارشمیدسی در عدم تقارن و وابستگی در دنباله‌های حدی درنظر گرفته می‌شود. توابع کاپولای ارشمیدسی توسط نویسندگان مختلف در ساختار وابستگی بین بازده‌های سهام مورد استفاده قرارگرفته است. از جمله کاستینوت و دیگران[۳] (۲۰۰۰)، پاتون[۴] (۲۰۰۴ و ۲۰۰۶)، کانلا و کولازو[۵] (۲۰۰۶) و محققانی دیگر[۶] از این توابع در بررسی ساختار وابستگی بین بازارهای مالی بهره گرفته‌اند. توابع کاپولا به دو دلیل عمده مورد علاقه محققان قرار گرفته است؛ اولاً می‌توان از آن برای مطالعه ساختار وابستگی بین متغیرها به صورت ناپارامتریک استفاده کرد و دوماً می‌تواند نقطه شروع ساخت توابع توزیع چندمتغیره باشد (کشاورز حداد و حیرانی، ۱۳۹۳).

این در حالی است که رویکردهای نوین در این حیطه همچنان ادامه داشته و تاثیر ساختاری وابستگی در رژیم‌های رونق و رکود در بازارهای مالی نیز به بحث جدیدتری در این حیطه شده است، به نحوی که در مطالعات پاتون(۲۰۰۶) به بررسی ساختار وابستگی در رژیم‌های رونق و رکود بازارهای مالی متفاوت پرداخته شده است. پاتون(۲۰۰۶) نشان می‌دهد ساختار وابستگی در دوران رونق و رکود علاوه بر غیرخطی بودن، می‌تواند متفاوت باشد. این رویکرد با تحقیقات داسیلوا فیلهو و همکاران[۷] (۲۰۱۲) و تان‌سوچات و همکاران[۸] (۲۰۱۷) در سال‌های اخیر جایگاه ویژه‌ای در بررسی ساختار وابستگی در بازارهالی مالی را به خود اختصاص داده است. بر این اساس و با توجه به نحوه ساختار وابستگی متفاوت در دوران رونق و رکود، در این پژوهش بدین موضوع مهم در ادبیات مالی به صورت ویژه پرداخته شده است.

بدین ترتیب در این تحقیق به بررسی نحوه ساختار وابستگی در بازارهای مالی کشورهای مختلف از قبیل ایران، ترکیه، چین و امارات متحده عربی با بهره‌گیری از رویکردی متفاوت مبنی بر ترکیب توابع کاپولا و روش سویچینگ پرداخته شده است. با توجه به توضیحات ذکرشده، در ادامه به مبانی نظری و پیشینه تحقیق اشاره خواهد شد و پس از بررسی روش‌شناسی تحقیق، یافته‌های تجربی حاصل‌شده از پژوهش حاضر ارائه خواهد شد و در انتها نتیجه‌گیری و بحث موضوعی مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

در طی دهه‌های گذشته، بازارهای جهانی مالی شاهد موارد متعددی از بحران‌های مالی بوده است از قبیل بحران ارزش پول داخلی در کشور مکزیک در سال ۱۹۹۴، بحران مالی آسیای شرقی در سال‌های ۱۹۹۷ و ۱۹۹۸، بحران روسیه در سال ۱۹۹۸، بحران برزیل در سال ۱۹۹۹، بحران مالی آرژانتین در سال‌های ۲۰۰۱ و ۲۰۰۲ و اخیراً نیز بحران مالی در آمریکا در سال ۲۰۰۷ که به سایر کشورهای دنیا به فاصله کوتاهی سرایت کرد و همچنین بحران مالی یونان در سال ۲۰۰۹. ذکر این بحران‌ها به احتمال زیاد در اذهان تداعی‌کننده ریسک مازاد سرمایه‌گذاری در بازار سهام و به علت وجود ساختار وابستگی بین بازارهای مالی در جهان است (حسینی و رستمی، ۱۳۹۲).

در تمامی بحران‌های یاد شده تأثیر و سرایت بین این بازارها از نکات مشترک آنها بوده است، به نحوی که بحران از یک بازار به بازار دیگر به‌سرعت یا با تأثیر انتقال داده شده است. انتشار این بحران‌ها و علامت‌دهی کشورهای مختلف به این بحران‌ها در به وجود آمدن و تبیین پیوندهای مالی[۹] در کشورهای مختلف از اهمیت بالایی برخوردار است. این پیوندهای مالی در تشکیل و تصحیح فعالیت سرمایه‌گذاران در تشکیل سبدهای دارایی تأثیرگذار است، به نحوی که در هنگام بروز شوک‌ها در بین بازارهای مالی، سرمایه‌گذاران اقدام به تصحیح سبد سرمایه‌گذاری خود می‌کنند. بدین‌ترتیب، سرمایه‌گذاران مجبور به انتقال جایگاه‌شان به کشورهای دیگر برای اهداف مدیریت ریسک یا نقدینگی مطابق با مطالعات بیگ و گلدفان[۱۰] (۱۹۹۹) و بوسیره و مودر[۱۱] (۱۹۹۹) می‌شوند.

درک اینکه چگونه عوامل اقتصادی جهانی و بازارهای بین‌المللی بر عملکرد بازار سهام هر کشور تأثیر می‌گذارند، یک مسئله مهم برای شرکت‌کنندگان در بازار، به‌ویژه در بازارهای افزایشی و کاهشی است. تغییرات در عوامل اقتصادی جهانی بر رشد اقتصادی در کشور ایران و در نتیجه بازار سهام ایران تأثیر می‌گذارد. با در نظر گرفتن شرایط بازارهای مختلف، می‌توان تغییرات در ساختار وابستگی و سرریز شدن اطلاعات و شوک‌های بازارهای مالی از طریق مدل‌سازی مشخص کرد سینر[۱۲] (۲۰۱۳).

سه نظریه اصلی تعاملات بین بازارهای سهام محلی و بین‌المللی را توضیح دهد. اولاً، میزان ادغام اقتصادی در دهه‌های اخیر به‌طور قابل توجهی افزایش‌یافته است. در طول جهانی‌شدن اقتصاد جهانی، بازارهای سهام بین‌المللی یکپارچه شده‌اند و مطالعات متعددی از طریق روش‌های مختلف ارائه شواهد را ارائه می‌دهند(ویتسوندی و کوماراسینک[۱۳]، ۲۰۱۶). ثانیاً، رفتار هم حرکتی و هم‌راستا زمانی رخ می‌دهد که بازار سهام در یک کشور کاهش می‌یابد و این موجب کاهش در بازار سهام در کشور دیگری می‌شود. این موضوع که در مواقع بحران بازارهای مالی وابستگی بیشتری دارند در بسیاری از مطالعات از جمله وانگ و همکاران[۱۴] (۲۰۱۷) و ویتسوندی و کوماراسینک (۲۰۱۶) مورد تایید قرار گرفته است. سایر تحقیقات در این زمینه نیز پیشنهاد می‌کنند که دو عامل ممکن است ارتباطات نامنظم را در میان بازارهای سهام را توضیح دهد که شامل، عوامل اطلاعاتی و نهادی است(ونگ و همکاران[۱۵]، ۲۰۱۷). در نهایت، ویژگی‌های بازار سهام نیز وابستگی بین بازارهای مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهند که در میان بازارهای مختلف می‌توان به همبستگی بین صنعت، بازارهای انرژی ، نوسانات و اندازه بازارها اشاره کرد. از آن به بعد در مطالعات منسی[۱۶](۲۰۱۴)، چاین و چن[۱۷](۲۰۱۶) ، عوامل مختلفی برای بررسی دلایل پیش‌رانی در بازارهای سهام، از جمله قیمت طلا، قیمت نفت، نرخ بهره و نرخ ارز نیز مورد بررسی قرار گرفته است.

با پایان دهه ۱۹۹۰ ادبیات مالی روی وجود ساختار وابستگی و سرایت در بین بازدهی‌های مالی به یک اجماع و قطعیت نرسیده بود. برخی از محققان ضرورتی فراتر از رویکرد خطی را برای رسیدگی به این مسئله به رسمیت شناختند. از این جمله پژوهشگران

می‌توان به هارتمن و دیگران[18] (۲۰۰۴)، لنین و سولنیک[19] (۲۰۰۱) و بایه و دیگران[20] (۲۰۰۳) که بر اساس تئوری ارزش فرین وابستگی بین بازارهای مالی را مدل‌سازی کردند، اشاره نمود. همچنین مطالعاتی دیگر توسط رامچند و سوسمل[21] (۱۹۹۸)، چسنی و جان‌دئو[22] (۲۰۰۰) و آنگ و بکارت[23] (۲۰۰۲) به بررسی مدل‌های مارکوف سویچینگ[24] انجامید که در مقابله با نقد وابستگی‌های دنباله‌ای ارزش فرین ارائه شدند.

در این راستا مطالعات در مورد ساختار وابستگی با توجه به اهمیت آن در بازارهای مالی با استفاده از روشی متفاوت فراتر از تجزیه و تحلیل ساده پا به عرصه ادبیات مالی نهاد. این رویکرد از ضعف همبستگی می‌کاهد و همزمان دقت در خصوصیات غیرخطی و وابستگی‌های مجانبی را لحاظ می‌کند. این رویکرد، مدل‌سازی ساختار وابستگی بین داده‌های چند متغیره، بدون تحمیل هرگونه فرض در توزیع‌های حاشیه‌ای، بر اساس نظریه کاپولا است. در این مسیر مطالعات وسیعی صورت گرفته که در ادامه به مروری از مطالعات داخلی و خارجی پرداخته شده است.

نینگ[25] (۲۰۱۰) با بررسی داده‌های روزانه بازارهای سهام و نرخ ارز کشورهای آمریکا، انگلستان، آلمان، فرانسه و ژاپن به بررسی وابستگی ساختاری این بازارها با نرخ ارز مرتبط با آنها با استفاده از توابع کاپولا پرداخت. نتایج تجربی وی نشان می‌دهد که وابستگی ساختاری نامتقارنی بین این بازارهای به صورت مشخص وجود دارد.

اسمیت و همکاران[26] (۲۰۱۲) با استفاده از توابع کاپولا به بررسی وابستگی‌های دامنه بالایی و پایینی در بازارهای مالی متشکل از سهام و کالا پرداختند. آنها با استفاده از توابع کاپولای ارشمیدسی با استفاده از داده‌های بازارهای مالی اروپا و بازار نقره و طلا در دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۱ یافتند که توابع کاپولا بهترین رویکرد را نسبت به روش ارزش فرین خواهند داشت. نتایج آنها نشان می‌دهد که وابستگی دامنه پایینی در طی دوره بحران بیشتر بوده است، به نحوی که مدل توابع کاپولا این وابستگی را بهتر توضیح می‌دهد.

دیبمن و همکاران[27] (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۶ شرکت بزرگ اروپایی در بازارهای بورس کشورهای فرانسه، آلمان، انگلستان و ایتالیا با استفاده از توابع کاپولای شرطی به بررسی اثرات متقابل این بازارها و شرکت‌های درون هر بازار با استفاده از توابع کاپولا پرداختند. آنها با استفاده از رهیافت *Copula-GARCH* به بررسی ساختار وابستگی این شرکت‌ها در دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۲ پرداختند. نتایج آنها حاکی از وجود ساختار وابستگی آشکاری بین این بازارها به‌صورت نامتقارن است، به‌نحوی‌که بهترین توضیح در این بازارها با استفاده از توابع کاپولای خوشه‌ای حاصل گردیده است.

ژانگ و همکاران[28] (۲۰۱۴) با استفاده از توابع کاپولای زوجی و رهیافت *GARCH* به برآورد ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار برای شاخص‌های بازارهای بین‌المللی کشورهای آمریکا، ژاپن، چین ، آلمان، فرانسه، انگلستان، برزیل، روسیه، ایتالیا و هند طی سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۳ پرداختند. نتایج آنها نشان می‌دهد که مدل‌های سازمان‌یافته از توابع کاپولا و استفاده از فیلتر *ARMA-GARCH* بهترین عملکرد را در بین مدل‌های متداول برآورد ارزش در معرض ریسک دارد.

تان‌سوچات و همکاران[29] (۲۰۱۷) به بررسی هفت بازار سهام از شش کشور (تایلند، مالزی، اندونزی، ویتنام، فیلیپین و سنگاپور) و مشارکت آنها در سیستم سهام آسه‌آن با استفاده از رویکرد کمبود اجزای مورد انتظار[30] پرداخته‌اند. در این مطالعه رویکرد کاپولا مارکوف سویچینگ[31] با پارامتر تغییر زمان همبستگی پویا میان هر جفت شاخص بازار سهام و سیستم سهام آسه‌آن بررسی و مقادیر اجزای مورد انتظار پیش‌بینی شد. نتایج تجربی نشان می‌دهد که شاخص سهام فیلیپین بالاترین ریسک سیستم سهام آسه‌آن[32] را داراست.

شهزاد و همکاران[۳۳] (۲۰۱۷) با استفاده از رویکرد کونتایل به بررسی رابطه بازار طلا و بازار اوراق مشارکت در کشورهای مختلف پرداخته اند. یافته های تجربی آنها در درجه اول نشان می دهد که طلا یک محافظ قوی و پوشش ریسک مناسبی برای سهام عادی است، به جز زمانی که هر دو بازار تحت فشار و در دوران بازار کاهشی قرار دارند.

تیان و همکاران[۳۴] (۲۰۱۸) به بررسی ساختار وابستگی بین شش بازار سهام چین و بازار مالی بین‌المللی ازجمله دارایی های موجود امن و عوامل اقتصادی جهانی تحت شرایط مختلف بازار و افق های سرمایه گذاری پرداختند. این تحقیق با ترکیب یک رویکرد رگرسیون کوانتیل با تجزیه موجک انجام شده است. گرچه وابستگی کمی یا ناچیز به افق های سرمایه گذاری کوتاه مدت وجود دارد، اما وابستگی شدید نامتقارن قیمت نفت و شاخص دلار آمریکا را در شش بازار چینی در شرایط متوسط و بلند مدت مشخص شده است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که بین نرخ ارز و بازار سهام در چین، وابستگی در بازارهای افزایشی و کاهشی متفاوت است.

در داخل کشور نیز عبدی و کشاورز حداد (۱۳۸۹)، به بررسی اثرات سرریز تلاطم یا انتقال اطلاعات بین بازارهای سهام تهران و دبی بر اساس مدل *FIGARCH* پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که اثر سرریز تلاطم یا انتقال اطلاعات از بازار سهام تهران به سمت بازار سهام دبی وجود دارد. برای صحت بررسی صورت گرفته در این زمینه در این مطالعه بازار جهانی طلا را به مدل اضافه کردند، نتایج با حضور متغیر طلای جهانی نیز نشان می‌دهد که اثرات سرریز تلاطم از طرف بازار سهام دبی به سمت بازار سهام تهران و دیگری از طرف بازار جهانی طلا به سمت بازار سهام دبی به صورت معنی‌داری وجود دارد و نتیجه این بخش نشان می‌دهد که اثر سرریز تلاطم میان بازارهای سهام مذکور، متأثر از بازارهای دیگری همچون بازار جهانی طلا نیست.

ابونوری و عبداللهی (۱۳۹۰) با استفاده از یک مدل واریانس ناهمسانی شرطی چندمتغیره به بررسی بازار سهام ۴ کشور ایران، آمریکا، ترکیه و مالزی پرداختند. بررسی با استفاده از داده‌های هفتگی در این بازارها حاکی از آن است که سرایت بازدهی از بازار سهام آمریکا تنها به ترکیه و مالزی وجود دارد.

همانطور که بیان شد، در مبانی نظری و تجربی پیرامون موضوع مورد بررسی قرار گرفتن در شرایط بحران ، غیر بحران و همچنین دوره‌های رونق و رکود بازارهای مالی بر میزان وابستگی ساختاری آنها و همچنین ارتباط همزمان آنها موثر است. بر این اساس روند استفاده از رویکردهای با توانایی بهتر در شناسایی دوران رونق و رکود و تبیین صحیحی از ارتباط بازارهای مالی روبه رشد است. یکی از ایده‌های مناسب در این زمینه استفاده از ترکیب روش‌های مختلف است که در این بین ، رویکرد کاپولا سویچینگ است که در این تحقیق بر اساس این مدل به بررسی ساختار وابستگی در بازارهای مالی کشورهای مختلف از قبیل ایران، ترکیه، چین و امارات متحده عربی پرداخته شده است.

۳- روش شناسی پژوهش

در تحقیق حاضر از روش پارامتریک به بررسی ساختار وابستگی بازارهای مالی بر اساس رویکرد کاپولا سویچینگ پرداخته شده است. بر این اساس در گام نخست باید توزیع حاشیه‌ای تک‌متغیرهای سهام را از روش‌های مرسوم استخراج نمود. در این تحقیق از روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته(*GARCH*) مبتنی بر روش سویچینگ استفاده شده است و پس از آن مقادیر به دست آمده در توابع کاپولا لحاظ شده و وابستگی ساختاری هر دو سری به صورت مجزا در دنباله‌های توزیع مشترک دوره‌های رونق و رکود مورد بررسی قرارگرفته است.

۴- مدل‌سازی توزیع حاشیه‌ای

برای این منظور در این پژوهش از توزیع حاشیه‌ای مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی (*GARCH*) استفاده شده است. در مدل GARCH، واریانس شرطی تابعی از مقادیر باوقفه هر دوی واریانس شرطی و خطای پیش‌بینی است. مدل GARCH(p,q) خطی به‌صورت رابطه (۱) قابل بیان است. اثرات شوک بر واریانس شرطی بطور هندسی در طول زمان از طریق عبارت واریانس شرطی با وقفه در رابطه (۲) کاهش می‌یابد. بر اساس مطالعات تجربی دریافته‌اند که طول وقفه‌های کوتاه، نمایش مناسبی از فرایند GARCH ارائه می‌کند. بنابراین، نسبت به مدل ARCH، تصریح GARCH اغلب راه با صرفه‌تری برای مدل‌سازی پایداری واریانس شرطی است.

رابطه (۱)

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t$$

and

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \cdots + \alpha_m a_{t-m}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \cdots + \beta_r \sigma_{t-n}^2$$

و به‌صورت زیر تصریح می‌شود.

رابطه (۲)

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

که در آن؛ $\{\varepsilon_t\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی نابسته هم توزیع با میانگین صفر و واریانس ۱، و علاوه بر این $\alpha_0 > 0$ ، $\alpha_i \geq 0$ ، $\beta_j \geq 0$ و $\sum_{i=1}^{\max(m,n)} (\alpha_i + \beta_i) < 1$ است. به‌سادگی قابل درک است که برای $i > m$، همواره $\alpha_i = 0$ و برای $j > n$ همواره $\beta_j = 0$ است. به‌علاوه $\sum_{i=1}^{m} \alpha_i a_{t-i}^2$ نشان‌دهنده بخش ARCH و $\sum_{j=1}^{n} \beta_j \sigma_{t-j}^2$ مشخص‌کننده بخش GARCH است. در این بررسی از رویکرد مدل‌های سویچینگ GARCH استفاده شده است (MS-GARCH) که در آن واریانس شرطی رژیم σ_t^2 تابع رژیم‌های مختلف است که پارامترهای مدل واریانس ناهمسانی در هر رژیم متفاوت است، به نحوی که احتمال تغییر از رژیم i به رژیم j است و این احتمالات تحول می‌تواند در قالب ماتریس تحول P به صورت زیر شکل بگیرد:

رابطه (۳)

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} = 1 - P_{11} \\ P_{21} = 1 - P_{22} & P_{12} \end{bmatrix}$$

معرفی تابع کاپولا

قضیه اسکلار[۳۵] روشی را برای ایجاد تابع توزیع مشترک با استفاده از رویکرد کاپولا نشان داد. فرض کنید $F(x_1, x_2)$ نشان‌دهنده یک تابع توزیع توأم برای دو متغیر تصادفی X_1, X_2 با توابع حاشیه‌ای $F_1(x_1), F_2(x_2)$ باشد. آنگاه یک تابع کاپولا مانند C برای هر مقادیر حقیقی x_1, x_2 به صورت زیر وجود دارد (کشاورز حداد و حیرانی، ۱۳۹۳):

رابطه (۴)

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

که با مشتق گرفتن از دو طرف معادله (۴) داریم:

رابطه (۵)

$$\frac{\partial^2 F(x_1, x_2)}{\partial x_1 \partial x_2} = \frac{\partial^2 C(F_1(x_1), F_2(x_2))}{\partial F_1 \partial F_2} f_1(x_1) f_2(x_2)$$
$$= \frac{\partial C(u_1, u_2)}{\partial u_1 \partial u_2} \times \prod_i \frac{\partial F_i(x_i)}{\partial x_i}$$
$$= c(\tilde{u}) \times \prod_i f_i(x_i)$$

که در آن f_i تابع چگالی F_i و $u_i = F_i(x_i)$ برای هر $i = 1, 2$، $\tilde{u} = (u_1, u_2)$ و $c(\tilde{u})$ تابع چگالی کاپولاست.

برای محاسبه کاپولای شرطی[۳۶] طبق نظر پاتون (۲۰۰۶)، می‌توانیم معادله (۵) را به شکل کاپولای شرطی مانند تابع زیر مجدد بنویسیم:

رابطه (۶)

$$F(x_1, x_2 \mid \omega) = C(F_1(x_1 \mid \omega), F_2(x_2 \mid \omega)).$$

جایی که ω ، یک متغیر یک‌بُعدی از X_1 یا X_2 با توزیع‌های شرطی F_1 و F_2 است. در این بررسی تابع چگالی تابع کاپولای شرطی به‌صورت زیر با مشتق‌گیری حاصل می‌گردد:

رابطه (۷)

$$\frac{\partial^2 F(x_1,x_2\mid\omega)}{\partial x_1\partial x_2}=\frac{\partial^2 C(F_1(x_1),F_2(x_2)\mid\omega)}{\partial F_1\partial F_2}f_1(x_1\mid\omega)f_2(x_2\mid\omega)$$
$$=\frac{\partial C(u_1,u_2\mid\omega)}{\partial u_1\partial u_2}\times\prod_i\frac{\partial F_i(x_i\mid\omega)}{\partial x_i}$$
$$=c(\tilde{u}\mid\omega)\times\prod_i f_i(x_i\mid\omega)$$

بر این اساس توابع کاپولا جهت شناسایی در رژیم‌های مختلف، می‌توانند دارای رفتار متفاوتی بر اساس کاپولای شرطی داشته باشند. در این مورد، پاتون (۲۰۰۶) پیشنهاد می‌دهد که اجازه دهیم پارامتر وابستگی طی زمان در فرآیند *ARMA(1,10)* به شکل زیر، تغییر نماید:

رابطه (۸)

$$\theta_t=A(a+b\theta_{t-1}+\varphi\Gamma_t)$$

جایی که A تغییر شکل لجستیک هر کاپولا، a شرط وقفه، b ضریب برآورد شده AR و Γ_t متغیر اجباری است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

رابطه (۹)

$$\Gamma_t=\begin{cases}1/10\sum_{j=1}^{10}F_1^{-1}(u_{1,t-j})F_2^{-1}(u_{2,t-j}) & elip\\ 1/10\sum_{j=1}^{10}|u_{1,t-j}-u_{2,t-j}| & Arc\end{cases}$$

در مدل کاپولا، دو دسته اصلی کاپولا وجود دارند که دسته بیضوی و دسته ارشمیدسی نام دارند. هر دو دسته حاوی توابع کاپولایی هستند که برای متصل نمودن توزیع حاشیه‌ای استفاده می‌شوند. در مورد کاپولا بیضوی، دو خانواده کاپولای متقارن وجود دارند که از کاپولا نرمال و تی استیودنت تشکیل شده‌اند. هر دو خانواده، بجز در مورد وابستگی دنباله‌شان، ساختار مشابهی دارند. کاپولای تی استیودنت نشان داده است که بطور کلی از کاپولای نرمال برتر است زیرا وابستگی دنباله‌ای دارد. کاپولای ارشمیدسی یک دسته مهم از توابع کاپولا، با ساختار ساده و خصوصیات تحلیلی فراوان است. این توابع کاپولا دارای وابستگی دنباله نامتقارن هستند به این معنا که وابستگی در دنباله پایین‌تر می‌تواند بزرگ‌تر از وابستگی در دنباله بالاتر و برعکس باشد. سه نوع کاپولای ارشمیدسی که به صورت رایج استفاده می‌شود شامل کاپولای کلایتون (کلایتون ۱۹۷۸)[۳۷]، کاپولای فرانک (فرانک ۱۹۷۹)[۳۸] و کاپولای گامبل (گامبل ۱۹۶۰)[۳۹] است.

این توابع به صورت زیر قابل تعریف هستند؛

کاپولای نرمال[۴۰]

تابع توزیع خانواده تابع کاپولای نرمال را به صورت زیر بیان قابل بیان است.

رابطه (۱۰)

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

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

کاپولای تی ـ استیودنت

تابع توزیع تابع کاپولای t- استیودنت[۴۱] نیز به صورت زیر بیان می‌گردد. این تابع نیز همچون تابع نرمال متقارن بوده با این تفاوت که مقدار وابستگی بالایی و پایینی در توزیع را متقارن اندازه‌گیری می‌کند و معیاری جهت وابستگی در دنباله‌ها را به همراه دارد.

رابطه (۱۱)

$$T_{\upsilon,\rho}\left(t_\upsilon^{-1}(u_1),t_\upsilon^{-1}(u_2)\right)$$

کاپولای ارشمیدسی

کاپولای ارشمیدسی یک دسته مهم از توابع کاپولا، با ساختار ساده و خصوصیات تحلیلی فراوان است. کاپولای ارشمیدسی دو متغیره به صورت

$C(u_1,u_2)=\varphi^{[-1]}\{\varphi(u_1)+\varphi(u_2)\}$ است، که پیوسته، اکیداً کاهشی و دارای تابع مولد $\varphi:[0,1]\to[0,\infty]$ به طوری که $\varphi(1)=0$ و تابع شبه معکوس $\varphi^{[-1]}$ به صورت زیر است (کشاورز حداد و حیرانی، ۱۳۹۳).

رابطه (۱۲)

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

سه نوع کاپولای ارشمیدوسی که به صورت رایج استفاده می‌شود شامل؛ کاپولای کلایتون (کلایتون ۱۹۷۸)[۴۲]، کاپولای فرانک (فرانک ۱۹۷۹)[۴۳] و کاپولای گامبل (گامبل ۱۹۶۰)[۴۴] می‌باشد.

برآورد تابع کاپولا

روش حداکثر راستنمایی به محاسبات زیادی به خصوص در مواردی که ابعاد زیاد باشد، نیاز دارد. زیرا در این روش باید به‌طور همزمان پارامترهای توزیع‌های حاشیه‌ای و پارامتر وابستگی نشان داده شده به وسیله تابع کاپولا برآورد شوند. از این‌رو، دورلمن[۴۵] (۲۰۰۰) برای برآورد این مجموعه از پارامترها روش دو مرحله‌ای را به‌صورت زیر پیشنهاد کرد (کشاورز حداد و حیرانی، ۱۳۹۳):

۱) در اولین مرحله پارامترهای حاشیه ($\boldsymbol{\theta}_1$) را با انجام برآورد برای توزیع‌های حاشیه‌ای تک متغیره برآورد می‌کنیم.

رابطه (۱۳)

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_1=Arg\ Max_{\theta_1}\sum_{t=1}^{N}\sum_{j=1}^{n}lnf_j\left(x_{jt};\boldsymbol{\theta}_1\right)$$

۲) در دومین گام با فرض $\hat{\boldsymbol{\theta}}_1$ پارامترهای تابع کاپولا($\boldsymbol{\theta}_2$) را برآورد می‌کنیم.

رابطه (۱۳)

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_2=Arg\ Max_{\theta_i}\sum_{t=1}^{N}\ln c\left(F_1\left(x_{1t}\right),\ldots,F_n\left(x_{nt}\right)\right)$$

این روش، روش استنتاج برای حاشیه‌ها (IFM) نامیده می‌شود.

بدین ترتیب با توجه به مطالب عنوان شده، در این تحقیق ابتدا مقادیر توزیع حاشیه‌ای بر اساس رویکرد MS-GARCH در دو رژیم رونق و رکود استخراج شده و در گام بعدی سری‌های مورد بررسی در ساختار توزیع کاپولا قرار گرفته است و ساختار وابستگی هر دو سری مورد بررسی در رژیم‌های رونق و رکود محاسبه شده است.

۵- یافته‌های پژوهش

۵-۱- جامعه آماری پژوهش

در بررسی چهار بازار سهام برای کشورهای ایران، امارات، ترکیه و چین برای بازه زمانی مورد نظر یعنی آگوست سال ۲۰۱۰ تا آگوست ۲۰۱۷ از داده‌های روزانه استفاده شده است. از آنجایی که تعطیلات این بازارها در برخی از تاریخ‌ها یکسان نیست قبل از هرگونه مدل‌سازی، سری زمانی مربوط به این کشورها را به لحاظ تاریخی همگن کردیم، به این معنا که روزهای کاری را که هر کشور فعال بود مبنای استخراج اطلاعات قرار دادیم. برای بررسی ارتباط بازارهای مالی از بازده روزانه به جای قیمت استفاده می‌کنیم زیرا بازده دارایی یک شاخص کامل و بدون مقیاس برای ارزیابی فرصت‌های سرمایه‌گذاری است و همچنین تحلیل سری‌های زمانی بازدهی آسان‌تر از سری زمانی قیمت است.

۵-۲- آمار توصیفی

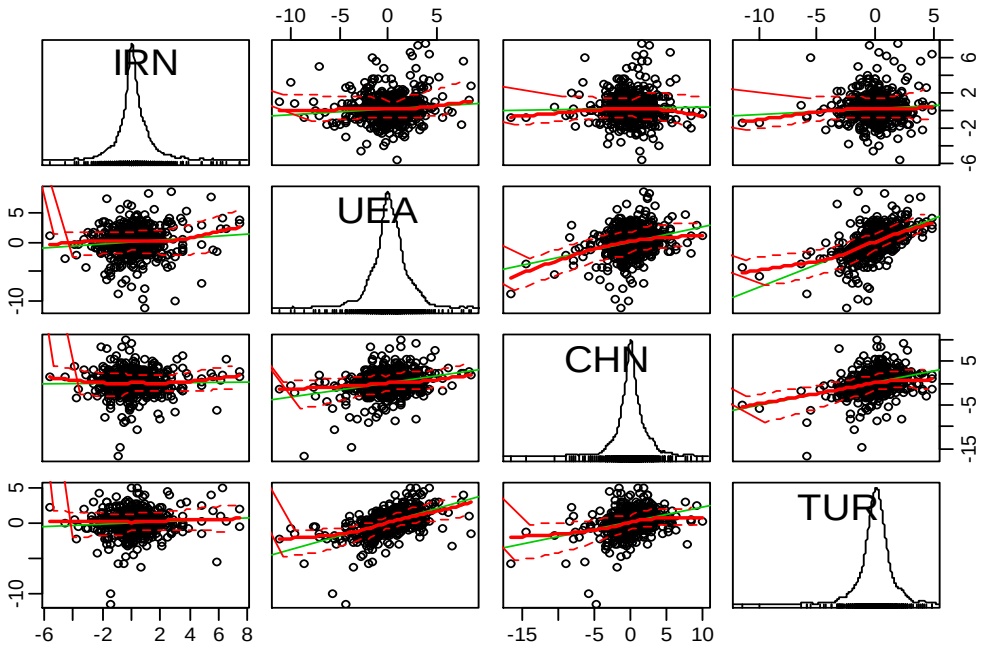
جدول (۱) آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای مورد بررسی را نشان می‌دهد. بازدهی محاسبه شده در این بررسی به صورت درصد است. همان‌طور که مشاهده می‌کنید نتایج آماره جارک- برا[۴۶] نشان‌دهنده رد فرض صفر نرمال بودن برای همه سری‌های بازده هست. همان‌طور که مشخص است توزیع این بازدهی‌ها دارای دنباله پهن‌تر نسبت به توزیع نرمال است، همچنین در این بررسی متغیرهای مورد بررسی در سطح بر اساس آزمون دیکی و فولر گسترش یافته

مانا هستند. در این بررسی مشخص است که آزمون واریانس ناهمسانی بر اساس آزمون LM انگل مشخص می‌کند که سری‌های زمانی مورد بررسی دارای واریانس ناهمسانی هستند. لذا توزیع تی‌استیودنت توزیع مناسبی برای برآورد مدل‌های GARCH خواهد بود که در برآوردهای بخش بعدی از این توزیع استفاده خواهد شد.

این موارد را می‌توان در نمودار ۱ نیز به خوبی مشاهده کرد که در آن توزیع متغیرها و شمای کلی وابستگی آنها مشخص شده است.

جدول ۱-آماره‌های توصیفی داده‌های روزانه (درصد) به همراه نتایج آزمون جارک- برا

شرح	ایران	امارات	ترکیه	چین
میانگین	0.184	0.091	0.036	0.026
میانه	0.060	0.083	0.082	0.047
بیشینه	7.505	8.521	4.953	9.939
کمینه	-5.670	-11.153	-11.508	-16.721
انحراف معیار	1.255	1.983	1.402	2.215
چولگی	1.177	-0.612	-1.313	-0.933
کشیدگی	9.948	7.861	13.398	12.076
جارکو- برا	1856.412	866.919	3967.733	2962.308
احتمال	0.000	0.000	0.000	0.000
آزمون ریشه واحد ADF	-۷,۵۱	-۹,۱۹	-۷,۴۹	-۷,۶۱
احتمال	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰
آزمون واریانس ناهمسانی	۳۴,۴۹	۴۵,۷۳	۷۷,۲۴	۱۴۱,۲۴
احتمال	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰



نمودار ۱- شمای کلی از توزیع و وابستگی بازارهای مالی مورد بررسی

۵-۳- برآورد مدل

برای محاسبه بهتر از توابع کاپولای سویچینگ در بررسی توزیع حاشیه‌ای هر بازدهی از رویکرد *GARCH* با توزیع تی استیودنت استفاده شده و پس از آن وابستگی در هر رژیم با استفاده از توابع کاپولا شامل توابع نرمال، t ، و کاپولای ارشمیدسی است. لازم به ذکر است مرتبه صحیح مدل *GARCH* بر اساس معیارهای اطلاعاتی همچون آکائیک و شوارتز تبیین شده است. در این بررسی همانند مطالعات چوکتاور و همکاران[۴۷] (۲۰۱۳)، بنه‌دیکت‌تودیر و اسکاتی[۴۸] (۲۰۰۹) مدل واریانس ناهمسانی نیز به واسطه حضور در هر رژیم بر اساس رویکرد MS(2)-GARCH(1,1) برآورد شده است. انحراف استاندارد شرطی تابع دو رژیم همچون بخش وابستگی توابع کاپولا به هر رژیم است. بر این اساس توزیع حاشیه‌ای استخراج شده در هر رژیم مبنای بررسی وابستگی کاپولایی درنظر گرفته شده است و ساختار وابستگی در هر رژیم برای کشورهای مختلف محاسبه شده است. نتایج بررسی این مهم در جدول ۲ مشخص شده است. همان‌طور که مشخص است در این بررسی برآوردی از توزیع حاشیه‌ای برای سری‌های زمانی تمامی متغیرهای مورد بررسی معنی‌دار و قابل اتکا هستند. چرا که ضرایب برآورد شده از عرض از مبدا(α_{0-i}) در هر رژیم و همچنین ضرایب بخش ARCH (α_{1-i})و GARCH (β_{1-i}) در هر دو رژیم مورد بررسی، از لحاظ آماری معنی‌دار هستند.

جدول۲ - برآورد مدل MS-GARCH برای توزیع حاشیه‌ای بازدهی‌های تکین

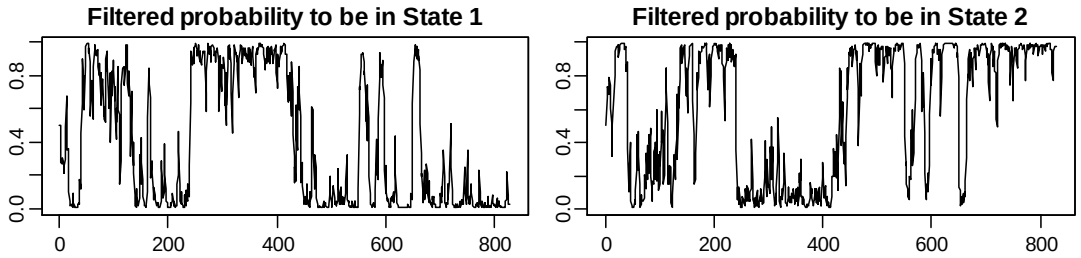
رژیم	پارامتر	ایران	امارات	چین	ترکیه
رژیم اول	α_{0-1}	0.0001***	0.0130	0.0001***	0.2337**
	α_{1-1}	0.0208***	0.0830***	0.0208***	0.0309***
	β_{1-1}	0.9280***	0.9071***	0.9280***	0.0074***
	درجه آزادی	2.5771	3.0017	2.5771	12.6243
	C_{01}	1.0031***	0.9704	1.0031***	0.8776***
رژیم دوم	α_{0-2}	0.0843***	2.0854*	0.0843	0.1288
	α_{1-2}	0.0718***	0.1808***	0.0718***	0.1340***
	β_{1-2}	0.9235***	0.7237***	0.9235***	0.8547***
	درجه آزادی	7.1636	7.1636	6.3180	7.5282
	C_{01}	0.9352***	0.0220***	0.9352	0.7504***

	تابع احتمال انتقال	P_1	P_2	P_1	P_2	P_1	P_2	P_1	P_2
رژیم۱	P1	0.979	0.012	0.759	0.932	0.048	0.398	0.118	0.498
رژیم۲	P2	0.021	0.988	0.241	0.068	0.952	0.602	0.882	0.502

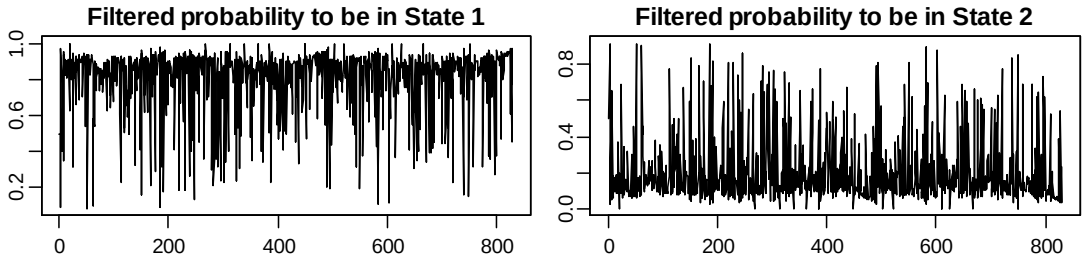
*، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی داری در سطوح آماری ۱۰، ۹۵ و ۹۹ درصد است

منبع؛ نتایج تحقیق

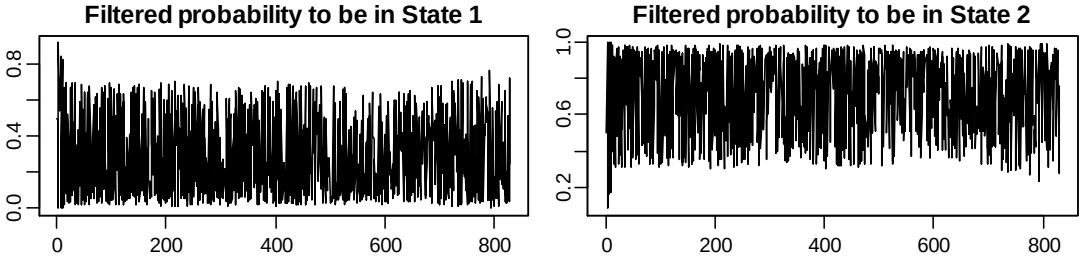
در این بررسی همچنین احتمالات انتقال هر رژیم به رژیم دیگر ماتریس احتمال انتقال در بازدهی دوران رونق و رکود و همچنین طول دوره ارائه شده است. نتایج نشان‌دهنده این واقعیت است که احتمال پایدار رژیم رونق در بازار بورس ایران حدود ۰,۹۷ است. این در حالی است که پایداری رژیم رکود ۰,۹۸ است. این بدین معناست که احتمال حضور در دوره رونق در روز آتی در حالی که در حال حاضر در حالت رونق بازار است، برابر با ۹۷ درصد است. این در حالی است که احتمال انتقال به رژیم رکود در این حالت برابر با ۲ درصد است. نمودار انتقال رژیم‌ها در بازارهای مالی برای کشورهای مورد بررسی در نمودارهای (۲) تا (۵) مشخص‌شده است.



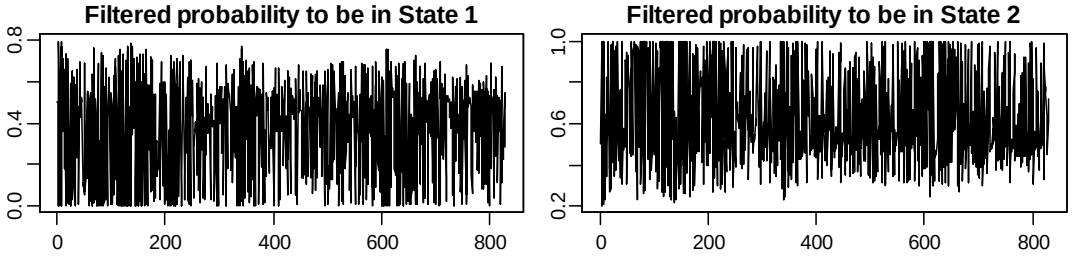
نمودار ۲- تابع انتقال احتمال بین رژیم‌های بازدهی بر اساس رویکرد MS-GARCH برای ایران



نمودار ۳- تابع انتقال احتمال بین رژیم‌های بازدهی بر اساس رویکرد MS-GARCH برای امارات



نمودار ۴- تابع انتقال احتمال بین رژیم‌های بازدهی بر اساس رویکرد MS-GARCH برای چین



نمودار ۵- تابع انتقال احتمال بین رژیم‌های بازدهی بر اساس رویکرد MS-GARCH برای ترکیه

در بخش بعدی با توجه به برآورد مقادیر حاشیه‌ای در این پژوهش مقادیر وابستگی ساختاری بین بازدهی بازار مالی ایران و کشورهای مورد بررسی در قالب رویکرد توابع کاپولای شرطی در جدول ۳ مشخص‌شده است.

در این بررسی توابع با توان بهتر در توضیح دهندگی ساختار وابستگی در بین بازارهای مالی بر

اساس معیار حداکثر راستنمایی مشخص‌شده است. نتایج برآورد مدل کاپولا سویچینگ نشان می‌دهد که در هنگام حضور در رژیم ۱ (رونق) وابستگی ساختاری بین بازار بورس ایران و امارات متحده عربی توسط تابع کاپولای کلایتون با اندازه وابستگی ۰,۴۲ و مقدار اندازه دنباله‌ای پایین ۰,۱۹ بهتر از سایر توابع این ساختار را شناسایی می‌کند. از آنجایی که تابع کاپولای کلایتون نشان دهنده ساختار وابستگی نامتقارن در سمت منفی است، این نتیجه نشان می‌دهد که در هنگام رونق در این دو بازار وابستگی در دنباله‌های منفی بیشتر است. بدین ترتیب در دوران رونق در این دو بازار زمانی که بازدهی بازار سهام اندک است، وابستگی ساختاری بین این دو بازار بیشتر است. به بیان بهتر در زمانی که این بازارها در رونق به سر می‌برند شوک‌های منفی باعث افزایش وابستگی آنها می‌شود، این در حالی است که در هنگام رشد این دو بازار از هم مستقل عمل خواهند کرد. بدین‌ترتیب امکان سرایت هنگامی بین ایران و امارات رخ داده است که بازدهی کاهشی در دوران رونق ایجاد شده است. بر این اساس ایجاد یک بازدهی منفی بزرگ در دوران رونق باعث ایجاد ساختار وابستگی بین این بازار مالی می‌گردد. این در حالی است که در دوران رکودی (رژیم ۲) تابع نرمال بهتر از سایر توابع می‌تواند عمل کند. این مهم نشان می‌دهد در دوران رکودی این دو بازار در اندازه‌های حدی بازدهی کاملاً مستقل از هم عمل می‌کنند و این ساختار وابستگی نامتقارن است.

جدول ۳- برآورد توابع کاپولا در رژیم‌های مشترک بازارهای مالی

تابع کاپولا	پارامتر	ایران – امارات		ایران- چین		ایران-ترکیه	
		رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۱	رژیم ۲
نرمال	پارامتر	۰,۲۷۰	**۰,۴۰۳**	۰,۲۱۶	۰,۲۸۴	**۰,۱۸۰۳**	۰,۲۱۱
	وابستگی بالایی	–	–	–	–	–	–
	وابستگی پایینی	–	–	–	–	–	–
	حداکثر راستنمایی	۳۰,۶۴۷	**۷۲,۰۲۳**	۱۹,۳۳۳	۳۴,۰۲۹	**۱۳,۳۴۰۴**	۱۸,۴۸۸
تی_استیودنت	پارامتر	۰,۲۵۵	۰,۴۰۳	۰,۲۲۰۳	۰,۲۹۶	۰,۱۸۰۵	**۰,۲۱۷**
	وابستگی بالایی	۰,۰۰۴	۰	۰,۱۶۵	۰,۰۳۳	۰	**۰,۰۰۶۳**
	وابستگی پایینی	۰,۰۰۴	۰	۰,۱۶۵	۰,۰۳۳	۰	**۰,۰۰۶۳**
	حداکثر راستنمایی	۳۱,۶۵۰۴	۷۱,۸۳۵	۵۱,۰۸۳	۳۸,۲۳۲	۱۳,۱۷۸	**۱۹,۶۵۸**
کلایتون	پارامتر	**۰,۴۲۷**	۰,۴۹۰۵	**۰,۶۷۵**	**۰,۴۷۹**	۰,۱۶۴	۰,۲۲۸
	وابستگی بالایی	۰	۰	۰	۰	۰	۰
	وابستگی پایینی	**۰,۱۹۷**	۰,۲۴۳	**۰,۳۵۸**	**۰,۲۳۵**	۰,۰۱۴	۰,۰۴۸
	حداکثر راستنمایی	**۴۸,۰۰۴۸**	۵۲,۰۴۷	**۸۸,۶۶۰۸**	**۴۹,۶۵۸**	۷,۵۷۱	۱۴,۱۲۷
گامبل	پارامتر	۱,۱۳۱	۱,۲۹۴	۱,۰۵۰۳	۱,۱۶۱	۱,۱۰۸	۱,۱۵۴
	وابستگی بالایی	۰,۱۵۵	۰,۲۹۱	۰,۰۶۵	۰,۱۸۳	۰,۱۳۱	۰,۱۷۷
	وابستگی پایینی	۰	۰	۰	۰	۰	۰
	حداکثر راستنمایی	۱۲,۹۷۱	۶۰,۹۸۱	۱,۴۵۰۱	۱۸,۱۳۰۸	۱۰,۱۱۵	۱۹,۰۰۱۹
فرانک	پارامتر	۱,۳۳۹	۲,۳۷۸	۱,۳۶۳	۱,۸۲۶	۱,۰۴۲	۱,۲۸۸
	وابستگی بالایی	۰	۰	۰	۰	۰	۰
	وابستگی پایینی	۰	۰	۰	۰	۰	۰
	حداکثر راستنمایی	۱۹,۸۸۸	۶۱,۵۰۷	۱۹,۷۹۱	۳۵,۶۵۲	۱۲,۱۷۹	۱۸,۰۵۱

منبع؛ نتایج تحقیق

در بررسی ساختار وابستگی بین بازار مالی ایران و چین همان‌طور که مشخص است بین توابع کاپولای مختلف، تابع کاپولای کلایتون در هر دو رژیم توانایی بیشتری در شناسایی ساختار وابستگی بازار بورس ایران و چین دارد. این مهم نشان می‌دهد که در هر دو دوران وجود بازدهی‌های منفی حدی (بحران و رکود) باعث وابستگی بیشتر آنها می‌شود و سرایت بین این دو بازار به‌شدت افزایش می‌یابد. بدین‌ترتیب در این بخش می‌توان بیان نمود که در هنگام رخداد بازدهی منفی وابستگی بین بازار بورس ایران و چین به شدت افزایش می‌یابد. این شرایط را می‌توان بیشتر به روابط تجاری فراوان ایران و چین مرتبط دانست چرا که تغییرات در بازار مالی چین باعث تغییرات در حجم روابط تجاری می‌گردد و بدین ترتیب بازار سرمایه نیز دستخوش این تغییرات می‌گردد.

در بررسی بازار بورس ایران و ترکیه نیز باید خاطرنشان کرد که در دوران رونق این دو بازار کاملاً مستقل از هم رفتار خواهند کرد چرا که در دوران رونق این بازارها با تابع کاپولای نرمال که وابستگی دنباله‌ای ندارد قابل توجیه است. بدین ترتیب وابستگی دنباله‌ای در این بازارها در حالت رونق وجود ندارد. این موضوع نشان می‌دهد که سرایت بین این دو بازار در شرایط رونق ایجاد نمی‌گردد. این در حالی است که زمانی که این دو بازار در بازار رکودی خود قرار دارند وابستگی ساختاری متقارنی را با توجه به تابع تی استیودنت دارند. بدین مفهوم که در بازدهی‌های حدی بالایی و پایینی وابستگی این دو بازار بیشتر می‌شود. بدین‌ترتیب وجود رابطه نامتقارن در بازار بورس ایران و ترکیه نیز تأیید می‌گردد. علت وابستگی بیشتر در دوران رکود در این دو کشور را نیز می‌توان تنش‌های مختلف منطقه‌ای در چند سال اخیر بیان کرد.

۶- نتیجه‌گیری

در این تحقیق با استفاده از مدل واریانس ناهمسانی و ترکیب آن با مدل مارکوف سویچینگ و بررسی ساختار وابستگی با استفاده از توابع کاپولا به بررسی و مدل‌سازی ساختار وابستگی بین بازارهای مالی بین ۴ کشور مورد مطالعه پرداخته شد. در این بررسی با توجه به عدم نرمال بودن تمامی داده‌ها از توزیع مناسب تی استیودنت برای شناسایی دنباله پهن توزیع استفاده شد.

در بررسی مدل‌ها مشخص گردید که بین بازارهای ایران و امارات، ایران و چین و ایران و ترکیه ساختار وابستگی نامتقارنی وجود دارد به نحوی‌که در زمان حضور در رژیم رونقی بازار بورس در ایران این وابستگی با بازار امارات با تابع کاپولای کلایتون قابل تفسیر است؛ به این مفهوم که در این شرایط وجود بازدهی‌های منفی ناگهانی باعث ایجاد همبستگی بین این دو بازار می‌شود و تعاملات آنها بر همدیگر تأثیر خواهند گذاشت و همسو تغییر خواهند کرد. این شرایط برای بازار چین نیز برقرار است و بازدهی‌های منفی در شرایط رونق بازار باعث همبستگی بیشتر بازارهای مالی ایران و چین می‌گردد. این در حالی است که در این دوران بازار مالی ایران و ترکیه کاملاً مستقل از همدیگر عمل می‌کنند. در بررسی ساختار وابستگی در دوران رکود بازار بورس ایران مستقل از بازار بورس امارات عمل می‌کند. این در حالی است که در این دوران هر بازدهی منفی ناگهانی باعث وابستگی شدیدی بین بازار ایران و چین می‌گردد و همچنین در این دوران هر بازدهی مثبت و منفی حدی باعث وابستگی شدید بین بازار ایران و ترکیه می‌شود. با این تفاسیر اثرات ساختار وابستگی و هم‌حرکتی در بازار سهام کشور ایران با بازار مالی چین، امارات و ترکیه به صورت نامتقارن معنی‌دار بوده و نشان‌دهنده وجود همبستگی در دوران مختلف به اشکال گوناگون است.

بر این اساس پیشنهاد می‌گردد تأثیر نوع وابستگی در بازارها در دوران مختلف مورد توجه سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران در این حیطه قرار بگیرد تا بتوان از نوع همبستگی از ایجاد بحران جلوگیری نمود.

فهرست منابع

* ابونوری، اسمعیل ؛ محمدرضا عبداللهی، (۱۳۹۰)، "ارتباط بازارهای سهام ایران، آمریکا، ترکیه و مالزی در یک مدل گارچ چند متغیره"، فصلنامه بورس اوراق بهادار، دوره ۴، تابستان ۱۳۹۰، شماره چهاردهم، صص: ۷۹-۶۱
* جعفر عبدی، اکبر و غلامرضا کشاورز حداد، (۱۳۸۹)، "بررسی ارتباط میان بازارهای سهام تهران و دبی"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف، تیرماه ۱۳۸۹.
* حسینی افتخار سادات کفاش، علی رستمی (۱۳۹۲)، " بررسی تأثیر نوسانات شاخص قیمت و بازده نقدی بورس بر بازدهی سرمایه‌گذاری در طلا"، فصلنامـه علمی، پژوهشی دانش سرمایه‌گـذاری، دوره دوم، شماره هشتم، زمستان ۱۳۹۲، صص: ۲۵۴-۲۳۵
* کشاورز حداد، غلامرضا، مهرداد حیرانی (۱۳۹۳). "برآورد ارزش در معرض ریسک با وجود ساختار وابستگی بین بازدهی‌های مالی: رهیافت مبتنی بر توابع کاپولا" – مجله تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران- دوره ۴۹، شماره ۴،زمستان ۱۳۹۳، صص: ۸۶۹-۹۰۲
* Ang A., and G., Bekaert, 2002a, International Asset Allocation with Regime Shifts. Review of Financial Studies, 15, 1137-1187.
* Ang, A. and Chen, J. (2002), "Asymmetric correlations of equity portfolios", Journal of Financial Economics 63(3), 443-94.
* Bae, K., Karolyi, G., and Stulz, R. (2003). A new approach to measuring financial contagion. Review of Financial Studies, 16(3):717.
* Baig and Goldfajn, (1999). T. Baig, I. GoldfajnFinancial market contagion in the Asian crisis. International Monetary Fund Staff Papers, 46 (2), pp. 167-195
* Bartram, S. M. and Dufey, G. (2001). ìInternational portfolio investment: theory, evidence, and institutional framework,îFinancial Markets, Institutions and Instruments 10 (3), 85-155
* Bollerslev, T. (1987), "A conditional heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return", Review of Economics and Statistics 69, 542-547.
* Bussière, Matthieu – Mulder, Christian,(1999). "Political Instability and Economic Vulnerability", IMF Working Paper, WB/99/46
* Canela, M.A., Collazo, P. (2006): Modelling dependence in Latin American markets using copula functions. Working Paper, IESE Business School (Barcelona)
* Chesney, F., and Jondeau, E.(2000), "Does Correlation Between Stock Returns Really Increase During Turbulent Period?", Banque de France, 2000, Working Paper.
* Chiang, T. C., & Chen, X. (2016). Stock returns and economic fundamentals in an emerging market: An empirical investigation of domestic and global market forces. International Review of Economics & Finance, 43, 107–120.
* Ciner, C., Gurdgiev, C., & Lucey, B. (2013). Hedges and safe havens: An examination of stocks, bonds, gold, oil and exchange rates. International Review of Financial Analysis, 29, 202–211.
* Clayton, David 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): 141–151
* Costinot, A., Roncalli, T., & Teiletche, J. (2000). Revisiting the dependence between financial markets with copulas. Working Paper.
* Da Silva Filho, O.C., Ziegelmann, F.A. and Dueker, M.J. (2012) Modeling Dependence Dynamics through Copulas with Regime Switching. Insurance: Mathematics and Economics, 50, 346-356
* Dibbmann, J., Brechmann, E., Czado C. & Kurowicka, D, (2013). Selecting and estimating regular vine copulae and application to nancial returns. In: Computational Statistics & Data Analysis, vol 59, pp. 52-69.
* Engle, R. F. – Kroner, K. F. 1995: Multivariate simultaneous generalized ARCH. Econometric Theroy, 11, 122-150. p.
* Hartmann, P., Straetmans, S. and de Vries, C. G. (2004). Asset market linkages in crisis

periods. Review of Economics and Statistics 86(1), 313-326. DOI: 10.1162/003465304323023831

* J. Dibmann, E.C. Brechmann, C. Czado, D. Kurowicka, Selecting and estimating regular vine copula and application to financial returns, Comput. Statist. Data Anal. 59 (2013) 52–69.
* Longin, Francois mname and Solnik, Bruno mname (2001), Extreme Correlation of International Equity Markets (April 1, 2000). Journal of Finance, Vol. LVI, No. 2,
* Mensi, W., Hammoudeh, S., Reboredo, J.C., Nguyen, D.K., (2014). Do global factors impact BRICS stock markets? A quantile regression approach. Emerg. Mark. Rev. 19, 1–17.
* Nelson, Roger B. (1998), An Introduction to Copula, Springer-Verlag, New York
* Ning, C.(2010), The dependence structure between the Canadian stock market and the US/Canada exchange rate: A copula approach (with L. Michelis), Canadian Journal of Economics, 43(3), 1016-1039, 2010.
* Patton, A.J., (2006a), "Modelling asymmetric exchange rate dependence", International Economics Review 47 (2), 527-556
* Patton, Andrew J. (2004), "On the Out-of-Sample Importance of Skewness and Asymmetric Dependence for Asset Allocation." Journal of Financial Econometrics, Vol. 2, No. 1, pp. 130-168.
* Ramchand, L and R Susmel (1998): "Volatility and cross correlation across major stock markets". Journal of Empirical Finance, 5, pp. 397-416
* Shahzad, S.J.H., Ameer, S., Shahbaz, M., (2016). Disaggregating the correlation under bearish and bullish markets: a quantile-quantile approach". Econ. Bull. 36 (4),2465–2473.
* Sklar, A. (1959). Fonctions de répartition á n dimensions et leurs marges. Fonctions de repartition á n dimensions et leurs marges. Publications de l'Institut de Statistique de l'Université de Paris, 8229–8231.
* Smith K., Czado, C., Frigessi, A., & Bakken, H. (2012). Pair-copula constructions of multiple dependence. Insurance: Mathematics and Economics, 44(2), 182–198.
* Tansuchat Roengchai, Woraphon Yamaka Kritsana Khemawanit Songsak Sriboonchitta (2017), Analyzing the Contribution of ASEAN Stock Markets to Systemic Risk. Robustness in Econometrics
* Vithessonthi, C., & Kumarasinghe, S. (2016). Financial development, international trade integration, and stock market integration: Evidence from Asia. Journal of Multinational Financial Management, 35, 79–92.
* Wang, G. J., Xie, C., Lin, M., & Stanley, H. E. (2017). Stock market contagion during the global financial crisis: A multiscale approach. Finance Research Letters, 22, 163–168.
* Yang, L., Tian, S., Yang, W., Xu, M., & Hamori, S. (2018). Dependence structures between Chinese stock markets and the international financial market: Evidence from a wavelet-based quantile regression approach. North American Journal of Economics and Finance, 45, 116-137.
* Zhang Bangzheng, Yu Wei, Jiang Yu, Xiaodong Lai, Zhenfeng Peng (2014) Forecasting VaR and ES of stock index portfolio: A Vine copula method Original Research Article Pages 112-124

یادداشت‌ها

[1] Copula
[2] Marginal Distribution
[3] Costinot et al., 2000
[4] Patton, 2004 and 2006
[5] Canela and Collazo,2006
[6] Kole et al., 2005; Jondeau and Rockinger, 2006; Hu, 2006;Rodriguez, 2007; de Melo Mendes and Kolev, 2008; Sun et al.,2009; Ignatievay and Platen, 2010; Aloui et al., 2011; Cholleteet al., 2011; Garcia and Tsafack, 2011
[7] Da Silva Filho et al.,2012
[8] Tansuchat et al.,2017
[9] Financial linkages
[10] Biag and Goldfajn
[11] Bussiere and Mulder
[12] Ciner, 2013
[13] Vithessonthi & Kumarasinghe, 2016
[14] Wang, Xie, Lin, & Stanley, 2017
[15] Wang et al,. 2017
[16] Mensi et al., 2014
[17] Chiang & Chen., 2016
[18] Hartmann et al., 2004
[19] Longin and Solnik., 2001
[20] Bae et al., 2003
[21] Ramchand and Susmel., 1998
[22] Chesney and Jondeau., 2000
[23] Ang and Bekaert., 2002
[24] Markov Switching
[25] Cathy Ning., 2010
[26] Smith et al., 2012

[27] Dibmann et al., 2017
[28] Zhang et al., 2014
[29] Tansuchat et al., 2017
[30] Copmponent expected shortfall
[31] Markov Switching copula
[32] ASEAN
[33] Shahzad et al., 2017
[34] Yang, L., Tian, S., Yang, W., Xu, M., & Hamori, S. (2018)
[35] Sklar
[36] Conditional Copula
[37] Clayton copula (Clayton, 1978)
[38] Frank copula (Frank,1979)
[39] Gumbel copula (Gumbel, 1960)
[40] Normal Copula.
[41] Student copula
[42] Clayton copula (Clayton, 1978)
[43] Frank copula (Frank,1979)
[44] Gumbel copula (Gumbel, 1960)
[45] Durrelman et al., 2000
[46] Jarque-Bera
[47] Chokethaworn, 2013
[48] Benediktsdóttir and Scotti, 2009