قضاوت و تصمیم‌گیری در حسابداری
دورهٔ ۳ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۱۰)/ تابستان ۱۴۰۳
صفحه ۰۱ تا ۳۲

https://sanad.iau.ir/journal/jdaa/Article/1079813

مدل‌سازی وابستگی سقوط قیمت سهام با رویکرد تابع کاپولا –گارچ شرطی و ارتباط آن با ساختار قیمت‌گذاری منطقی سهام

ولی خدادادی[1]
سهیلا لشگرآراء[2]
اسماعیل مظاهری[3]
محمد آیتی مهر[4]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۱۱

چکیده

پژوهش حاضر با هدف مدل‌سازی وابستگی سقوط قیمت سهام با تاکید بر تابع کاپولا-گارچ شرطی و ارتباط آن با حباب‌های قیمتی مبتنی بر ساختار قیمت‌گذاری منطقی سهام در بازار سرمایه ایران انجام شده است. به‌منظور بررسی و تحلیل سؤالات پژوهش، داده‌های مربوط به ۳۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ استخراج و برای آزمون سؤالات پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است. در پژوهش حاضر ابتدا متغیر حباب‌های قیمتی از طریق برآورد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برآورد و استخراج گردیده و سپس به‌منظور مدل‌سازی ساختار همبستگی و نوسانات بازده سهام شرکت‌های نمونه از مدل گارچ چندمتغیره رهیافت همبستگی شرطی پویا با توزیع کاپولا استفاده گردیده است. در ادامه با استفاده از خروجی مدل‌سازی صورت گرفته، به محاسبه ارزش در معرض خطر به‌عنوان معیار ارزیابی سقوط قیمت سهام پرداخته شده است. یافته‌های پژوهش نشان می دهد که بین سقوط قیمت سهام و حباب‌های مبتنی بر ساختار قیمت‌گذاری منطقی سهام رابطه معناداری وجود ندارد. به‌عبارت‌دیگر در شرایط محیطی کشور ما، شرایط سقوط قیمت سهام هم‌راستا با حباب‌های قیمتی شکل‌گرفته مبتنی بر قیمت‌گذاری منطقی سهام نمی‌باشد.

واژه‌های کلیدی: سقوط قیمت سهام، حباب‌های قیمتی، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، تابع کاپولا

۱ گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. (نویسنده مسئول). Vkhodadadi@scu.ac.ir
۲ گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران S.lashgarara@gmail.com
۳ گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران e.mazaheri@scu.ac.ir
۴ گروه مدیریت، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران m.ayati@scu.ac.ir

نوع مقاله: پژوهشی
http://jdaa.iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

گسترش بازار سرمایه، نقش مهمی در رشد و توسعه اقتصادی و همچنین موقعیت مناسبی به‌منظور تخصیص بهینه منابع و سرمایه‌گذاری فراهم می‌آورد. از مهم‌ترین عوامل برای پیشرفت در این حوزه، ترغیب سرمایه‌گذاران به‌منظور مشارکت در بازار است؛ بنابراین، شفافیت اطلاعاتی و وجود اطلاعات مناسب برای ارزیابی فرصت‌های سرمایه‌گذاری بهینه و توجه به ریسک و بازده سهام گوناگون برای فعالان بازار سرمایه از اهمیت بسزایی برخوردار است. یکی از ریسک‌های موجود در بازار سرمایه، موضوع سقوط قیمت سهام است. ازاین‌رو، بررسی و شناخت عواملی که باعث سقوط قیمت سهام می‌شوند، حائز اهمیت است زیرا نمی‌توان با تنوع‌بخشی پرتفوی سرمایه‌گذاری، چنین ریسکی را کاهش داد (طاهری و حدادی، ۱۴۰۱). پدیده سقوط قیمت سهام یک واکنش زنجیره‌ای، دامنه‌دار و فراگیر به‌صورت دومینوهای متصل‌به‌هم می‌باشد که اساس آن همبستگی بین زیان‌ها به‌واسطه قرار گرفتن در معرض شوک‌های مشترک و همچنین انتشار بحران‌های مرتبط با کاهش ارزش بازار دارایی‌ها و افزایش نگرانی‌های عمومی ایجاد می‌شود (شو و چنگ[1]، ۲۰۱۲). این پدیده در قالب اثری فراگیر و منفی باعث تعدیل شدید و ناگهانی قیمت سهام شده و در پی آن‌یک تغییر منفی بسیار بزرگ و غیرمعمول در بازده سهام رخ می‌دهد که به‌سرعت کل بازار سرمایه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. (طباطبایی و همکاران، ۱۳۹۹). اساساً موضوع سقوط قیمت سهام پدیده‌ای پیچیده، مبهم، چندوجهی و گسترده است که نمی‌توان به‌طور قطعی علل خاصی را به وقوع این رویداد نسبت داد (اوزان[2]، ۲۰۲۰). مبتنی بر مبانی نظری، ریسک سقوط قیمت سهام تحت تأثیر طیفی از عوامل متعدد درونی و بیرونی نظیر متغیرهای مالی (ولی زاده و همکاران، ۱۴۰۱)، استراتژی‌های تجاری (حبیب حسن و مونزر[3]،۲۰۱۷)، توانایی مدیریتی (کیم و همکاران[4]،۲۰۱۶)، عدم تقارن اطلاعاتی (بنملچ[5]، ۲۰۱۰)، متغیرهای کلان اقتصادی (آکین کوتو[6]، ۲۰۱۳؛ محبوبی ۱۴۰۲)، ریسک‌های سیاسی (ژین و همکاران[7]،۲۰۱۶)، تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران (ژو و همکاران[8]، ۲۰۲۰) و ایفای مسئولیت‌های اجتماعی شرکت (دیمیتریس و زکریا[9]، ۲۰۲۱) واقع می‌شود. بااین‌وجود همان‌طوری که اشاره گردید نمی‌توان با قطعیت پدیده سقوط را به عامل خاصی نسبت داد و این موضوع خود بیانگر پیچیدگی و اهمیت بررسی این پدیده است. در ادبیات حسابداری و مالی، ریسک سقوط قیمت سهام عمدتاً به انباشت و نگهداری اخبار منفی توسط مدیریت و انتشار ناگهانی آن در سطح بازار و ایجاد شوک‌های منفی و شکل‌گیری تغییر در باورها و انتظارات سرمایه‌گذاران درباره ارزش شرکت و درنتیجه کاهش پی‌درپی قیمت‌ها و

[1] Sheu & Cheng
[2] Ouzan
[3] HabibHasan &Monzur
[4] Kim et al
[5] Benmelech
[6] Akinkuotu
[7] Jin et al
[8] Xu et al
[9] Dumitrescu & Zakriya

سقوط قیمت سهام نسبت داده شده است (مومنی یانسری، ۱۴۰۲). با این استدلال، به نظر می‌رسد که ریشه بروز پدیده سقوط قیمت سهام، در شکل‌گیری پدیده حباب قیمتی و قیمت‌گذاری نادرست ناشی از تأثیر عامل یا عوامل زمینه‌ای و ایجادکننده آن می‌باشد. به‌عبارت‌دیگر حبابی شدن قیمت سهام تحت تأثیر قیمت‌گذاری نادرست سهام اتفاق می‌افتد که باعث ایجاد تفاوت بین ارزش ذاتی یک سهم و ارزش برآورد شده آن سهم به‌وسیله سرمایه‌گذاران می‌شود و از آنجائی که درنهایت تمام حباب‌های بازار سهام تخلیه و منفجر خواهند شد، بنابراین متعاقب آن پدیده سقوط قیمت سهام و ریزش ناگهانی قیمت‌ها اتفاق خواهد افتاد (نی و ژو[1] ۲۰۲۰). چنین رفتاری در شاخص‌های سهام بسیاری از بازارها قابل‌مشاهده است. بلانچارد و واتسون (۱۹۸۲)، در توضیح چولگی منفی بازده سهام ناشی از سقوط قیمت سهام، مدل حباب تصادفی قیمت سهام را بر اساس نظریه‌های بازارهای کارا و انتظارات عقلایی مطرح کردند. بر اساس نظریه‌های مالی نوین، ارزش یک سهم با جمع ارزش فعلی جریانات نقدی آتی آن برابر است. همچنین بر اساس فرضیه بازار کارا، قیمت سهام در یک بازار کارا برابر یا در محدوده ارزش ذاتی آن در نوسان است؛ اما در بعضی مواقع بر اثر یک شوک یا یک تکانه نظیر انتشار اطلاعات جدید، قیمت‌ها بدون هیچ توجیه بنیادی و منطق اقتصادی به گونه چشم‌گیری افزایش می‌یابند. از این فرآیند در ادبیات مالی تحت عنوان حباب قیمتی یاد می‌شود (ولی زاده و همکاران، ۱۴۰۱)؛ بنابراین حباب‌های قیمتی شکل‌گرفته باعث قیمت‌گذاری نادرست و مانع از ارزش‌گذاری دارایی‌ها مبتنی بر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای می‌گردد (ژو[2]، ۲۰۱۹). در این میان، مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، سهمی اساسی در توضیح دادن و وسعت بخشیدن به مفهوم قیمت دارایی‌ها و همچنین به‌عنوان معیاری برای درک رابطه علت و معلولی بین قیمت دارایی‌ها و رفتار سرمایه‌گذاران بر اساس متغیرهای توضیحی بازار، صنعت و اطلاعات خاص ایفا می‌کنند (امینی فرد و همکاران، ۱۳۹۹). گالبرایت در کتاب معروف خود با عنوان سقوط بزرگ ۱۹۲۹ در اهمیت توجه به ساختار قیمت‌گذاری منطقی سهام استدلال می‌کند که حباب بازار سرمایه در دهه ۱۹۲۰ و متعاقب آن سقوط بزرگ سال ۱۹۲۹ ناشی از فاصله گرفتن از ساختار قیمت‌گذاری منطقی سهام و تمرکز بر عناصر غیرمنطقی، افراطی و شیدایی سرمایه‌گذاران شکل گرفت. با عنایت به اینکه در پژوهش‌های پیشین حباب‌های قیمتی سهام به روش‌های متعددی سنجش و اندازه‌گیری شده است، لکن تاکنون در پژوهش‌های داخلی هیچ پژوهشی به اندازه‌گیری حباب‌های قیمتی از طریق مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نپرداخته است که از این منظر جنبه نوآوری برای پژوهش اخیر نیز محسوب می‌شود. ضمناً با توجه به اینکه در شرایط سقوط بازار، توزیع عوامل ریسک ازجمله بازده دارایی‌ها، در دنباله‌های پهن توزیع ظاهر می‌گردد، ازاین‌رو در این پژوهش از رویکرد بهینه ارزش در معرض خطر که مبتنی بر سنجش وابستگی دنباله‌های توزیع بازدهی‌ها می‌باشد، به‌منظور سنجش و مدل‌سازی وابستگی سقوط قیمت سهام با استفاده از رهیافت توابع کاپولا- گارچ چند متغیره استفاده شده است. بر این اساس، سؤال اساسی

[1] Ni & Zhu
[2] Zhou

پژوهش حاضر این است که آیا در شرایط محیطی کشور ما بین ریسک سقوط قیمت سهام و حباب‌های قیمتی مبتنی بر ساختار قیمت‌گذاری منطقی سهام هم راستایی وجود دارد یا خیر؟

۲- مبنای نظری پژوهش

سقوط قیمت سهام و حباب‌های قیمتی

سقوط قیمت سهام درواقع، پیامد توده عظیمی از اطلاعات منفی و نامطلوب است که به یک‌باره وارد بازار شده و با بازنگری منفی و ناگهانی درباره انتظارات و تصورات قبلی سرمایه‌گذاران، تصمیمات مرتبط با سرمایه‌گذاری را تغییر داده و به‌تبع آن باعث کاهش قیمت سهام می‌گردد (دهقان منکاآبادی و همکاران، ۱۴۰۰). در پژوهش‌های صورت گرفته، مکانیسم‌های زیر بنایی خطر سقوط قیمت سهام عمدتاً به دو دسته: عدم تجانس در اعتقادات سرمایه‌گذاران در مورد ارزش‌های اساسی شرکت و رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران شرکت محدود شده است (فخاری و نصیری، ۱۳۹۹). به اعتقاد هانگ و آستین[1] (۲۰۰۳)، ناهمگونی در باورهای سرمایه‌گذاران، یکی از محرک‌های اساسی سقوط قیمت سهام، قلمداد می‌شود. این رویکرد مبتنی بر این استدلال است که علائق، باورها، اهداف، نگرش‌ها و انتظارات سرمایه‌گذاران متفاوت است. گروهی از آن‌ها خوش‌بین و گروهی دیگر بدبین هستند. عده‌ای ریسک گریز و عده‌ای ریسک‌پذیر هستند. برخی از آن‌ها دچار تورش‌های رفتاری و برخی دیگر منطقی هستند. برخی از آن‌ها اهداف کوتاه‌مدت و برخی دیگر اهداف بلندمدت را برای استراتژی سرمایه‌گذاری در شرکت دنبال می‌کنند. ازاین‌رو، ناهمگونی در انتظارات و باورهای سرمایه‌گذاران، منجر به تقویت معاملات اخلال زا و تغییر چشم‌گیر در رفتار بازیگران بازار و متعاقب آن قیمت‌گذاری نادرست خواهد شد. ژو و همکاران (۲۰۲۰)، بیان کردند اگر معاملات اخلال زا در بازار غلبه پیدا کنند، متعاقب آن به‌احتمال‌زیاد بازار سقوط خواهد کرد. آوری و زمسکی۲ (۱۹۹۸)، نشان دادند که رفتار توده‌وار منجر به قیمت‌گذاری نادرست دارایی‌ها و شکل‌گیری پدیده حباب قیمت‌ها و پیامد آن سقوط قیمت سهام خواهد بود. ازآنجایی‌که قیمت دارایی‌های مالی بر تخصیص منابع در اقتصاد بسیار اثرگذار است، هرگونه اختلال و انحراف گسترده در بازار سرمایه منجر به عدم تخصیص بهینه منابع خواهد گردید (بوکین لین و نان وو[3]، ۲۰۲۳).

در مورد رفتار فرصت‌طلبانه مدیریت، تحقیقات موجود در ادبیات حسابداری وابسته به استدلال‌های مبتنی بر تئوری نمایندگی برای انگیزه‌های مدیریتی جهت احتکار و پنهان نمودن اخبار بد می‌باشد. مبتنی بر تئوری نمایندگی و اقدامات فرصت‌طلبانه مدیریت در راستای منافع شخصی برای کسب پاداش بالاتر، حسن شهرت بیشتر، حفظ موقعیت شغلی و ...کماکان انگیزه‌های مربوط به تأخیر در انتشار اخبار بد در نزد مدیران وجود دارد. به اعتقاد

[1] Hong & Stein
[2] Avery & Zemsky
[3] Boqiang & Nan

کوتاری[1] (۲۰۰۹)، در شرایط تضاد منافع بین مدیران و سرمایه‌گذاران تا مادامی‌که هزینه عدم افشای اخبار منفی و انباشت آن‌ها در داخل شرکت، کمتر از منافع آن باشد، مدیران انگیزه دارند تا اخبار منفی را در داخل شرکت انباشت کرده و آن‌ها را افشا نکنند. بااین‌وجود، زمانی که مدیریت دیگر نتوانند اخبار منفی اضافی را پنهان کنند، در این صورت توده اخبار منفی انباشته‌شده در قالب شوک‌های منفی به یک‌باره وارد بازار شده و پیامد آن منجر به یک نوسان بزرگ، غیرعادی و منفی در قیمت سهام می‌شود که از آن به‌عنوان پدیده ریسک سقوط قیمت سهام نام برده می‌شود (چنهال و همکاران[2]، ۲۰۲۰؛ هارپر[3]، ۲۰۲۰). اساساً انسداد اطلاعات نامطلوب و عدم تقارن اطلاعاتی ناشی از آن همواره باعث قیمت‌گذاری نادرست سهام و بروز پدیده حباب قیمتی می‌گردد. به‌بیان‌دیگر پدیده چولگی منفی بازده سهام ناشی از سقوط قیمت‌ها از مدل قیمت‌گذاری نامناسب دارایی‌ها و شکل‌گیری حباب تصادفی قیمت سهام تبعیت می‌کند (هو و همکاران[4]، ۲۰۲۰). عموماً عدم تقارن اطلاعات، پدیده‌ای منفی است که باعث ایجاد تفاوت بین ارزش ذاتی سهام و ارزش برآورد شده آن سهام به‌وسیله سرمایه‌گذاران می‌شود و از مجرای قیمت‌گذاری نادرست دارایی‌های سرمایه‌ای و شکل‌گیری حباب قیمتی، موجب تصمیم‌گیری‌های نامناسب اقتصادی توسط سرمایه‌گذاران می‌شود. بر این اساس شرکت‌هایی که بیشتر در معرض عدم تقارن اطلاعاتی هستند، به‌احتمال بیشتری از ارزیابی نادرست صدمه می‌بینند (بادآور نهندی، خجسته و شریف‌زاده، ۱۳۹۷). پردومو استراوچ[5] (۲۰۲۰)، نشان داد که عدم تقارن اطلاعات در مورد وجود حباب‌های قیمت دارایی، معامله‌گران را وادار به پیگیری تداوم حباب‌ها می‌کند. جارو[6] (۲۰۱۸)، یک مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) را در بازاری استنتاج می‌کند که در آن قیمت دارایی‌ها می‌تواند نوسانات قیمت و حباب‌های قیمتی را نشان دهد. به‌طورکلی چنانچه مدیریت بتواند با موفقیت جریان اطلاعات منفی را در بازار سهام مسدود کند، توزیع بازده سهام در بازار، به‌واسطه قیمت‌گذاری نادرست و ایجاد حباب قیمتی، نامتقارن می‌شود (هاتن و همکاران[7]، ۲۰۰۹).

مفهوم حباب از اوایل قرن هفدهم وارد ادبیات اقتصادی شده است. از آن زمان تاکنون از نمونه‌های متعددی به‌عنوان دوران حباب قیمتی یاد شده است. حباب نوعی پیامد حاصل از سرمایه‌گذاری محسوب می‌شود که ضعف بعضی از تحلیل‌های روانشناسی سرمایه‌گذاران را شرح می‌دهد (ژو و همکاران[8]، ۲۰۱۹). این پدیده به‌عنوان بخشی از جریان قیمت دارایی محسوب می‌شود که با اصول و عوامل بنیادی که علت تغییرات قیمت دارایی محسوب می‌شوند، غیرقابل‌توصیف می‌باشد (زینگ و همکاران[9]، ۲۰۲۱). ازاین‌رو از حباب به‌عنوان پیچیده‌ترین اختلال

[1] Kothari
[2] Chauhan et al
[3] Harper
[4] Hu et al
[5] Perdomo Strauch
[6] Jarrow
[7] Hutton et al
[8] Zhou et al
[9] Xing et al

گریبان گیر بازار سرمایه نام برده می‌شود. اساساً حباب را می‌توان افزایش قیمت دارایی در یک فرآیند مستمر تعریف نمود که مبتنی بر آن، افزایش اولیه قیمت، انتظار افزایش‌های آتی قیمت را به دنبال دارد که منجر به جذب خریداران جدید می‌شود؛ اما معمولاً پس از مدتی، این افزایش قیمت با انتظارات معکوس و درنتیجه کاهش ناگهانی قیمت‌ها همراه است که اغلب زمینه‌ساز سقوط قیمت‌ها و بحران‌های مالی می‌شود (راسخی و همکاران، ۱۳۹۵). تمام حباب‌های بازار سهام درنهایت منفجر می‌شوند، به این معنی که قیمت سهام به‌طور ناگهانی و به‌شدت کاهش می‌یابد (نی و ژو، ۲۰۲۰). چنین رفتاری در شاخص‌های سهام بسیاری از بازارها قابل‌مشاهده است. نگرانی ایجاد حباب در بازار به این مهم برمی‌گردد که باعث قیمت‌گذاری نادرست و فاصله گرفتن ارزش ذاتی دارایی‌ها از ارزش بازاری آن‌ها و عدم تخصیص بهینه منابع می‌گردد (وی و ژانگ، ۲۰۲۳). به‌عبارت‌دیگر حباب قیمتی شکل‌گرفته مانع از ارزش‌گذاری دارایی‌ها مبتنی بر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای می‌گردد (ژو و همکاران، ۲۰۱۹). بر همین اساس استدلال می‌گردد که تشکیل حباب قیمتی یا قیمت‌گذاری نادرست می‌تواند زمینه‌ساز بروز پدیده سقوط سهام گردد. به‌عبارت‌دیگر، حبابی شدن قیمت سهام، تحت تأثیر قیمت‌گذاری نادرست سهام اتفاق می‌افتد. ازاین‌رو بررسی آثار شوک‌ها پیامدهای مهمی برای نظریه‌های پرتفوی و مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی دارد. در این راستا، مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، سهمی اساسی در توضیح دادن و وسعت بخشیدن به مفهوم قیمت دارایی‌ها و همچنین به‌عنوان معیاری برای درک رابطه علت و معلولی بین قیمت دارایی‌ها و رفتار سرمایه‌گذاران بر اساس متغیرهای توضیحی بازار، صنعت و اطلاعات خاص شرکت دارد. ازاین‌رو در این پژوهش ابتدا به اندازه‌گیری حباب‌های قیمتی از طریق مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداخته می‌شود و در ادامه با روش‌شناسی مناسب به مدل‌سازی وابستگی سقوط قیمت سهام با استفاده از رویکرد تابع کاپولا- گارچ و ارتباط آن با حباب‌های قیمتی مبتنی بر ساختار قیمت‌گذاری منطقی سهام پرداخته می‌شود.

تابع کاپولا

در ادبیات مالی، توابع کاپولا یکی از کاراترین و بهترین روش‌های برآورد ساختار وابستگی خطی و غیرخطی بین دو یا چند متغیر، بدون در نظر گرفتن مشکل توزیع احتمال آن‌ها می‌باشد. در ساده‌ترین حالت از ضریب همبستگی به‌منظور برآورد ساختار وابستگی بین متغیرها مبتنی بر پیش‌فرض‌هایی نظیر نرمال بودن توزیع مشترک داده‌ها و در نظر گرفتن وابستگی خطی بین متغیرها استفاده می‌شود. این در حالی است که مطالعات انجام‌شده بر روی تغییرات بازده دارایی‌های مالی به‌ویژه در شرایطی که بازار پرتلاطم است، نشان می‌دهند که توزیع بازده دارایی‌ها دارای دنباله پهن هستند. همچنین، نقطه اوج توزیع بازده در مقایسه با آنچه توزیع نرمال پیش‌بینی می‌کند، مرتفع و باریک‌تر است. ازاین‌رو، فرض نرمال بودن تابع توزیع مشترک دارایی‌ها به دلیل در نظر گرفتن روابط خطی بین دارایی‌ها به‌منظور برآورد ساختار وابستگی مبتنی بر ضریب همبستگی موردتردید است (موسوی، راغفر و محسنی، ۱۳۹۲). ضمن اینکه در شرایط سقوط قیمت سهام، علاقه‌مند به بررسی وابستگی موضعی بین متغیرها در دنباله‌های

توزیع نیز هستیم که به وابستگی دمی (دنباله‌ای) معروف هستند. تحت این شرایط، تابع کاپولا با برطرف نمودن نقوص ممکن در رویکردهای دیگر به‌منظور برآورد ساختار وابستگی، به‌عنوان ابزاری اساسی برای مدل‌سازی توزیع‌های حاشیه‌ای (دنباله‌های پهن)، با جایگزین کردن توزیع‌های دنباله‌ای با توزیع‌های نرمال و بررسی روابط خطی و غیرخطی بین متغیرها، ساختار وابستگی سقوط سهام را با دقت و قابلیت اتکای بالاتری برآورد می‌کند. کاپولاها به دو دسته پارامتریک و نا پارامتریک تقسیم‌بندی می‌شوند. در این پژوهش به‌منظور تخمین برازش کاپولا از کاپولای پارامتریک که از انواع آن می‌توان به کاپولای گاوسی و تی کاپولا و نیز خانواده کاپولای ارشمیدسی که مشتمل بر کاپولاهای کلایتون و گامبل هستند، استفاده شده است. یکی از قضایای معروف در نظریه کاپولا، قضیه اسکالر است که نشان می‌دهد هر تابع توزیع احتمال چند متغیره، می‌تواند یک توزیع حاشیه‌ای و یک ساختار وابستگی داشته باشد. درواقع این قضیه نشان می‌دهد زمانی که متغیرها پیوسته باشند، هر تابع توزیع احتمال چند متغیره می‌تواند با استفاده از یک توزیع حاشیه‌ای یک ساختار وابسته نشان داده شود. در راستای تخمین الگوهای کاپولای چندمتغیره از قضیه اسکالر استفاده می‌شود که به‌صورت رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$C(u_1, \dots, u_2) = F(F^{-1}(u_1), \dots, F^{-1}(u_n)) \qquad (۱)$$

درواقع C یک تابع توزیع مشترک کاپولا با توزیع حاشیه‌ای F_i است. در جدول ۱ تابع توزیع کاپولاهای مورد اشاره ارائه گردیده است.

جدول۱- برخی کاپولاهای معروف به همراه تابع توزیع و مولد آن‌ها

نام کاپولا	تابع توزیع کاپولا
کلایتون	$\mathrm{C}_c(u_1,u_2) = \left[m\{u_1^{-\theta} + u_2^{-\theta} - 1,0\}\right]^{-\frac{1}{\theta}}, \theta\epsilon[-1,\infty)/\{0\}$
گامبل	$c_G(u_1,u_2) = exp\left[-\left((-\log(u_1))^{\theta} + (-log(u_2))^{\theta}\right)^{-\frac{1}{\theta}}\right], \theta\epsilon[1,\infty)$
گاوسی	$\mathrm{C}_{Ga}(u_1,u_2) = \int_{-\infty}^{\emptyset^{-1}(u_1)} \dots \int_{-\infty}^{\emptyset^{-1}(u_n)} \frac{1}{2\pi^{\frac{n}{2}}\lvert R\rvert} exp\left(-\frac{1}{2}x^T R^{-1}x\right) dx_1 \dots dx_n$
تی کاپولا	$c_t\ (u_1, \dots, u_n) = \int_{-\infty}^{t_v^{-1}} \dots \int_{-\infty}^{t_v^{-1}} \frac{\Gamma\left(\frac{v+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)\sqrt{(\pi v)^n(\rho)}} (1 + \frac{y'\rho^{-1}y}{v})^{-\frac{v+n}{2}} dy$

منبع: یافته‌های پژوهشگر

گارچ

با گسترش سیستم‌های ارتباطی و وابستگی بیش‌ازپیش بازارها و دارایی‌های مالی به یکدیگر شواهد متعددی بیانگر این است که نوسانات بازده دارایی‌های مالی به دارایی‌ها و بازارهای دیگر سرایت می‌کند. سنجش و اندازه‌گیری

مفهوم سرایت‌پذیری، خط پایانی بر پیش‌فرض مفهوم همبستگی ثابت دارایی‌ها و بازارهای مالی ایجاد نمود (باباجانی، تقوی فرد و غزالی، ۱۳۹۷). با پذیرش مفهوم سرایت‌پذیری و تحت شرایط تلاطم بازار، واریانس شرطی داده‌های سری زمانی در طول زمان متغیر می‌باشد. در این راستا مدل‌های بسط یافته گارچ چند متغیره با استفاده از همبستگی شرطی پویا (DCC-MGARCH) امکان برآورد و مدل‌سازی پارامتری همبستگی‌های متغیر با زمان برای نوسانات بازدهی سری‌های زمانی مالی را فراهم می‌آورند (امیری، همایونی فر، کریم زاده و فلاحی، ۱۳۹۴). مدل اولیه و پایه مدل استاندارد گارچ (GARCH)، فرآیندی است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود. فرض شود که ϵ_t فرآیندی است که می‌تواند به‌صورت زیر ارائه شود:

$$\epsilon_t|\psi_{t-1}\sim N(0,h_t), \qquad (۲)$$

که در آن h_t واریانس شرطی، ψ_{t-1} اطلاعات قابل‌دسترسی در زمان t-1 و N توزیع نرمال شرطی می‌باشند. مدل GARCH (p,q) با توجه به رابطه ۲، normal-GARCH (p,q) به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_i h_{t-j}, \qquad (۳)$$

که در آن ضرایب α و β بزرگ‌تر از صفر می‌باشند. حال اگر به‌جای توزیع نرمال شرطی در رابطه ۳ از توزیع t استفاده کنیم، رابطه ۳، به‌عنوانGARCH -t تلقی می‌گردد که برای داده‌های با توزیع دم‌های پهن و قله‌دار در سری زمانی‌های مالی استفاده می‌شود. درواقع توزیع‌های نرمال و t به‌عنوان توزیع حاشیه‌ای در نظر گرفته می‌شوند. انتخاب توزیع حاشیه‌ای با استفاده از برازش مدل GARCH تحت توزیع نرمال و t توسط معیار اطلاعات آکائیک[1] (AIC) موردپذیرش واقع می‌شود که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$AIC = 2k - \ln(\hat{L}) \qquad (۴)$$

که در آن k تعداد پارامترهای برآورد شده وL هم تابع درستنمایی مدل می‌باشد.

ارزش در معرض خطر

تلاطم‌های بازار سرمایه و تغییرات شدید قیمت سهام، یکی از مهم‌ترین ریسک‌های مطرح برای همه فعالان بازار سرمایه و ارکان آن محسوب می‌شود. ریسک و عدم اطمینان در تصمیم‌گیری‌های مرتبط با سرمایه‌گذاری باعث

[1] Akaike Information Criterion

می‌شود تا سرمایه‌گذاران برای به حداقل رساندن زیان‌های احتمالی طرح‌های سرمایه‌گذاری، همواره به دنبال ابزارهای نوین به‌منظور ارزیابی ریسک باشند. در این راستا، یکی از مهم‌ترین سنجه‌های مطرح برای سنجش و اندازه‌گیری ریسک‌های نامطلوب، رویکرد ارزش در معرض خطر می‌باشد که مبتنی بر سنجش وابستگی دنباله‌های توزیع بازدهی‌ها می‌باشد (تراپ و کلادیو[1]، ۲۰۱۳). رویکرد ارزش در معرض خطر با تمرکز بر متغیرهای بازار برای افق‌های زمانی کوتاه‌تر و با استفاده از مفهوم تأثیر سرایت، با ارائه‌یک رویکرد بهینه، سقوط قیمت سهام را سنجش و اندازه‌گیری می‌کند. در این پژوهش بعد از مدل‌سازی ساختار همبستگی و نوسانات بازده دارایی‌ها توسط مدل copula DCC-MGARCH، مقادیر ارزش در معرض خطر را از این مدل استخراج می‌کنیم. برای محاسبه‌ی ارزش در معرض از رابطه زیر استفاده می‌گردد:

$$VaR_{\alpha} = \mu + \sigma * F^{-1}(\alpha) \qquad (۵)$$

که در آن μ و σ به ترتیب میانگین و واریانس شرطی به‌دست‌آمده از مدل COPULA DCC-MGARCH و $F^{-1}(\alpha)$ معکوس تابع توزیع بازدهی در نقطه α می‌باشد. با بررسی پژوهش‌های داخلی، تاکنون هیچ پژوهشی به بررسی تأثیر حباب قیمتی سهام بر ساختار قیمت‌گذاری و وابستگی آن با ریسک سقوط قیمت سهام نپرداخته است. ازاین‌رو در این پژوهش، برای نخستین بار به بررسی وابستگی سقوط قیمت سهام و ارتباط آن با ساختار قیمت‌گذاری منطقی سهام پرداخته می‌شود. بررسی و تحلیل وابستگی ساختاری ابعاد این موضوع که نتیجه آن ذینفعانی مانند سرمایه‌گذاران، فعالان بازار و نهادهای ناظر را منتفع می‌کند، به‌عنوان یک سؤال تجربی حائز اهمیت است. اهمیت بررسی این موضوع به‌ویژه در شرایط محیطی کشور ما و برای بورس اوراق بهادار جوان و کم‌عمقی که به‌شدت از تکانه‌های اقتصادی و غیراقتصادی تأثیر می‌پذیرد و منجر به فرازوفرودهای فراوانی شده است، دوچندان می‌باشد. به‌نحوی‌که درک روابط بین ساختار قیمت‌گذاری سهام تا حد زیادی در مورد تصمیم‌گیری مرتبط با سرمایه‌گذاری در این دارایی‌ها در شرایط شکل‌گیری حباب قیمتی به‌منظور پرهیز از سرمایه‌گذاری احساسی و تشکیل پرتفوی بهینه جهت به حداقل رساندن ریسک سرمایه‌گذاری کمک به سزایی می‌کند. با توجه به آنچه بیان شد، در راستای دستیابی به اهداف پژوهش و مبتنی بر مبانی نظری ذکرشده، سؤالات پژوهش به شرح ذیل بیان می‌شود:

۱) سنجش حباب‌های قیمت سهام براساس مدل‌های بسط یافته قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای چگونه می‌باشد؟

۲) تا چه میزان مدل‌سازی سقوط قیمت سهام با تأکید بر روش کاپولا - گارچ شرطی قابل‌اتکا می‌باشد؟

[1] Trapp & Claudio

۳) آیا ارتباط معناداری بین سقوط قیمت سهام با حباب‌های قیمتی مبتنی بر ساختار قیمت گذاری منطقی سهام وجود دارد؟

۳- روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نوع کمی و در گروه تحقیقات اثباتی است. همچنین از نظر ماهیت، در زمره پژوهش‌های توصیفی – همبستگی قرار می‌گیرد که با استفاده از رویکرد قیاسی اقدام به تدوین مبانی نظری و با رویکرد تفسیری به بیان نتایج پرداخته می‌شود. در این پژوهش ابتدا برای تکمیل مبانی نظری، از روش کتابخانه‌ای و مطالعه منابع معتبر استفاده شده است. سپس برای گردآوری داده‌های پژوهش از سایت رسمی شرکت بورس اوراق بهادار تهران و سایت مرکز آمار استفاده شده است. قلمرو زمانی پژوهش، بازه زمانی بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ است. جامعه آماری پژوهش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. در ادامه به‌منظور تعیین حجم نمونه پژوهش ابتدا به روش حذف سیستماتیک و اعمال فیلترهای معمول، غربالگری لازم اعمال و سپس از شرکت‌های باقی‌مانده به روش تصادفی ساده ۳۰ شرکت به‌عنوان حجم نمونه انتخاب و شامل شرکت‌هایی است که ویژگی‌های زیر را دارند: ۱- به‌منظور همگن شدن نمونه آماری در سال‌های موردبررسی، شرکت‌ها پیش از سال ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته‌شده باشند و طی دوره مدنظر تغییر فعالیت و یا تغییر سال مالی نداده باشند؛ ۲- سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفندماه هرسال باشد؛ ۳- اطلاعات مالی آن‌ها برای کل بازه زمانی موردبررسی در دسترس باشد؛ ۴- سهام شرکت‌ها در هریک از سال‌های دوره پژوهش، وقفه معاملاتی بیش از سه ماه نداشته باشد ۵- شرکت‌های نمونه جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ و واسطه‌گری مالی، بانک‌ها و شرکت‌های بیمه نباشند. در پژوهش حاضر به‌منظور تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از نرم‌افزار R 4.2.1 استفاده شده است.

در ادامه، روند مراحل انجام پژوهش به شرح ذیل می‌باشد:

۱) ابتدا مدل‌های مختلف قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای توسعه‌یافته برآورد و با هم مقایسه می‌گردند و مدل بهینه انتخاب می‌گردد.

۲) متغیر حباب با استفاده از مدل قیمت‌گذاری منتخب، استخراج می‌گردد.

۳) به‌منظور پیدا کردن توزیع حاشیه‌ای بازدهی سهام شرکت‌های نمونه از مدل GARCH تک متغیره استفاده می‌گردد.

۴) توزیع حاشیه‌ای به‌دست‌آمده را در الگوهای مختلف خانواده کاپولا به کار می‌گیریم و بهترین کاپولایی که بتواند بهترین ساختار وابستگی را بین بازدهی‌ها، نشان دهد انتخاب می‌گردد.

۵) به‌منظور مدل‌سازی ساختار همبستگی و نوسانات بازده سهام از مدل گارچ چند متغیره رهیافت همبستگی شرطی پویا با توزیع کاپولا CAPULA DCC MGARCH استفاده می‌شود.

۶) با استفاده از خروجی مدل CAPULA DCC MGARCH، مقادیر ارزش در معرض خطر محاسبه می‌شوند.

۷) مقادیر ارزش در معرض خطر حاصل از مدل را اعتبار سنجی می‌کنیم.

۸) درنهایت به ارزیابی ارتباط معنی‌داری بین مقادیر متغیر حباب و ارزش در معرض خطر پرداخته می‌شود.

۴- یافته‌های پژوهش

۴. ۱. آمار توصیفی

برای ارائه‌ی یک نمای کلی از خصوصیات مهم متغیرهای موردمطالعه، در جدول۲ برخی از آمارهای توصیفی این متغیرها، شامل میانگین، انحراف معیار، حداقل و حداکثر، چولگی و کشیدگی مشاهدات در نگاره ۱ ارائه شده است. کلیه متغیرهای مورداستفاده در این پژوهش در مقیاس کمی و مشاهدات به‌صورت سری زمانی بازدهی لگاریتمی روزانه برای ۳۰ شرکت از سال ۱۳۹۰ تا پایان سال ۱۴۰۱ معادل با ۲۸۱۳ روز کاری پس از شناسایی و تعدیل نقاط دورافتاده با استفاده از روش ارائه شده توسط بودت و همکاران[1]، مورد محاسبه قرار گرفته است.

جدول۲- آماره‌های توصیفی مربوط به بازدهی روزانه شرکت‌های موردمطالعه

نماد	میانگین	انحراف معیار	میانه	کمینه	بیشینه	چولگی	کشیدگی
شاخص کل	۰/۰۰۱۴۷	۰/۰۱۰۲۵	۰/۰۰۰۵۴	-۰/۰۲۶۷۳	۰/۰۲۷۷۶	۰/۱۷۹۰۰	۱/۱۶۱۳۰
دامین	۰/۰۰۱۶۲	۰/۰۲۲۵۰	-۰/۰۰۰۶۳	-۰/۰۶۷۱۹	۰/۰۶۶۰۹	۰/۲۵۸۲۴	۰/۵۵۶۹۰
کساوه	۰/۰۰۱۷۳	۰/۰۲۴۲۰	-۰/۰۰۰۲۸	-۰/۰۷۶۱۰	۰/۰۷۷۳۷	۰/۱۳۱۸۵	۰/۳۰۸۰۸
خبهمن	۰/۰۰۱۴۶	۰/۰۲۶۷۸	-۰/۰۰۰۹۵	-۰/۰۸۸۴۷	۰/۰۸۷۰۰	۰/۱۵۶۰۳	۰/۱۷۴۲۹
دالبر	۰/۰۰۱۶۹	۰/۰۲۳۹۵	-۰/۰۰۰۱۸	-۰/۰۷۲۲۶	۰/۰۷۲۶۵	۰/۱۵۷۳۴	۰/۶۲۸۸۴
پدرخش	۰/۰۰۲۲۹	۰/۰۲۸۱۴	۰/۰۰۰۹۰	-۰/۰۸۹۸۶	۰/۰۹۱۲۸	-۰/۰۰۱۱۵	۰/۳۱۷۷۱
چفیبر	۰/۰۰۱۶۰	۰/۰۲۹۰۵	۰/۰۰۰۶۰	-۰/۰۹۱۲۱	۰/۰۹۲۱۷	۰/۰۶۷۲۳	۰/۶۰۷۹۷
فولاد	۰/۰۰۱۷۳	۰/۰۲۱۵۶	-۰/۰۰۰۲۰	-۰/۰۶۵۲۵	۰/۰۶۳۹۵	۰/۲۶۸۰۹	۰/۵۱۴۵۸
کفرا	۰/۰۰۱۹۱	۰/۰۲۵۱۳	۰/۰۰۰۳۰	-۰/۰۸۵۸۱	۰/۰۸۷۵۰	۰/۱۰۷۶۵	-۰/۰۶۵۴۱
ختوقا	۰/۰۰۱۴۷	۰/۰۳۰۴۷	-۰/۰۰۰۶۰	-۰/۱۰۵۱۶	۰/۱۰۳۲۴	۰/۱۷۷۷۷	-۰/۰۶۵۶۴
شگل	۰/۰۰۱۸۲	۰/۰۲۶۱۷	۰/۰۰۰۸۶	-۰/۰۸۰۹۴	۰/۰۸۲۰۴	۰/۰۹۵۶۸	۰/۴۵۰۴۰
حفاری	۰/۰۰۰۹۱	۰/۰۲۷۳۴	-۰/۰۰۰۶۳	-۰/۰۸۹۲۶	۰/۰۸۶۰۱	۰/۲۳۱۴۶	۰/۲۷۹۳۹
بکام	۰/۰۰۱۲۳	۰/۰۲۷۹۵	-۰/۰۰۰۵۹	-۰/۰۹۵۲۷	۰/۰۹۳۴۴	۰/۲۱۶۸۶	-۰/۰۸۶۸۱
چکارن	۰/۰۰۱۹۳	۰/۰۲۹۴۸	۰/۰۰۰۷۰	-۰/۰۹۸۱۰	۰/۰۹۸۶۸	۰/۱۰۷۸۱	۰/۱۶۹۷۱
فملی	۰/۰۰۱۵۲	۰/۰۲۲۶۴	-۰/۰۰۰۲۹	-۰/۰۶۸۱۳	۰/۰۶۶۶۸	۰/۲۳۸۵۳	۰/۵۵۹۴۰

[1] Boudt et al

نماد	میانگین	انحراف معیار	میانه	کمینه	بیشینه	چولگی	کشیدگی
شنفت	۰/۰۰۱۹۴	۰/۰۲۴۵۴	-۰/۰۰۰۱۲	-۰/۰۷۳۶۶	۰/۰۷۳۶۲	۰/۱۵۳۳۰	۰/۶۵۳۲۰
پسهند	۰/۰۰۱۶۷	۰/۰۲۹۳۴	-۰/۰۰۰۲۵	-۰/۱۰۱۴۹	۰/۱۰۱۳۴	۰/۱۰۳۷۶	-۰/۱۴۷۰۴
خساپا	۰/۰۰۱۱۹	۰/۰۲۸۰۷	-۰/۰۰۰۳۰	-۰/۰۹۶۳۹	۰/۰۹۴۵۰	۰/۱۱۶۰۳	-۰/۰۳۲۲۸
سخزر	۰/۰۰۱۴۵	۰/۰۲۶۴۹	-۰/۰۰۰۱۶	-۰/۰۷۵۹۳	۰/۰۷۶۰۶	۰/۱۵۵۴۵	۰/۸۵۳۹۸
ستران	۰/۰۰۱۵۰	۰/۰۲۶۸۱	-۰/۰۰۰۳۰	-۰/۰۸۷۷۹	۰/۰۸۵۹۳	۰/۲۱۸۶۶	۰/۱۴۲۰۶
بسویچ	۰/۰۰۱۵۳	۰/۰۲۶۶۴	۰/۰۰۰۸۷	-۰/۰۷۸۴۵	۰/۰۸۰۳۸	۰/۰۷۳۵۱	۰/۷۹۸۰۴
پتایر	۰/۰۰۱۴۷	۰/۰۲۸۸۰	۰/۰۰۰۲۸	-۰/۰۹۴۱۱	۰/۰۹۳۹۵	۰/۰۵۹۴۰	۰/۲۶۷۳۶
حتاید	۰/۰۰۱۵۲	۰/۰۲۶۱۶	۰/۰۰۰۲۰	-۰/۰۸۳۵۰	۰/۰۸۲۹۲	۰/۱۳۷۶۳	۰/۲۱۴۴۴
بترانس	۰/۰۰۰۹۲	۰/۰۲۶۳۳	-۰/۰۰۰۷۲	-۰/۰۸۸۳۰	۰/۰۸۵۸۴	۰/۲۰۸۶۵	۰/۱۱۱۱۳
افرا	۰/۰۰۱۶۸	۰/۰۳۲۹۴	۰/۰۰۰۴۴	-۰/۱۱۲۰۶	۰/۱۱۷۹۲	۰/۰۲۲۲۸	۰/۰۰۴۱۸
غپینو	۰/۰۰۱۴۳	۰/۰۲۴۹۶	-۰/۰۰۰۸۳	-۰/۰۸۱۹۴	۰/۰۸۲۸۵	۰/۰۶۴۱۲	۰/۰۹۵۵۵
رانفور	۰/۰۰۰۹۵	۰/۰۱۳۱۵	-۰/۰۰۰۰۷	-۰/۰۳۱۱۰	۰/۰۳۱۱۰	۰/۱۷۳۹۱	۱/۳۶۰۱۸
شیراز	۰/۰۰۱۵۲	۰/۰۱۸۹۷	-۰/۰۰۰۴۲	-۰/۰۴۸۲۳	۰/۰۴۷۴۱	۰/۲۹۳۶۹	۱/۱۶۴۲۱
فرآور	۰/۰۰۱۳۵	۰/۰۲۸۰۹	-۰/۰۰۰۵۷	-۰/۱۰۱۵۲	۰/۱۰۱۱۷	۰/۰۵۵۰۴	-۰/۴۳۴۸۶
قنیشا	۰/۰۰۱۷۴	۰/۰۲۷۲۸	۰/۰۰۰۴۰	-۰/۰۹۴۸۴	۰/۰۹۹۹۹	۰/۱۳۲۰۱	-۰/۲۱۳۱۶
کروی	۰/۰۰۱۱۹	۰/۰۲۶۴۷	-۰/۰۰۱۳۲	-۰/۰۹۲۴۲	۰/۰۹۰۰۴	۰/۱۰۰۳۳	-۰/۲۲۶۱۷

منبع: یافته‌های پژوهش

با بررسی معیارهای تمرکز (میانگین و میانه) ارائه شده در جدول ۲ ملاحظه می‌گردد که متوسط بازدهی شرکت پدرخش نسبت به سایر شرکت‌های موردبررسی اندکی بیشتر است (در حدود ۰/۰۰۰۱ الی ۰/۰۰۰۹). همچنین میانگین بازده روزانه شاخص قیمتی تمامی شرکت‌های منتخب در بازه زمانی موردنظر، مثبت می‌باشد که بیانگر صعودی بودن روند کلی حاکم بر تمامی شرکت‌های منتخب طی بازه زمانی موردبررسی است. از سوی دیگر با بررسی مقادیر انحراف معیار، ملاحظه می‌گردد که دامنه نوسان شرکت افرا از مقدار بیشتری نسبت به شرکت‌های دیگر برخوردار است که به‌نوعی می‌توان انتظار داشت که ارزش در معرض ریسک این شرکت به نسبت سایر شرکت‌ها بیشتر است. دراین‌بین با مثبت بودن چولگی (چوله به راست) شرکت‌ها می‌توان گفت حجم داده‌ها، بیشتر در سمت چپ متمرکز شده است. این تحلیل با بیشتر بودن میانگین شرکت‌ها نسبت به میانه هم‌خوانی دارد. البته ازآنجایی‌که مقادیر چولگی بین ۰/۵ و ۰/۵- قرار دارند، خیلی نمی‌توان انتظار چوله بودن داشت. ازاین‌رو چولگی تا حدودی حول صفر بوده، درنتیجه توزیع بازدهی‌ها متقارن می‌باشد. از سوی دیگر با توجه به مقدار کشیدگی

(کمتر از ۳)، ملاحظه می‌گردد که قله توزیع از حالت نرمال پهن‌تر و به‌مراتب دنباله‌های نازک‌تری دارد؛ بنابراین با توجه به مقدار غیر صفر چولگی و مقدار کشیدگی، بازدهی‌ها از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کنند.

۴. ۲. پیش‌فرض‌های آماری

بعد از بیان آمار توصیفی و قبل از ورود به تحلیل‌های آماری و مدل‌سازی، ابتدا به بررسی آزمون‌های مربوط به پیش‌فرض‌ها با استفاده از آزمون‌های شاپیرو-ویلک، ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته و اثر آرچ[1] به ترتیب به‌منظور بررسی نرمالیتی، مانایی و ناهمسانی واریانس در بین داده‌ها، پرداخته شد. با توجه به مقدار آماره و مقدار معنی‌داری به‌دست‌آمده از آزمون دیکی فولر و آزمون اثر گارچ برای هر شرکت (که مقدار معنی‌داری کمتر یا مساوی ۰/۰۵ است) فرض مانایی و فرض ناهمسانی واریانس در بین داده‌های شرکت‌ها پذیرفته شد. ضمناً مقدار آماره‌ی آزمون شاپیرو-ویلک و مقدار معنی‌داری به‌دست‌آمده برای هر شرکت، بیانگر رد فرض نرمال بودن داده‌های مربوط به هر شرکت بود. ازاین‌رو در این پژوهش، از توزیع تی استیودنت جهت مدل‌سازی استفاده می‌شود.

۴. ۳. برآورد مدل‌های قیمت‌گذاری، انتخاب مدل بهینه و استخراج متغیر حباب

الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای یک مدل رگرسیونی قیمت‌گذاری است که معادله استاندارد و پایه آن موسوم به مدل CAPM به شرح رابطه ۶ است. در ادامه سایر مدل‌های تعیم یافته قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌گذاری موسوم به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کاهشی- نامطلوب، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیلی، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شرطی و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مصرفی به ترتیب به شرح روابط ۷ تا ۱۰ ارائه شده اند.

$$CAPM: R_{it} = R_F + \beta E(u_{it} - R_F) + \varepsilon_{it} \quad (۶)$$

$$D - CAPM: R_{it} = R_F + \beta D - CAPM(u_{it} - R_F) + \varepsilon_{it} \quad (۷)$$

$$A - CAPM: R_{it} = R_F + \beta A - CAPM(u_{it} - R_F) + \varepsilon_{it} \quad (۸)$$

$$C - CAPM: R_{it} = R_F + \beta C - CAPM(u_{it} - R_F) + \varepsilon_{it} \quad (۹)$$

$$I - CAPM: R_{it} = R_F + \beta I - CAPM(u_{it} - R_F) + \varepsilon_{it} \quad (۱۰)$$

در روابط بالا، R_F، نرخ بازده بدون ریسک، R_{it} نرخ بازده مورد انتظار، β ضریب حساسیت و $(u_{it} - R_F)$ به‌عنوان صرف ریسک می‌باشد. تفاوت مدل‌های فوق در نحوه محاسبه و برآورد ضریب بتا و تفسیر آن می‌باشد. پس از برآورد مدل‌های مختلف قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، به‌منظور مقایسه و تعیین اینکه کدام مدل قیمت‌گذاری

[1] ARCH

می‌تواند تبیین‌کننده‌ی بهتری از ارتباط بین ریسک و بازده‌ی مورد انتظار ارائه نماید، ابتدا میزان خطای پیش‌بینی مدل‌های قیمت‌گذاری محاسبه می‌گردد. برای این منظور، خطای قیمت‌گذاری بازده در زمان t را نماد ε_t و به‌صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$\varepsilon_t = \hat{R}_t - R_t \quad (۱۱)$$

یعنی خطای قیمت‌گذاری در زمان t، برابر است با بازده به‌دست‌آمده از مدل منهای بازده واقعی شرکت در زمان t. در ادامه، دو معیار مقایسه‌ای MAE[1] و RMSE[2] به‌منظور مقایسه‌ی عدم اطمینان و دقت در مدل‌ها مورداستفاده قرار می‌گیرند و به‌صورت فرمول (۳-۴) تعریف می‌شوند:

$$RMSE = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(\varepsilon_t - \bar{\varepsilon})^2 \quad (۱۲)$$

$$MAE = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}|\varepsilon_t - \bar{\varepsilon}| \quad (۱۳)$$

که در آن $\bar{\varepsilon}$ میانگین خطاهای، خطای قیمت‌گذاری می‌باشد. درواقع RMSE عدم اطمینان و MAE عدم دقت قیمت‌گذاری را نشان می‌دهند که هر چه کوچک‌تر باشند مدل بهتری خواهد بود. اکنون با توجه به جدول ۳، ملاحظه می‌گردد که معیارهای RMSE و MAE برای مدل CAPM با مقادیر به ترتیب ۰/۰۲۴۰۶ و ۰/۰۱۷۵۰ کمترین بوده‌اند که نشان از عملکرد مناسب مدل CAPM دارد. درواقع بازده به‌دست‌آمده از این مدل انطباق بیشتری با بازده واقعی دارد. لذا پس از برآورد تمامی مدل‌ها و استخراج ضرایب بتای آن‌ها برحسب جدول مقایسه ای ذیل مدل مطلوب تعیین می‌گردد.

جدول ۳- مقایسه‌ی مدل‌های قیمت‌گذاری

مدل‌های قیمت‌گذاری	معیارهای مقایسه‌ای	
	MAE	RMSE
CAPM	۰/۰۱۷۵۰	۰/۰۲۴۰۶
DCAPM	۰/۰۱۷۸۹	۰/۰۲۴۴۶
ACAPM	۰/۰۳۱۹۶	۰/۰۴۴۵۰
CCAPM	۰/۰۱۸۸۱	۰/۰۲۵۵۰
ICAPM	۰/۰۱۸۵۷	۰/۰۲۵۱۲

منبع: یافته‌های پژوهش

[1] Mean Absolute Error
[2] Root Mean Square Error

در جدول ۴ ضریب بتای برآورد شده برای مدل‌های قیمت‌گذاری ارائه شده است. با مشاهده‌ی مقادیر بتا ملاحظه می گردد که بتا حاصل از مدل CAPM غالباً مقادیر کمتر از یک را اختیار کرده‌اند که نشان می‌دهد شرکت‌ها از نظر تئوری، نوسانات کمتری نسبت به بازار دارند که درواقع شکل محافظه کارانه‌تری برای سرمایه‌گذار دارد. در مابقی مدل‌ها ضرایب بتا بیش از یک بوده که ریسک سبد حاصل از این مدل‌ها بیشتر است و نسبت به بازار نوسان بیشتری از خود نشان می‌دهند. این مقادیر از بتا در مدل CAPM دور از انتظار نبوده چراکه مطابق جداول ۲ و مقادیر حاصل از پیش‌فرض‌های آماری، بازده دارای توزیع متقارن بوده و یک مصالحه‌ای بین ریسک و بازده در بازار وجود دارد که بر نتایج جداول ۳ و ۴ صحه می‌گذارد. بتـا واحـد اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک مربوط به سهام است که درواقع درجه حساسیت تغییرپذیری بازده سهم را نسبت به تغییرپذیری بازده بازار اندازه‌گیری می‌کند.

جدول ۴- ضریب بتا در مدل‌های قیمت‌گذاری (BETA_CAPM)

نماد	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل۵
دامین	۰/۶۸۴۷	۱/۰۰۶۴	۰/۴۸۹۵	۰/۹۸۷۹	۱/۴۶۰۲
کساوه	۰/۷۱۷۱	۱/۰۹۹۴	-۰/۲۱۰۲	۱/۴۷۲۱	۱/۳۹۴۴
خبهمن	۱/۱۸۴۷	۱/۵۷۸۹	۱/۲۰۷۰	۱/۲۷۹۷	۰/۸۴۴۰
دالبر	۰/۶۴۰۶	۱/۰۸۱۰	۲/۷۴۴۰	۰/۷۹۶۲	۱/۵۶۰۸
پدرخش	۰/۵۲۷۵	۱/۰۹۶۰	۸/۹۵۴۶	۱/۲۰۰۵	۱/۸۹۵۶
چفیبر	۰/۵۷۲۷	۱/۱۷۳۱	۲۳/۰۱۸۷	۲/۴۳۹۹	۱/۷۴۵۹
فولاد	۱/۳۰۰۴	۱/۴۴۰۹	۱/۳۰۷۶	۰/۳۹۵۸	۰/۷۶۸۹
کفرا	۱/۰۰۵۵	۱/۳۷۱۰	۱/۰۵۸۵	۱/۸۷۲۴	۰/۹۹۴۴
ختوقا	۱/۱۴۰۹	۱/۶۴۲۵	۱/۳۹۶۱	-۰/۴۴۴۵	۰/۸۷۶۴
شگل	۰/۷۰۲۱	۱/۲۳۵۴	۳/۲۹۹۷	۱/۸۹۶۳	۱/۴۲۴۱
حفاری	۱/۲۰۷۷	۱/۵۶۰۶	۱/۳۸۲۵	۱/۸۴۸۹	۰/۸۲۷۹
بکام	۰/۸۴۵۸	۱/۳۸۹۱	۰/۷۱۶۹	۱/۰۰۰۳	۱/۱۸۲۲
چکارن	۰/۸۳۳۱	۱/۴۲۸۰	۱/۳۲۵۸	۰/۵۸۶۱	۱/۲۰۰۳
فملی	۱/۲۴۸۹	۱/۴۲۳۵	۱/۲۶۲۳	۰/۳۷۸۷	۰/۸۰۰۶
شنفت	۰/۸۶۴۶	۱/۱۸۰۷	۱/۷۳۴۸	۰/۷۳۹۷	۱/۱۵۶۵
پسهند	۰/۸۹۳۸	۱/۴۷۵۲	۱/۸۱۵۸	۱/۸۸۹۸	۱/۱۱۸۷
خساپا	۱/۱۸۸۴	۱/۶۶۷۷	۱/۱۷۵۴	۱/۴۶۰۴	۰/۸۴۱۴
سخزر	۰/۶۶۳۵	۱/۱۰۱۷	-۱۶/۰۶۴۱	۰/۱۸۸۶	۱/۵۰۶۹

نماد	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل۵
ستران	۱ /۰۳۲۸	۱ /۴۹۹۹	۱ /۲۲۸۵	۰ /۷۶۶۸	۰ /۹۶۸۲
بسویچ	۰ /۴۹۵۳	۱ /۰۴۱۳	۱۱ /۰۰۳۸	۰ /۶۰۳۴	۲ /۰۱۸۷
پتایر	۰ /۹۷۵۴	۱ /۴۶۸۶	۱ /۳۵۸۱	۲ /۵۶۴۵	۱ /۰۲۵۱
حتاید	۰ /۹۵۸۹	۱ /۴۱۶۲	۱ /۰۵۲۳	۱ /۷۱۳۵	۱ /۰۴۲۷
بترانس	۱ /۱۳۶۵	۱ /۵۳۶۲	۱ /۲۵۵۸	۰ /۷۹۳۱	۰ /۸۷۹۸
افرا	۰ /۷۴۹۱	۱ /۴۰۱۱	۱۰ /۰۳۷۵	۱ /۶۸۲۷	۱ /۳۳۴۸
غپینو	۰ /۸۷۳۹	۱ /۲۸۵۰	۰ /۸۴۴۸	۱ /۶۴۹۴	۱ /۱۴۴۲
رانفور	۰ /۵۲۴۵	۰ /۷۲۶۷	۰ /۳۷۳۶	۰ /۴۱۵۶	۱ /۹۰۶۲
شیراز	۱ /۰۶۸۲	۱ /۱۵۵۳	۰ /۹۲۰۲	۱ /۰۳۰۱	۰ /۹۳۶۱
فرآور	۱ /۲۱۲۳	۱ /۶۲۳۴	۱ /۶۶۵۵	۰ /۰۸۴۸	۰ /۸۲۴۸
قنیشا	۰ /۵۹۵۲	۱ /۱۹۱۶	۰ /۵۳۳۸	۱ /۲۶۵۲	۱ /۶۸۰۱
کروی	۱ /۵۲۹۳	۱ /۷۴۹۲	۱ /۶۲۰۸	-۰ /۱۲۸۰	۰ /۶۵۳۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴. ۴. استخراج متغیر حباب[1]

فضای حالت متغیر حباب $\{۱و۰\}$ است. درواقع عدد ۱ به معنای وجود حباب و صفر به معنای عدم وجود حباب است. برای محاسبه متغیر حباب، ابتدا مطابق با رابطه ۶، بازده مورد انتظار برای هر شرکت از مدل قیمت‌گذاری منتخب، یعنی مدل CAPM محاسبه می‌شود. سپس بر اساس رابطه ۱۱، مقادیر بازده مورد انتظار از مقدار واقعی بازدهی کم می‌شود (ε_tها). در ادامه، میانگین خطاهای حاصل، محاسبه‌شده و با خود خطاهای روزانه مقایسه می‌شوند. چنانچه خطاها از میانگین خود بزرگ‌تر باشند ($\varepsilon_t > \bar{\varepsilon}$ باشد)، وجود حباب را در آن روز نتیجه می‌دهد یعنی حباب در روز t وجود دارد و عدد ۱ برای آن روز منظور و در غیر این صورت صفر قرار می‌گیرد.

۴. ۵. مدل‌سازی ساختار همبستگی و نوسانات بازده سهام شرکت‌ها

۴. ۵. ۱. انتخاب توزیع حاشیه‌ای

در راستای تخمین الگوهای کاپولا، ابتدا جهت استفاده از این الگوها باید توزیع حاشیه‌ای مربوط به بازدهی‌های هر شرکت مشخص شوند. برای این منظور از مدل GARCH تک متغیره استفاده می‌کنیم. مدل‌های GARCH یک ابزار استاندارد در تحقیقات نوسانات هستند که واریانس متغیر زمان را توصیف می‌کند. با توجه به جدول ۵، مقدار

[1] Bubble

معیار اطلاعات آکائیک (AIC) مدل t-GARCH برای تمامی شرکت‌ها از مقدار معیار اطلاعات آکائیک مدل normal-GARCH کمتر (منفی‌تر) است؛ بنابراین توزیع حاشیه‌ای مربوط به بازدهی شرکت‌ها، توزیع t خواهد بود. این نتیجه با توجه به جدول آمار توصیفی و آزمون شاپیرو ویلک که فرض نرمال بودن رد شده، قابل‌انتظار بوده است.

جدول ۵- انتخاب توزیع حاشیه‌ای

نماد	NORMAL-GARCH	T-GARCH	نماد	NORMAL-GARCH	T-GARCH	نماد	NORMAL-GARCH	T-GARCH
	AIC	AIC		AIC	AIC		AIC	AIC
دامین	-۵ /۱۳۲	-۵ /۳۲۶	حفاری	-۴ /۴۲۷	-۴ /۴۶۰	پتایر	-۴ /۳۲۹	-۴ /۴۱۹
کساوه	-۴ /۸۶۹	-۵ /۱۲۴	بکام	-۴ /۴۰۸	-۴ /۴۲۳	حتاید	-۴ /۶۳۷	-۴ /۶۸۸
خبهمن	-۴ /۵۰۳	-۴ /۵۲۱	چکارن	-۴ /۲۶۵	-۴ /۲۹۰	بترانس	-۴ /۵۷۴	-۴ /۵۹۱
دالبر	-۴ /۷۵۵	-۴ /۸۱۹	فملی	-۴ /۸۵۲	-۴ /۸۸۱	افرا	-۴ /۰۲۸	-۴ /۰۳۳
پدرخش	-۴ /۴۲۸	-۴ /۶۴۱	شنفت	-۴ /۶۴۷	-۴ /۶۷۳	غپینو	-۴ /۸۵۰	-۴ /۹۷۵
چفیبر	-۴ /۳۴۱	-۴ /۵۶۹	پسهند	-۴ /۲۵۳	-۴ /۲۵۴	رانفور	-۶ /۴۷۱	-۶ /۹۵۳
فولاد	-۴ /۹۵۴	-۴ /۹۷۴	خساپا	-۴ /۳۹۰	-۴ /۴۳۱	شیراز	-۵ /۵۱۹	-۵ /۸۵۱
کفرا	-۴ /۶۴۶	-۴ /۶۷۱	سخزر	-۴ /۶۴۲	-۵ /۰۰۵	فرآور	-۴ /۴۴۶	-۴ /۴۵۲
ختوقا	-۴ /۲۰۸	-۴ /۲۲۶	ستران	-۴ /۵۲۴	-۴ /۵۶۴	قنیشا	-۴ /۵۰۰	-۴ /۵۳۰
شگل	-۴ /۵۰۹	-۴ /۵۴۹	بسویچ	-۴ /۵۰۹	-۴ /۶۳۴	کروی	-۴ /۵۷۸	-۴ /۵۷۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴. ۵. ۲. مقایسه‌ی توابع کاپولا

پس از انتخاب توزیع‌های حاشیه، نوبت به انتخاب الگوی copula است که بتواند بهترین ساختار وابستگی را بین بازدهی‌ها نشان دهد. با توجه به جدول ۶، الگوی t با مقدار پارامتر وابستگی ۱۸۷۳/ ۰ کمترین (منفی‌ترین) مقدار معیار اطلاعات آکائیک (AIC) و مقدار معیار اطلاعات شوارتز- بیزین (BIC) را دارا است؛ بنابراین الگوی t-copula بهترین نمایش را از لحاظ ساختار وابستگی دارد. به‌عنوان یک نتیجه می‌توان گفت با توجه به انتخاب t-copula یک وابستگی غیرخطی در بین بازده سری‌های زمانی (متغیرها) وجود دارد که در صدک بالای دم توزیع این اتفاق می‌افتد.

جدول ۶- ارزیابی الگوهای مختلف copula

الگوی COPULA	پارامتر	معیارهای ارزیابی	
		AIC	BIC
GAUSSIAN	۰/۱۸۰۲	-۱۰۸۵۷/۶۶۷	-۱۰۸۵۱/۷۲۵
T (DF=40)	۰/۱۸۷۳	-۱۱۴۲۱/۳۹۴	-۱۱۴۰۹/۵۱۰
GUMBEL	۱/۱۱۷	-۸۰۱۴/۳۷۷۳	-۸۰۰۸/۴۳۵۷
CLAYTON	۰/۱۳۶۸	-۸۲۵۱/۴۳۱۵	-۸۲۴۵/۴۸۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش

۴. ۵. ۳. مدل گارچ چند متغیره رهیافت همبستگی شرطی پویا با توزیع کاپولا (copula DCC-MGARCH)

در این مرحله از مدل ترکیبی گارچ چند متغیره رهیافت همبستگی شرطی پویا با تابع کاپولا به‌منظور بررسی وجود همبستگی پویا بین بازدهی سهام شرکت‌های نمونه و مدل‌سازی پارامتری همبستگی‌های متغیر با زمان برای مجموعه سهام نمونه استفاده می‌شود. در جدول ۷، برازش الگوی copula DCC-MGARCH با توزیع تی استیودنت (t) بر روی داده سری‌های زمانی پژوهش ملاحظه می‌گردد. با توجه به نتایج جدول ۷ و ضرایب برآوردی مربوط به مدل DCC-MGARCH ملاحظه می‌گردد که هر دو پارامتر DCC با مقادیر ۰/۰۲۳۲۶۱ برای پارامتر a و ۰/۹۱۳۲۸۷ برای پارامتر b به‌دست‌آمده مثبت و مجموعشان کمتر از یک است که نشان‌دهنده‌ی برقرار بودن شرایط DCC است. از طرفی با توجه به مقدار معنی‌داری (کمتر از ۰/۰۵) هر دو پارامتر تأیید می‌شوند. میانگین شرطی‌های (μ) نیز همگی معنی‌دار بوده‌اند. در جدول زیر، پارامتر mu، بیانگر میانگین و omega، عرض از مبدأ در معادله واریانس می‌باشد. همچنین پارامترهای alpha1، beta1 و shape به ترتیب بیانگر ضرایب آرچ در معادله واریانس، ضرایب گارچ در معادله واریانس و تخمین درجه آزادی در توزیع شرطی t می‌باشد.

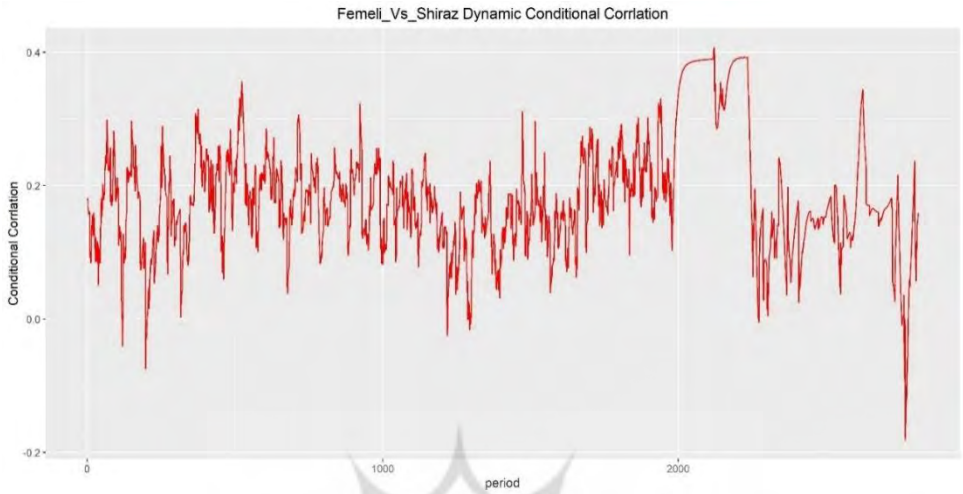
جدول ۷- ضرایب برآوردی copula DCC-MGARCH

پارامترها	برآورد	انحراف استاندارد	آماره‌ی تی	مقدار معنی‌داری
[دامین MU]	-۰/۰۰۱	۱E-۰۷/۹۵	-۵۱۲۹/۹۵	۰
[دامین OMEGA]	۲E-۱۶/۰۰	۷E-۰۷/۷۰	۲E-۱۰/۸۸	۱
[دامین ALPHA1]	۱	۰/۰۸۵۰۸۶	۱۱/۷۵۲۷۷	۰
[دامین BETA1]	۰/۴۵۸۹۸۲	۰/۰۳۶۰۳۵	۱۲/۷۳۷۱۹	۰
[دامین SHAPE]	۳/۱۰۹۰۹۶	۰/۱۱۷۹۰۴	۲۶/۳۶۹۶۵	۰
[کساوه MU]	۰/۰۰۱۵	۳E-۰۵/۵۱	۴۲/۷۳۶۸	۰

پارامترها	برآورد	انحراف استاندارد	آماره‌ی تی	مقدار معنی‌داری
[کساوه OMEGA]	۲E-۱۶ /۲۲	۲E-۰۶ /۷۹	۷E-۱۱ /۹۷	۱
[کساوه ALPHA1]	۰ /۴۳۲۳۷۵	۰ /۰۳۱۶۶۸	۱۳ /۶۵۳۴	۰
[کساوه BETA1]	۰ /۵۶۶۲۶۸	۰ /۰۲۳۶۸۶	۲۳ /۹۰۶۸۴	۰
[کساوه SHAPE]	۵ /۲۹۴۹۵۸	۰ /۶۰۱۵۹۶	۸ /۸۰۱۵۲	۰
[خبهمن MU]	۰ /۰۰۰۴	۱E-۰۶ /۶۳	۲۴۵ /۵۷۸۳	۰
[خبهمن OMEGA]	۲E-۱ /۲۲	۵E-۰۷ /۰۱	۴E-۱۰ /۴۳	۱
[خبهمن ALPHA1]	۰ /۱۷۲۴۰۳	۰ /۰۱۵۵۲۷	۱۱ /۱۰۳۱۶	۰
[خبهمن BETA1]	۰ /۸۰۸۴۰۹	۰ /۰۱۹۹۷۸	۴۰ /۴۶۵۷۴	۰
[خبهمن SHAPE]	۵ /۴۲۲۱۸۳	۰ /۵۹۵۲۳۸	۹ /۱۰۹۲۶۳	۰
[دالبر MU]	۰ /۰۰۱	۳E-۰۷ /۰۶	۳۲۷۳ /۲۶۲	۰
[دالبر OMEGA]	۵E-۱۴ /۸۵	۶E-۰۷ /۱۴	۹E-۰۸ /۵۳	۱
[دالبر ALPHA1]	۰ /۳۷۷۶۹۴	۰ /۰۲۰۸۴۶	۱۸ /۱۱۸۶	۰
[دالبر BETA1]	۰ /۶۰۴۹۳۵	۰ /۰۲۷۰۴۷	۲۲ /۳۶۶۱۷	۰
[دالبر SHAPE]	۴ /۴۲۷۲۵۹	۰ /۲۲۹۲۸۳	۱۹ /۳۰۹۱۷	۰
[پدرخش MU]	۰ /۰۰۰۲	۲E-۰۸ /۱۳	۹۳۷۰ /۳۵۱	۰
[پدرخش OMEGA]	۲E-۱۶ /۲۲	۴E-۰۷ /۲۳	۵E-۱۰ /۲۵	۱
[پدرخش ALPHA1]	۱	۰ /۰۸۲۴۳	۱۲ /۱۳۱۵	۰
[پدرخش BETA1]	۰ /۳۹۵۳۷۷	۰ /۰۵۰۰۵۴	۷ /۸۹۹۰۲	۲E-۱۵ /۸۹
[پدرخش SHAPE]	۲ /۹۶۹۱۵۹	۰ /۰۷۴۳۱۳	۳۹ /۹۵۴۸۵	۰
JOINT[DCCA1]	۰ /۰۲۳۲۶۱	۰ /۰۰۸۲۰۹	۲ /۸۳۳۶۰۱	۰ /۰۰۴۶۰۳
JOINT[DCCB1]	۰ /۹۱۳۲۸۷	۰ /۰۵۹۱۹۹	۱۵ /۴۲۷۳۴	۰
JOINT[DCCG1]	۹E-۱۰ /۹۱	۰ /۰۰۹۲۴۳	۱E-۰۷ /۰۷	۱
JOINT[MSHAPE]	۴۰ /۱۰۲۷۷	۳ /۳۸۰۶۷۵	۱۱ /۸۶۲۳۵	۰

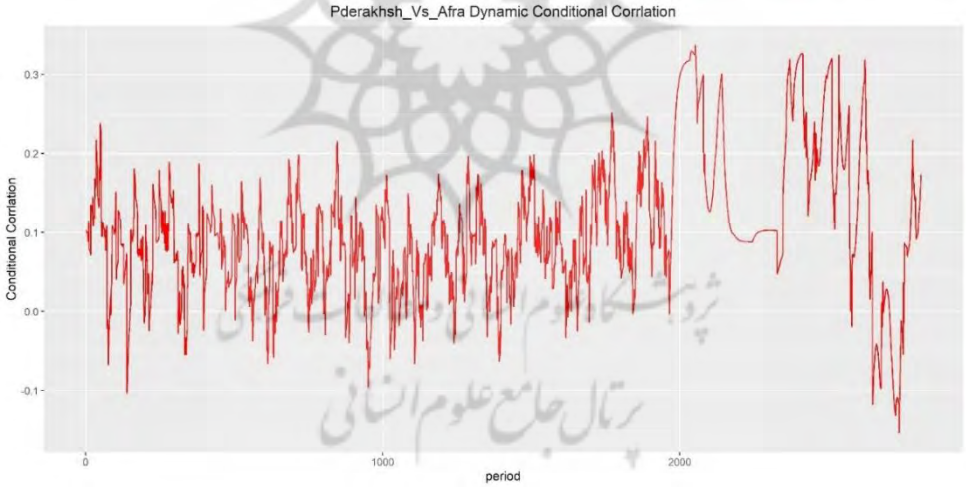
منبع: یافته‌های پژوهشگر

از شکل‌های ۱ و ۲ (به‌طور نمونه)، همبستگی شرطی پویا دوبه‌دو را برای شرکت‌ها در اختیار داریم. هر یک از این نمودارها، همبستگی شرطی در طول زمان را برای یک متغیر در مقابل متغیر دیگر نشان می‌دهد. از نحوه حرکت این نمودارها می‌توانیم قضاوتی در خصوص میزان تغییرات همبستگی شرطی بین متغیرها داشته باشیم. به‌طور مثال حدود تغییرات همبستگی شرطی در شکل ۱ بین نماد پدرخش و افرا از ۱۵/ ۰- تا ۳۵/ ۰ می‌باشد که نشان از یک حرکت نوسانی نسبتاً شدید همبستگی در دوره‌های مختلف زمانی دارد.



شکل ۱- همبستگی شرطی پویا بین نماد پدرخش و افرا

منبع: یافته‌های پژوهشگر



شکل ۲- همبستگی شرطی پویا بین نماد شیراز و فملی

منبع: یافته های پژوهشگر

۴. ۵. ۴. استخراج مقادیر ارزش در معرض ریسک

با توجه به اینکه مدل copula DCC-MGARCH با توزیع تی، عملکرد مناسبی نسبت به سایر الگوهای copula داشته است، در این مرحله مقادیر ارزش در معرض خطر را مبتنی بر رابطه شماره ۵، از این مدل استخراج و استنباط می‌کنیم. این مقادیر پس از اعتبارسنجی و پس آزمایی جهت ارزیابی و تعیین وجود ارتباط یا عدم ارتباط با متغیر حباب موردبررسی قرار می‌گیرند. مقادیر ارزش در معرض ریسک به‌طور نمونه برای هفت روز ابتدایی در جدول ۸، ارائه شده است.

جدول ۸- مقادیر استخراج‌شده VaR از مدل t-copula DCC-MGARCH

نماد	مقادیر ارزش در معرض ریسک برای هفت روز اول							
دامین	-۰/۰۲۴۱	-۰/۰۱۶۸	-۰/۰۱۱۸	-۰/۰۰۸۷	-۰/۰۰۶۵	-۰/۰۰۵۱	-۰/۰۰۴۲
کساوه	-۰/۰۲۸۸	-۰/۰۲۱۸	-۰/۰۱۸۳	-۰/۰۱۳۵	-۰/۰۱۳۵	-۰/۰۱۱۱	-۰/۰۰۸۲
خبهمن	-۰/۰۳۲۶	-۰/۰۳۵۱	-۰/۰۳۵۶	-۰/۰۳۶۴	-۰/۰۴۰۶	-۰/۰۳۶۶	-۰/۰۳۶۰
دالبر	-۰/۰۲۵۸	-۰/۰۱۹۹	-۰/۰۴۳۳	-۰/۰۳۳۵	-۰/۰۲۵۸	-۰/۰۱۹۹	-۰/۰۱۵۲
پدرخش	-۰/۰۳۲۸	-۰/۰۲۰۵	-۰/۰۸۴۱	-۰/۰۵۲۸	-۰/۰۳۳۱	-۰/۰۲۰۷	-۰/۰۴۱۶
چفیبر	-۰/۰۳۸۵	-۰/۰۲۵۹	-۰/۰۱۷۶	-۰/۰۱۲۱	-۰/۰۰۸۵	-۰/۰۰۶۳	-۰/۰۰۴۹
فولاد	-۰/۰۲۴۳	-۰/۰۲۱۰	-۰/۰۳۶۹	-۰/۰۳۱۹	۰/۰۲۷۵	-۰/۰۴۰۶	-۰/۰۴۵۲
کفرا	-۰/۰۳۳۹	-۰/۰۲۴۰	-۰/۰۱۷۴	-۰/۰۱۳۴	-۰/۰۴۴۹	-۰/۰۵۵۴	-۰/۰۳۹۷
ختوقا	-۰/۰۳۵۸	-۰/۰۳۰۹	-۰/۰۳۵۶	-۰/۰۳۰۷	-۰/۰۲۶۳	-۰/۰۲۹۰	-۰/۰۳۳۴
شگل	-۰/۰۳۰۷	-۰/۰۲۶۱	-۰/۰۲۲۲	-۰/۰۳۴۳	-۰/۰۲۹۲	-۰/۰۴۰۸	-۰/۰۳۴۷
حفاری	-۰/۰۴۰۲	-۰/۰۳۲۹	-۰/۰۲۶۷	-۰/۰۲۱۸	-۰/۰۷۰۱	-۰/۰۶۱۰	-۰/۰۵۵۰
بکام	-۰/۰۳۴۸	-۰/۰۳۰۹	-۰/۰۳۰۵	-۰/۰۲۸۵	-۰/۰۲۶۳	-۰/۰۲۳۳	-۰/۰۳۷۰
چکارن	-۰/۰۳۹۱	-۰/۱۱۴۳	-۰/۰۶۸۱	-۰/۰۴۰۵	-۰/۰۲۴۰	-۰/۰۱۴۲	-۰/۰۰۸۴
فملی	-۰/۰۲۶۲	-۰/۰۲۴۵	-۰/۰۲۷۱	-۰/۰۲۵۷	-۰/۰۲۴۰	-۰/۰۲۵۷	-۰/۰۲۳۹
شنفت	-۰/۰۳۱۵	-۰/۰۲۰۰	-۰/۰۱۲۷	-۰/۰۰۸۰	-۰/۰۰۶۰	-۰/۰۱۲۳	-۰/۰۰۷۸
پسهند	-۰/۰۳۹۸	-۰/۰۳۶۱	-۰/۰۲۹۶	-۰/۰۲۵۹	-۰/۰۲۶۶	-۰/۰۲۵۹	-۰/۰۲۴۰
خساپا	-۰/۰۳۶۱	-۰/۰۳۰۳	-۰/۰۲۵۳	-۰/۰۶۲۳	-۰/۰۸۲۶	-۰/۰۸۳۶	-۰/۰۷۰۹
سخزر	-۰/۰۲۹۲	-۰/۰۵۵۰	-۰/۰۶۲۸	-۰/۰۵۷۹	-۰/۰۴۹۳	-۰/۰۳۲۰	-۰/۰۳۸۲
ستران	-۰/۰۳۲۲	-۰/۰۲۹۱	-۰/۰۲۶۲	-۰/۰۲۳۷	-۰/۰۲۱۴	-۰/۰۱۹۲	-۰/۰۳۸۷
بسویچ	-۰/۰۳۰۳	-۰/۰۲۸۶	-۰/۰۲۶۲	-۰/۰۲۸۶	-۰/۰۳۱۱	-۰/۰۳۱۸	-۰/۰۳۰۰
پتایر	-۰/۰۳۶۳	-۰/۰۲۲۱	-۰/۰۱۳۴	-۰/۰۰۸۱	-۰/۰۰۴۹	-۰/۰۰۲۹	-۰/۰۰۱۷

نماد	مقادیر ارزش در معرض ریسک برای هفت روز اول						
حتاید	-۰ /۰۳۰۴	-۰ /۰۱۱۳	-۰/۰۰۴۲-	-۰ /۰۰۱۵	-۰ /۰۰۰۵	-۰ /۰۶۸۸	-۰ /۰۸۲۹
بترانس	-۰ /۰۳۳۷	-۰ /۰۳۰۷	-۰ /۰۴۲۸	-۰ /۰۵۰۲	-۰ /۰۴۳۸	-۰ /۰۴۸۲	-۰ /۰۴۴۲
افرا	-۰ /۰۴۳۹	-۰/۰۳۸۶-	-۰ /۰۳۴۰	-۰ /۰۲۹۹	-۰ /۰۲۶۳	-۰ /۰۲۳۱	-۰ /۰۲۰۳
غپینو	-۰ /۰۳۲۲	-۰ /۰۳۰۴	-۰ /۰۲۵۴	-۰ /۰۲۱۲	-۰ /۰۱۷۸	-۰ /۰۱۵۰	-۰ /۰۴۶۴
رانفور	-۰ /۰۱۰۹	-۰ /۰۱۹۹	-۰ /۰۲۳۱	-۰ /۰۲۴۵	-۰ /۰۲۵۲	-۰ /۰۲۵۲	-۰ /۰۱۸۷
شیراز	-۰ /۰۱۶۷	-۰ /۰۱۳۴	-۰ /۰۱۰۶	-۰ /۰۰۸۴	-۰ /۰۰۷۱	-۰ /۰۰۵۶	-۰ /۰۰۴۳
فرآور	-۰ /۰۳۸۱	-۰ /۰۳۰۳	-۰ /۰۴۵۰	-۰ /۰۴۶۰	-۰ /۰۳۸۵	-۰ /۰۴۶۲	-۰ /۰۴۲۴
قنیشا	-۰ /۰۳۳۲	-۰ /۰۳۰۰	-۰ /۰۲۷۲	-۰ /۰۲۴۶	-۰ /۰۲۲۳	-۰/۰۲۴۶-	-۰ /۰۲۲۸
کروی	-۰ /۰۳۳۶	-۰ /۰۲۹۳	-۰ /۰۴۰۲	-۰ /۰۳۵۱	-۰ /۰۳۰۰	-۰ /۰۲۵۸	-۰ /۰۲۱۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴. ۵. ۵. پس آزمایی مدل

بعد از توسعه مدل و قبل از اینکه مورداستفاده قرار گیرد، باید اعتبار آن بررسی شود. یکی از مؤلفه‌های کلیدی اعتبار سنجی مدل، پس آزمایی آن است که شامل به‌کارگیری روش‌های کمی جهت تعیین مطابقت پیش‌بینی‌های مدل با مفروضاتی است که مدل براساس آن بنا شده است. در این پژوهش، به‌منظور پس آزمایی از دو روش آزمون کوپیک و کریستوفرسن استفاده شده است. همان‌طوری که در جدول ۹ ملاحظه می‌گردد، مقادیر معنی‌داری برای هر دو آزمون کوپیک و کریستوفرسن بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است، نتایج پس آزمایی الگوهای مختلف نشان داد که الگوی copula DCC-MGARCH با توزیع تی در برآورد ارزش در معرض ریسک، نتایج قابل قبولی دارد و درست برآورد شده‌اند.

جدول ۹- نتایج پس آزمایی الگوی copula DCC-MGARCH

نماد	کوپیک		کریستوفرسن	
	آماره	مقدار معنی‌داری	آماره	مقدار معنی‌داری
دامین	۲ /۷۷۷۸	۰ /۰۹۵۵۷۷	۵ /۸۸۶۳۸	۰ /۰۵۲۶۹۷
کساوه	۳ /۲۳۱۹	۰ /۰۸۱۱۶	۴ /۵۱۸۳۶۸	۰ /۰۵۴۱۳۴
خبهمن	۲ /۰۶۰۳۵	۰/۹۰۲۸۹	۴ /۰۶۰۵۳	۰/۵۰۲۷۴
دالبر	۱/۱۶۰۵	۰ /۹۹۳۲۴۷	۰ /۲۹۴۵۵	۰ /۸۶۳۰۵۷
پدرخش	۱ /۱۶۳۶	۰ /۰۹۹۸۳۴	۲ /۸۸۸۸۱	۰ /۰۷۱۵۸۹
چفیبر	۴ /۶۹۱۶۱	۰ /۰۵۱۹۷	۱ /۳۰۶۸۴۲	۰ /۰۹۵۲۹
فولاد	۳ /۶۸۰۱۴	۰/۹۰۱۸۴	۰ /۰۹۳۷۶	۰/۱۰۱۶۱

نماد	کوپیک		کریستوفرسن	
	آماره	مقدار معنی‌داری	آماره	مقدار معنی‌داری
کفرا	۴ /۵۱۱۰۳	۰ /۰۵۰۷۲۱	۴ /۹۹۷۱۴۶	۰ /۰۶۰۲۴۱
ختوقا	۰ /۰۶۰۶۴۲	۰ /۸۰۵۴۸۳	۰ /۷۹۴۰۱	۰ /۶۷۲۳۳۱
شگل	۰ /۳۴۶۳۳۹	۰ /۵۵۶۱۹۳	۰ /۸۴۹۱۴۸	۰ /۶۵۴۰۴۸
حفاری	۰ /۱۷۳۸۹	۰ /۶۷۶۶۷۷	۰ /۷۸۶۷۶۵	۰ /۶۷۴۷۷۱
بکام	۲ /۲۶۱۴۵	۰ /۱۳۲۶۳	۳ /۷۲۱۳۶	۰ /۱۵۵۵۶۷
چکارن	۱ /۹۱۹۷۶	۰ /۱۹۱۸۶	۵ /۳۳۱۶۱	۰ /۰۵۶۷۲
فملی	۲ /۷۶۲۵۴	۰/۱۰۲۴۹	۲ /۰۰۶۴	۰/۷۰۲۰۱
شنفت	۲ /۳۲۶۷	۰/۱۰۱۴۱	۲ /۰۷۳۷۷	۰/۷۰۱۱۲
پسهند	۲ /۷۶۲۵۴	۰/۹۰۲۰۹	۵ /۰۰۶۴	۰/۵۰۲۱۳
خساپا	۰ /۰۶۸۴۰۸	۰ /۷۹۳۶۷	۰ /۴۹۷۴۱۱	۰ /۷۷۹۸۰۹
سخزر	۰ /۵۵۸۳۶	۰ /۷۰۹۵۴	۰ /۵۱۶۸۴	۰ /۶۸۵۴۱
ستران	۴ /۶۲۹۵	۰ /۰۵۱۹۹	۵ /۱۲۰۸۱۲	۰ /۰۵۳۰۲۸
بسویچ	۱ /۷۹۶۴۳۶	۰ /۱۸۰۱۴۴	۴ /۱۷۶۹۶۹	۰ /۱۲۳۸۷۵
پتایر	۳ /۷۹۶۴۳۶	۰ /۰۸۱۰۳	۲ /۵۶۳۸۷۱	۰ /۰۷۱۲
حتاید	۳ /۹۶۲۴۱۹	۰ /۰۵۶۵۲۷	۴ /۴۲۳۵۰۴	۰ /۱۰۹۵۰۹
بترانس	۳ /۱۶۸۸۸	۰/۷۰۲۰۹	۲ /۷۲۲۸۶	۰/۷۰۲۳۲
افرا	۲ /۸۶۵۸۸۳	۰ /۰۸۷۸۶	۵ /۵۹۳۹۷۹	۰ /۰۵۲۴۳۸
غپینو	۱ /۸۷۷۰۵۹	۰ /۱۷۰۶۶۹	۲ /۶۶۶۶۹۸	۰ /۲۶۳۵۹۳
رانفور	۱ /۰۴۱۷۹۲	۰ /۳۰۷۴۰۵	۵ /۸۲۲۴۱۸	۰ /۰۵۴۴۱
شیراز	۲ /۰۲۲۴۸۵	۰ /۱۵۴۹۸۵	۲ /۴۱۵۸۲۵	۰ /۲۹۸۸۲
فرآور	۳ /۱۵۴۸	۰/۶۰۲۵۳	۴ /۰۵۳۹۴	۰/۶۰۲۴۵
قنیشا	۱ /۴۲۷۹۲۳	۰ /۲۳۲۱۰۴	۲ /۰۷۹۱	۰ /۳۵۳۶۱۴
کروی	۰ /۶۸۰۱۴	۰/۷۰۲۵۹	۴ /۱۲۷۵۶	۰/۶۰۲۹۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴. ۵. ۶. ارزیابی ارتباط بین متغیر حباب و ارزش در معرض خطر

درنهایت به‌منظور ارزیابی و پی بردن به ارتباط بین متغیر حباب و ارزش در معرض خطر، از آزمون‌های آماری بارتلت و من ویتنی استفاده شده است. با توجه به جدول ۱۰، مقادیر معنی‌داری در آزمون بارتلت در سطح ۰/۰۵ همگی عدم ارتباط معنی‌دار بین حباب و ارزش در معرض ریسک را بیان می‌کنند (مقادیر کمتر از ۰/۰۵ هستند).

در آزمون من ویتنی مقادیر معنی‌داری بزرگ‌تر از ۰/۰۵ هستند که نشان از عدم وجود تفاوت معنی‌دار بین حباب و ارزش در معرض ریسک است.

جدول ۱۰- آزمون‌های معنی‌داری ارتباط حباب با ارزش در معرض ریسک

نماد	روزهای حباب	آزمون بارتلت (برابری واریانس‌ها)		آزمون من ویتنی (برابری میانگین)	
		آماره کای دو	مقدار معنی‌داری	آماره	مقدار معنی‌داری
دامین	۱۱۱۴	۴/۵۲۲۵	۰/۰۳	۱۱۰۵۵۲۲	۰/۰۹
کساوه	۱۲۰۰	۶/۶۸۷۲	۰/۰۱	۱۱۰۳۴۴۲	۰/۱
خبهمن	۱۲۸۰	۴/۷۴۷۲	۰/۰۳	۱۰۲۴۵۳۸	۰/۴
دالبر	۱۲۴۹	۵/۴۶۴	۰/۰۲	۱۰۳۰۴۳۱	۰/۳
پدرخش	۱۲۴۱	۴/۴۱۶۳	۰/۰۴	۱۰۸۷۳۷۲	۰/۵
چفیبر	۱۲۵۱	۵/۸۷۲۲	۰/۰۲	۱۰۷۷۷۸۱	۰/۵۳
فولاد	۱۲۶۴	۶/۷۲۳۱	۰/۰۱	۱۰۴۱۱۷۹	۰/۱۶
کفرا	۱۲۹۶	۴/۷۰۸۹	۰/۰۳	۱۰۵۴۷۶۹	۰/۲
ختوقا	۱۳۲۴	۴/۴۸۵۵	۰/۰۳	۱۰۹۴۵۹۲	۰/۶۷
شگل	۱۲۵۹	۵/۲۲۲۳	۰/۰۲	۱۱۰۶۲۲۲	۰/۱۵
حفاری	۱۳۱۰	۳/۹۰۶۱	۰/۰۴	۱۰۵۶۱۴۴	۰/۳۶
بکام	۱۳۰۰	۴/۱۰۹۵	۰/۰۳	۱۱۱۷۷۳۷	۰/۰۷
چکارن	۱۲۴۸	۵/۵۹۷۵	۰/۰۲	۱۰۹۹۰۰۷	۰/۱
فملی	۱۳۹۱	۵/۴۱۴۵	۰/۰۲	۱۰۸۸۵۲۹	۰/۱
شنفت	۱۲۵۱	۴/۳۴۲۴	۰/۰۳	۱۱۰۸۷۳۴	۰/۰۸
پسهند	۱۲۹۱	۶/۴۳۱۵	۰/۰۱	۱۰۶۸۶۴۷	۰/۷۵
خساپا	۱۲۵۹	۶/۰۳۲۸	۰/۰۲	۱۱۰۶۸۲۹	۰/۰۶
سخزر	۱۱۷۰	۵/۰۶۸۳	۰/۰۲	۱۰۵۴۳۸۹	۰/۵
ستران	۱۲۷۰	۳/۹۹۴۸	۰/۰۴	۱۱۰۳۳۲۹	۰/۱
بسویچ	۱۲۴۵	۴/۲۰۳۰	۰/۰۳	۱۱۰۸۶۵۶	۰/۰۹
پتایر	۱۲۶۷	۶/۴۳۴۴	۰/۰۱	۱۱۰۵۶۱۱	۰/۰۹
حتاید	۱۲۸۵	۴/۹۸۹۶	۰/۰۲	۱۰۴۳۸۳۴/۵	۰/۸
بترانس	۱۲۸۸	۳/۹۸۴۶	۰/۰۴	۱۰۶۹۶۷۱	۰/۷۹
افرا	۱۲۷۵	۴/۳۵۷۸	۰/۰۳	۱۰۳۵۸۲۴	۰/۳
غپینو	۱۲۶۵	۴/۳۲۴۴۵	۰/۰۴	۱۱۰۳۹۹۸	۰/۱

نماد	روزهای حباب	آزمون بارتلت (برابری واریانس‌ها)		آزمون من ویتنی (برابری میانگین)	
		آماره کای دو	مقدار معنی‌داری	آماره	مقدار معنی‌داری
رانفور	۱۱۳۴	۵/۰۳۲۴	۰/۰۲	۱۰۵۴۴۲۶	۰/۳
شیراز	۱۱۷۰	۴/۶۶۲۶	۰/۰۳	۱۱۰۱۴۸۵	۰/۰۹
فرآور	۱۲۶۷	۶/۸۲۲۵	۰/۰۱	۱۱۰۲۳۶۰	۰/۰۹
قنیشا	۱۲۶۲	۷/۶۹۴۰	۰/۰۰۸	۱۱۰۲۷۷۲	۰/۰۹
کروی	۱۳۳۸	۵/۲۰۷۵	۰/۰۲	۱۰۵۵۴۷۹	۰/۳۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵- بحث و نتیجه گیری

اساساً موضوع سقوط قیمت سهام پدیده‌ای پیچیده، مبهم، چندوجهی و گسترده است که نمی‌توان با قطعیت آن را به عامل خاصی نسبت داد. براساس مبانی نظری، ریسک سقوط قیمت سهام تحت تأثیر طیفی از عوامل متعدد درونی و بیرونی نظیر متغیرهای مالی (ولی زاده و همکاران، ۱۴۰۱)، استراتژی‌های تجاری (حسن حبیب و مونزر، ۲۰۱۷)، توانایی مدیریتی (کیم و همکاران، ۲۰۱۶)، عدم تقارن اطلاعاتی (بنملچ، ۲۰۲۰)، متغیرهای کلان اقتصادی (محبوبی ۱۴۰۲؛ آکین کوتو، ۲۰۱۳)، ارتباطات سیاسی (ژین و همکاران، ۲۰۱۶)، احساسات سرمایه‌گذاران (ژو، ۲۰۲۰) و ایفای مسئولیت‌های اجتماعی شرکت (دیمیتریس و زکریا، ۲۰۲۱) واقع می‌شود. بااین‌وجود در ادبیات حسابداری و مالی این پدیده به احتکار و انباشت اخبار منفی توسط مدیریت و انتشار و بروز یک‌باره توده اخبار منفی در قالب شوک‌های منفی به بازار و تغییر در باورهای سرمایه‌گذاران نسبت به ارزش ذاتی سهام و متعاقب آن تعدیل شدید قیمت‌ها و سقوط قیمت سهام نسبت داده شده است. ازآنجایی‌که اساساً انسداد اطلاعات نامطلوب و عدم تقارن اطلاعاتی ناشی از آن باعث ایجاد تفاوت بین ارزش ذاتی سهام و ارزش برآورد شده آن به‌وسیله سرمایه‌گذاران می‌شود و از مجرای قیمت‌گذاری نادرست سهام و شکل‌گیری حباب قیمتی، می‌تواند زمینه بروز تصمیم‌گیری‌های نامناسب اقتصادی توسط سرمایه‌گذاران و عدم تخصیص بهینه منابع در اقتصاد را فراهم آورد، ازاین‌رو بررسی ماهیت وابستگی بین پدیده سقوط قیمت سهام و همسویی آن با حباب‌های قیمتی مبتنی بر ساختار قیمت‌گذاری منطقی سهام به‌واسطه تأثیری که بر تصمیمات مرتبط با سرمایه‌گذاری و درک روابط بین ساختار قیمت‌گذاری در شرایط شکل‌گیری حباب قیمتی و احتمال سقوط قیمت‌ها به‌منظور پرهیز از سرمایه‌گذاری احساسی و تشکیل پرتفوی بهینه جهت به حداقل رساندن ریسک سرمایه‌گذاری ایجاد می‌کند، به‌عنوان یک سؤال تجربی حائز اهمیت است. در این راستا در پژوهش اخیر ابتدا با تخمین مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، متغیر حباب برآورد و استخراج گردید. سپس با روش‌شناسی مناسب و با توجه به اینکه در شرایط تلاطم بازار و تحت سرایت‌پذیری، توزیع بازده دارایی‌ها در دنباله‌های پهن ظاهر می‌گردند، از رویکرد ترکیبی مدل گارچ چند

متغیره با توزیع کاپولا به مدل‌سازی ساختار همبستگی و نوسانات بازده سهام شرکت‌های نمونه به‌منظور برآورد مقادیر ارزش در معرض خطر به‌عنوان سنجه سقوط قیمت سهام پرداخته شد. در ادامه، نتایج دو آزمون معتبر بارتلت و من ویتنی نشان داد که ارتباط معناداری بین حباب‌های قیمتی مبتنی بر ساختار قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با مقادیر ارزش در معرض خطر وجود ندارد. به‌عبارت‌دیگر در کشور ما شرایط سقوط قیمت سهام هم‌راستا با حباب‌های قیمتی شکل‌گرفته مبتنی بر قیمت‌گذاری منطقی سهام نمی‌باشد. این نتایج نشان می‌دهد که در شرایط محیطی کشور ما مدل‌های مالی استاندارد که همواره در آن سرمایه‌گذاران غیراحساسی قیمت‌های بازار را وادار به برابر کردن با مطلوبیت مورد انتظار خود می‌کنند، نمی‌توانند بینش کاملی نسبت به ناهنجاری‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها در شرایط سقوط و حباب‌های قیمتی ارائه دهند. با نتایج پژوهش اخیر مشخص گردید که مدل رفتار سرمایه‌گذاران در شرایط محیطی کشور ما با مدل‌های مالی کلاسیک (که احساسات انسانی را مستثنی می‌کند)، همخوانی ندارد و بیشتر به الگوهای مالی رفتاری که مبتنی بر تورش‌ها رفتاری سرمایه‌گذاران و القاء احساسات و هیجانات که به‌عنوان باورهای نادرست در مورد جریان‌های نقدی و ریسک‌های آینده تعریف می‌شود و به‌طور قابل‌توجهی بر قیمت دارایی‌ها تأثیر می‌گذارد و متعاقب آن باعث خروج بازار از تعادل می‌باشد، نزدیک‌تر می‌باشد. به‌طور مشابه شکورنیا و همکاران (۱۴۰۲)، نشان دادند که سویه‌های رفتاری سرمایه‌گذاران به‌ویژه گرایش-های احساسی و رفتار توده‌وار با برهم زدن ثبات و عقلانیت در بازار و ایجاد نوسانات غیرعادی و کاهش کارایی بازار، موجب کاهش عقلانیت تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران گردیده که نتیجه آن منجر به افزایش سقوط قیمت سهام در بازار شده است. به‌عنوان‌مثال در سال ۱۳۹۹ بدون اینکه رویداد اقتصادی خاصی در کشور رخ دهد و درست در اوج شرایط کرونا و تداوم رکود اقتصادی حاکم بر کشور، شاهد هجوم بی‌سابقه سرمایه‌گذاران به بازار سرمایه و اوج شکل‌گیری تصمیم‌گیری‌های مبتنی بر احساسات و رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران بودیم. به‌طور مشابه، در یکی دو سال اخیر و با توجه به شرایط فوق تورمی که در کشور حاکم هست، کماکان شاهد سقوط پی‌درپی قیمت‌ها در بازار سرمایه در هفته‌های متوالی بوده‌ایم به‌نحوی‌که برخی از سهام شرکت‌ها بدون هیچ دلیل بنیادی و منطق اقتصادی و درحالی‌که حباب‌های قیمتی کاملاً تخلیه‌شده‌اند، با قیمتی به‌مراتب پایین‌تر از ارزش ذاتی معامله می‌شوند. تجربیات دوران فرازوفرود بازار سرمایه (به‌ویژه تجربه تاریخی سال ۱۳۹۹ و سال‌های بعدازآن) بیانگر تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران و نگرش احساسی جهت ورود و خروج به بازار می‌باشد که متأسفانه در هر دو وضعیت باعث خروج بازار از حالت تعادل شده اند. علاوه بر نتایج تجربی پژوهش اخیر، مجموع شواهد و تجربیات محیطی هم در شرایط سقوط قیمت‌ها و هم در شرایط حبابی شدن قیمت‌ها، بیانگر غالب بودن فضای هیجانی و گرایش و تبعیت بازار سرمایه به حاکم بودن الگوهای مالی رفتاری به‌جای الگوهای قیمت‌گذاری منطقی می‌باشد. درمجموع شواهد اخیر، مفهوم کارایی بازار را نقض کرده و تأثیر تعصبات روانی بر رفتار سرمایه‌گذاران و قیمت دارایی‌ها را به رسمیت شناخته است. نتایج این پژوهش همسو با پژوهش فنگ و همکاران (۲۰۲۲) و پردومو

استراوچ (۲۰۲۰) می‌باشد. آن‌ها نشان دادند که واکنش قیمت‌های بازار به تغییرات در نرخ تنزیل و فرضیه کارایی بازار هم‌راستا نمی‌باشند.

پیشنهادهای پژوهش و محدودیت‌ها

مبتنی بر یافته‌های پژوهش پیشنهاد می‌گردد که ضمن توجه به برخی نظریه‌های رفتاری کلیدی، برای تکمیل مدل‌های مالی موجود و پیش‌بینی بهتر بازده دارایی‌ها در بازار سرمایه، الگوهای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای رفتاری مورد اهتمام ویژه قرار گیرد. به همین خاطر است که در ادبیات مالی رفتاری، پاردایم قیمت‌گذاری دارایی‌های رفتاری درحال‌توسعه است و در آینده و به‌ویژه در شرایطی که نااطمینانی اقتصادی غالب باشد، شاهد جایگزینی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های رفتاری با مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه ای خواهیم بود. این مدل‌ها با تبیین چگونگی تأثیر احساسات و ترجیحات روانشناسی افراد بر شیوه تصمیم‌گیری آن‌ها شرایط بهتری به‌منظور اتخاذ تصمیمات مرتبط با سرمایه‌گذاری، قیمت‌های بازار و بازده سهام ایجاد می‌کنند و به نظر می‌رسد که با شرایط محیطی کشور ما همخوانی بیشتری داشته باشند. ضمن توجه به مدل‌های رفتاری، به‌طور مشابه پیشنهاد می‌گردد که به‌واسطه عدم برخورداری از دانش پایه بخش گسترده‌ای از سرمایه‌گذاران و همچنین عدم رعایت اصول اولیه سرمایه‌گذاری در بازار پیچیده‌ای مانند بازار سرمایه ایران که بعضاً تحت تأثیر نااطمینانی سیاست‌های کلان اقتصادی و دخالت‌های مستقیم دولت واقع می‌شود، کماکان توصیه اساسی به‌منظور صیانت از منافع سرمایه‌گذاران نه به‌عنوان یک گزینه بلکه به‌عنوان یک ضرورت، تشویق و هدایت به سرمایه‌گذاری غیرمستقیم در بازار سرمایه و افزایش فعالیت فعالان آگاه در بازار به‌منظور بهره‌گیری از خدمات مشاوره تخصصی آن‌ها جهت نقطه ورود و خروج مناسب به بازار می‌باشد تا از این طریق آثار هیجانات و تصمیمات احساسی تا حدودی کنترل گردد. بر این اساس به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌گردد که در پژوهش‌های مشابه، مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای رفتاری را جایگزین و مورد آزمون قرار دهند. همچنین به‌منظور سنجش و پیش‌بینی ریسک سقوط قیمت سهام، از ابزارهای جدید مبتنی بر فناوری اطلاعات مانند هوش مصنوعی و رویکرد داده کاوی که از دقت و قدرت تبیین بالاتری برخوردار هستند، استفاده گردد. درنهایت، با عنایت به اینکه دامنه پژوهش مبتنی بر ایجاب روش‌شناسی پژوهش، محدود به بررسی شرکت‌های نمونه می‌باشد، لذا پیشنهاد می‌گردد که در تعمیم نتایج پژوهش به سایر شرکت‌ها احتیاط لازم به عمل آید.

فهرست منابع

امینی فرد، عباس، ابراهیم زارع و مهرزاد ابراهیمی، (۱۳۹۹)، "قیمت‌گذاری دارایی مالی با استفاده از ریسک حباب قیمتی"، *راهبرد مدیریت مالی*، ۸ (۳۰)، صص ۲۰۱-۲۳۲.

امیری، شادی، مسعود همایونی‌فر، مصطفی کریم‌زاده و محمدعلی فلاحی، (۱۳۹۴)، "بررسی همبستگی پویا بین دارایی‌های عمده در ایران با استفاده از روش DCC-GARCH"، *پژوهش‌های اقتصادی*، ۲ (۱۵)، صص ۱۸۳-۲۰۱.

باباجانی، جعفر، محمدتقی تقوی فرد و امین غزالی، (۱۳۹۷)، "ارائه چارچوبی جهت سنجش و پیش‌بینی ریسک سیستمی با رویکرد ارزش در معرض خطر شرطی"، *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۱ (۳۹)، صص ۱۵-۳۶.

بادآورنهندی، یونس، هیوا خجسته و غفور شریف‌زاده، (۱۳۹۷)، "نقش تعدیل‌گری ارزش‌گذاری نادرست سهام بر رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و ساختار سرمایه"، *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۰ (۳۷)، صص ۵۳-۸۳.

شکورنیا، روژین، محسن دستگیر و افسانه سروش یار، (۱۴۰۲)، "بررسی تأثیر گرایش مای احساسی و رفتار توده‌وار سهامداران بر ریسک سقوط قیمت سهام"، *پیشرفت‌های مالی و سرمایه‌گذاری*، ۴ (۳)، صص ۱۳۱-۱۵۲.

راسخی، سعید، میلاد شهراز و زهرا میلا علمی، (۱۳۹۵)، "تعیین دوره‌های حباب قیمتی: یک مطالعه موردی برای بازار بورس اوراق بهادار تهران"، *اقتصاد مقداری*، ۱۳ (۳)، صص ۲۵-۵۵.

طاهری، ماندانا و نفیسه حدادی، (۱۴۰۱)، "تأثیر جریان مای نقد آزاد بر ریسک سقوط قیمت سهام با تأکید بر نقش تعدیلی هموارسازی سود در شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران"، *چشم انداز مدیریت مالی*، ۱۲ (۴۰)، صص ۲۹-۴۸.

طباطبایی، سیده زهرا، سیدعباس هاشمی و هادی امیری، (۱۳۹۹)، "تأثیر افشای ریسک و انواع آن بر ریسک سقوط قیمت سهام"، *پیشرفت‌های حسابداری*، ۱۲ (۲)، صص ۱۳۳-۱۷۱.

فخاری، حسین و مهراب نصیری، (۱۳۹۹)، "تأثیر عملکرد شرکت بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام"، *راهبرد مدیریت مالی*، ۸ (۳۰)، صص ۴۳-۶۲.

محبوبی، هادی، مرجان دامن کشیده، هوشنگ مومنی وصالیان و شهریار نصابیان، (۱۴۰۲)، "تأثیر شاخص‌های کالن اقتصادی بر نوسانات بازده سهام"، *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۵ (۳)، صص ۱۹۹-۲۱۸.

موسوی، میرحسین، حسین راغفر و منصوره محسنی، (۱۳۹۵)، "برآورد ارزش در معرض خطر سبد سهام با استفاده از روش گارچ کاپولای شرطی"، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۸ (۵۴)، صص ۱۱۹-۱۵۲.

مومنی یانسری، ابوالفضل، (۱۴۰۲)، "وضعیت مالی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام؛ اهمیت کیفیت کنترل داخلی شرکت‌ها"، *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۵ (۴)، صص ۱۵۷-۱۷۴.

ولی زاده، فرزانه، امیر محمدزاده، محسن صیقلی و محسن ترابیان، (۱۴۰۱)، "طراحی مدلی برای پیش‌بینی ریسک سقوط قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران"، *راهبرد مدیریت مالی*، ۱۰ (۳۸)، صص ۱۶۱-۱۸۶.

Akinkuotu, O. K. (2013), "Comparative Impact of Fiscal and Monetary Shocks on Stock Market Performance in Nigeria, a Post Field Report Presented at the African Economic Research Consortium (AERC)", Bi-Annual Conference in Nairobi, Kenya.

Andreou, P.C., Antoniou, C., Horton, J. and Louca, C. (2016), "Corporate Governance and Firm-Specific Stock Price Crashes", European Financial Management, 22 (5), pp. 916-956. https:/ / doi.org/ 10.1111/ eufm.12084.

Avery, C. and Zemsky, P. (1998), "Multidimensional Uncertainty and Herd Behavior in Financial Markets", American Economicreview, 88(4), pp.724-748.http:/ / nrs. Harvard. Edu/ urn-3:HUL. Instrepos: 41426687.

Barro, R. ang Ursua, J. (2017), "Stock-Market Crashes and Depressions", Research in Economics, 71(3), pp.384-398. https:/ / doi. org/ 10.1016/ j.rie.2017.04.001.

Benmelech, E., Kandel, E. and Veronesi, P. (2010), "Stock-Based Compensation and CEOdis Incentives", The Quarterly Journal of Economics, 125(4), pp. 1769–1820.https:/ / doi. org/ 10.1162/ qjec.2010.125.4.1769.

Blanchard, O. and Watson, M. (1982), "Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets, In P. Wachtel", Crises in the Economic and Financial Structure, pp. 295–316, LexingtonBooks.http:/ / www.nber.org/ papers/ w0945.

Boqiang, L., & Nan, W. (2023), "Climate Risk Disclosure and Stock Price Crash Risk: The Case of China", International Review of Economics & Finance,83(C), pp. 21–34. https:/ / doi.org/ 10.1016/ j.iref.2022.08.007.

Chauhan, Y., Kumar, S. and Pathak, R. (2020), "Stock Liquidity and Stock Prices Crash-Risk: Evidence from India", The North American Journal of Economics and Finance, 41, pp.70–81.https:/ / doi. org/ 10.1016/ j. najef. 2017.04.003.

Chen, J., Hong, H. and Stein, J. (2001), "Forecasting crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices", Journal of Financial Economics, 61(3), pp. 345–81.https:/ / doi.org/ 10.1016/ S0304-405X(01)00066-6.

Chen, J., Hong, H. and Stein, J. (2001), "Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices", Journal of Financial Economics, 61 (3), pp. 345-381.https:/ / doi.org/ 10.1016/ S0304-405X(01)00066-6.

Dumitrescu, A. and Zakriya, M. (2021), "Stakeholders and the Stock Price Crash Risk: What Matters in Corporate Social Performance"?, Journal of Corporate Finance,67(101871), pp. 48. https:/ / doi.org/ 10.1016/ j.jcorpfin.2020.101871.

Fang, Y., Yuan, J., Yang, J. J. and Ying, S. (2022), "Crash-Based Quantitative Trading Strategies: Perspective of Behavioral Finance", Finance Research Letters, pp. 45, https:/ / doi. org/ 10.1016/ j.frl.2021.102185.

Jarrow, R. (2018), "An Equilibrium Capital Asset Pricing Model in Markets with Price Jumps and Price Bubbles", Quarterly journal of finance,8(2), pp. 185-200. https:/ / doi.org/ 10.1142/ S2010139218500052.

Jin, H., Gong, M., Lin, Y. and Fang, Q. (2016), "Political Connections and Stock Price Crash risk: Evidence from China", Economics Letters, 147 (C), pp. 90-99. https:/ / doi.org/ 10.1016/ j.econlet.2016.08.024.

Habib Hasan, A. and Monzur, M. (2017), "Business Stertegy, Overvalued Equities and Stock Price Crash Risk", Research in International Business and Finance, 39 (A), pp. 389-405. http:/ / doi.org/ 10.1016/ j.ribaf. 2016. 09.011.

Harper, J., Johnson, G. and Sun, L. (2020), "Stock Price Crash Risk and CEO Power: Firm-level analysis", Research in International Business and Finance, 51 (C), http:/ / doi.org/ 10. 1016/ j.ribaf.2019. 101094.

Hong, H. and J. Stein. (2003), "Differences of Opinion, Short-Sales Constraints, and Marketcrashes", The Review of Financial Studies, 16 (2), pp. 487–525.https:/ / doi. org/ 10.1093/ rfs/ hhg006.

Hu, J., Li, S., Taboada, A. G. and Zhang, F. (2020), "Corporate Board Reforms Around the World and Stock Price Crash Risk", Journal of Corporate Finance, 62(C), .https:/ / doi. org/ 10.1016/ j.jcorpfin.2020.101557.

Hutton, A. P., Marcus, A. J. and Tehranian, H. (2009), "Opaque Financial Reports, R2, and Crash Risk", Journal of Financial Economics, 94(1), PP. 67–86. https:/ / doi. org/ 10.1016/ j. jfineco.2008.10.003.

Kim, J.B., Wang, Z. and Zhang, L. (2016), "CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk", Contemporary Account Research, 33(4), pp. 1720–1749. https:/ / doi.org/ 10.1111/ 1911-3846.12217.

Kothari,s.p., shu,s. and wysocki,p.d. (2009), "Do Managers with Hold Bad News"?, Journal of Accounting Research, 47(1), pp. 241-276. https:/ / doi. org/ 10.1111/ j.1475-679X. 2008. 00318.x.

Lang,W. and Yiling, Z. (2023), "Nonfinancial Indicators in Identifying Stock Price Crash Risk", Finance Research Letters, 52(C), https:/ / doi.org/ 10.1016/ j.frl.2022.103513.

Ni, X. and Zhu, W., (2020), "Short-Sales and Stock Price Crash Risk: Evidence from an Emerging Market", Economics Letters, 144 (C), pp. 22–24. https:/ / doi.org/ 10.1016/ j.econlet. 2016.04.029.

Ouzan, S. (2020), "Loss Aversion and Market Crashes". Economic Modelling. 92(C), pp. 70-86. https:/ / doi.org/ 10.1016/ j.econmod.2020.06.015.

Perdomo Strauch, A. A. (2020), "Bubbles and Crashes: A Laboratory Experiment", The Journal of Economic Asymmetries, 21(C), pp. 100-134. https:/ / doi.org/ 10.1016/ j. jeca.2019. e00134.

Robin, A. and Zhang, H. (2015), "Do Industry-Specialist Auditors Influence Stock Price Crash Risk"?, Auditing: A Journal of Practice & Theory, 34(3), pp. 47-79.https:/ / doi.org/ 10. 2308/ ajpt-50950.

Sheu, H.J and Chien, L. C. (2012), "Systemic Risk in Taiwan Stock Market", Journal of Business Economics and Management, 13(5), pp. 895–914. doi:10.3846/ 16111699.2011.620168.

Trapp, M. and Claudio ,W. (2013), "Transatlantic Systemic Risk", Journal of Banking & Finance, 37 (11), pp. 4241-4255. 10.1016/ j.jbankfin.2013.07.024.

Xing, D.Z., Li, H.F., Li, J.C. and Long, C. (2021), "Forecasting Price of Financial Market Crash Via a New Nonlinear Potential GARCH model", Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications, 566(C), https:/ / doi. org/ 10.1016/ j. physa.2020.125649.

Xu, L., Rao, Y., Cheng, Y. and Wang, J. (2020), "Internal Coalition and Stock Price Crash Risk", Journal of Corporate Finance, 64(C). https:/ / doi.org/ 10.1016/ j.jcorpfin.2020.101640.

Zhou, W., Zhong, G.Y., Leng, N., Li, J.C. and Xiong, D.P. (2019), "Dynamic Behaviors and Measurements of Financial Market Crash rate", Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications, 121427. https:/ / doi:10.1016/ j. physa.2019.121427.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Judgment and Decision Making in Accounting
Vol. (3) Issue (10) Summer 2024
Abstract

https://sanad.iau.ir/journal/jdaa/Article/1079813

Modeling The Dependency of Stock Price Carsh with Approach on The Conditional Copula -Garch Function and Its Relationship with The Rational Stock Pricing Structure

Vali Khodadadi[1]
Soheila Lashgarara[2]
Ismail Mazaheri[3]
Mohammad Ayati Mehr[4]

Received: 20/ April/ 2024 Accepted: 31y / May / 2024

Abstract

The current research has been done with the aim of modeling the dependence of stock price carsh with emphasis on the conditional Copula-Garch function and its relationship with price bubbles based on the rational stock pricing structure in the Iranian capital market. In order to investigate and analyze the research questions, the data related to 30 companies admitted to the Tehran Stock Exchange for the period of 2010 to 2021 were extracted and used to test the research questions. In this research, first, the variable of price bubbles was estimated and extracted by estimating of the capital assets pricing models.Then, in order to model the correlation structure and stock return fluctuations of the sample companies, the multivariate GARCH model of dynamic conditional correlation approach with copula distribution was used. In the following, using the modeling output, the value at risk was calculated as a criterion for assessing the fall in stock prices. The results of the research showed that there is no significant relationship between stock price falls and bubbles based on the rational stock pricing structure. In other words, in the environmental conditions of our country, the condition of falling stock prices in line with the formed price bubbles is not based on rational stock pricing.

Keywords: Stock Price Crash, Price Bubbles, Capital Asset Pricing Model, Copula Function.

1 Department of Accounting, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. (Author). Vkhodadadi@scu.ac.ir
2 Department of Accounting, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran S.lashgarara@gmail.com
3 Department of Accounting, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran e.mazaheri@scu.ac.ir
4 Department of Management, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran m.ayati@scu.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org