فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال هشتم/ شماره سی‌ام/ تابستان ۱۳۹۸

مدلسازی ساختارهای وابستگی اجزای سیستم مالی ایران با رویکرد ARMA - APGARCH - Vine - Copula

سهیل خلیلی
دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشگاه تهران (نویسنده مسئول)
soheil63firooz@yahoo.com

رضا تهرانی
عضو هیات علمی، استاد گروه مدیریت مالی و بیمه دانشگاه تهران
Rtehrani@ut.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۹/۱۰ تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۱/۱۵

چکیده

در این مقاله با بکارگیری رویکرد واین کاپیولا و با استفاده از مشاهدات روزانه از شاخص های بانک، بیمه، سرمایه گذاری ها و سایرمالی در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ای 8 ساله، شواهدی دال بر ارتباط معنی دار و متقارن میان زیر بخش های شاخص مالی بورس اوراق بهادار تهران به دست آمده است. پس از جمع آوری داده ها و محاسبه بازدهی پیوسته گروه ها و پس از برآورد توزیع حاشیه ای نرخ های بازدهی هریک از شاخص ها با استفاده از مدل ARMA-APGARCH و با فرض پیروی مقادیر باقیمانده استاندارد از توزیع تی استیودنت چوله، ساختار وابستگی شاخص های مورد بررسی در قالب ساختارهای R-Vine مدلسازی گردید. با استفاده از یافته های پژوهش و به عنوان کاربرد ساختارهای واین کاپیولا در مدیریت ریسک سبدهای سرمایه گذاری، تخمین سنجه ارزش در معرض خطر با استفاده از این روش به نتایج قابل قبولی منجر شده است.

واژه‌های کلیدی: ساختار وابستگی، توابع کاپیولا، ساخت زوجی واین کاپیولا، ارزش در معرض خطر.

۱- مقدمه

مدلسازی و درک وابستگی میان بازده دارایی های مالی نقشی اساسی در تخصیص دارایی ها و صورت بندی استراتژی های سرمایه گذاری دارد. مدیریت ریسک های مالی به شکل ویژه ای تحت تاثیر وابستگی میان دارایی ها و بازارهای مالی است و به همین خاطر مدلسازی و کمی سازی ساختار و میزان وابستگی بازارها و دارایی های مالی برای سرمایه گذاران امری ضروری است. یکی از سنجه های بسیار معمول برای اندازه گیری وابستگی میان دو متغیر، محاسبه ضریب همبستگی خطی است که بر مبنای فرض زیربنایی پیروی توام دو متغیر از توزیع های گاوسی بنا نهاده شده است. همانگونه که با مراجعه به پژوهش هایی مانند لانجین و سولنیک (۲۰۰۱)، کارمان و هررا (۲۰۱۴) و سایر پژوهش هایی که تا کنون در حوزه مدلسازی وابستگی های مالی انجام شده اند می توان دریافت، داده های مالی معمولا از توزیع های گاوسی و یا توزیع نرمال پیروی نمی کنند و به همین خاطر اتکای صرف بر ضریب همبستگی به عنوان سنجه اندازه گیری وابستگی میان متغیرهای مالی اغلب اوقات به نتایج گمراه کننده ای منجر می شود. همانگونه که در بحران مالی اخیر نیز مشاهده شد، هم تغییری میان متغیرهای مالی و بازده دارایی های مالی در شرایط سقوط بازار در مقایسه با شرایط صعود بازار، به شکل چشمگیری تقویت می شود. به عبارت دیگر ساختار وابستگی میان دارایی ها و بازارهای مالی ساختاری نامتقارن است. در واقع چنین خاصیتی که در ادبیات مالی عدم تقارن همبستگی و یا وابستگی دم چپ توزیع بازدهی ها نامیده می شود، به معنی بطلان فرض پیروی نرخ های بازدهی از توزیع های با مقاطع بیضوی است. علاوه بر این، ضرایب همبستگی خطی تنها میزان وابستگی میان دارایی ها و یا بازارهای مالی و یا به عبارت دیگر شدت ارتباط میان آنها را می سنجند و اطلاعاتی در خصوص ساختار وابستگی میان متغیرهای مالی یعنی نحوه رابطه میان دارایی ها و بازارهای مالیدر شرایط گوناگون به دست نمی دهند. ابزاری که برای غلبه بر این کاستی طراحی شده و جوامع پژوهشی مالی و اقتصادی خود را به ان مجهز کرده اند کاپیولا[1] نام دارد. کاپیولاها ابزاری ایده آل برای مطالعه همزمان میزان و ساختار وابستگی میان متغیرهای مالی هستند. قابلیت توابع کاپیولا برای مدلسازی و تخمین توزیع های چند متغیره از قضیه اسکلار (۱۹۵۹) نتیجه شده است. بر مبنای این قضیه هر توزیع توامی را می توان به توزیع های حاشیه ای آن و تابعی مانند C که مسئول به تصویر کشیدن ساختار وابستگی است، تفکیک نمود. همچنین می توان گفت که هر تابع کاپیولایی با ترکیب توزیع های حاشیه ای و وابستگی میان متغیرها، یک توزیع توام چند متغیره تولید می کند. راز جذابیت کاپیولاها در همین نکته نهفته است، چرا که با استفاده از توابع کاپیولا می توان رفتار توزیع های حاشیه ای یک متغیره هر یک از متغیرهای تصادفی را به صورت مجزا از وابستگی میان متغیرهای تصادفی مدلسازی کرد.(گروبر، ۲۰۱۴)

پژوهش هایی مانند، جو (۱۹۹۷)، نلسن (۱۹۹۹)، الکساندر (۲۰۰۸) چئونگ (۲۰۰۹) و پاتون (۲۰۰۶) نمونه های خوبی از کاربرد توابع کاپیولا در علوم مالی هستند. اگر چه انواع مختلفی از توابع کاپیولای دو متغیره در دست است که هر یک می توانند الگوهای وابستگی پیچیده و در عین حال انعطاف پذیری را در متغیرهای مالی مدل سازی نماید، هنگام انتخاب میان توابع کاپیولای چند متغیره ($n>2$) با انتخاب های زیادی روبرو نیستیم. برای غلبه بر این محدودیت، نخستین بار جو (۱۹۹۶) روشی که آن را ساخت کاپیولاهای زوجی[2] (PCC) نامید،

به جوامع پژوهشی ارائه نمود. پس از ارائه این روش محققین دیگری مانند بدفورد و کوک (۲۰۰۱)، کورووِیکا و کوک (۲۰۰۶) روش ارائه شده توسط جو (۱۹۹۶) را توسعه داده و در تکامل آن کوشیدند. ساختارهای وایـن از دل این تلاش ها برای توسعه و و گسترش روش PCC بیرون آمده اند.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

- **توابع کاپیولا و قضیه اسکلار**

به اعتقاد کورویکا و همکاران (۲۰۱۲) مسئولیت ارائه مدل های کاپیولا به عنوان ابزاری مفید و پرکـابرد در زمینه علوم مالی را می توان به جو (۱۹۹۷) و نلسن (۲۰۰۶) نسبت داد. واژه کاپیولا نخستین بار توسط اسکلار[۳] (۱۹۵۹) و در زمینه امار و ریاضی و در قالب قضیه ای که به نام او قضیه اسکلار نامیده می شود، مورد اسـتفاده قرار گرفت. همانگونه که فیشر (۱۹۹۷) در دانشنامه علوم آماری اظهار می دارد، کاپیولاها به دو دلیل مورد اقبال عمومی قرار گرفته اند، نخست به این خاطر که کاپیولاها سنجه ای فارغ از مقیاس برای ارزیابی میزان پیوستگی و رابطه میان متغیرهای تصادفی هستند و دوم اینکه کاپیولاها نقطه آغازی بـرای سـاختن خـانواده ای از توزیـع های دوگانه و چندگانه به حساب می آیند. (فیشر، اشلوتر و ویگرت،۲۰۰۹) سودمندی توابع کـاپیولا، بـه عنـوان ابزاری برای مدلسازی ساختار های وابستگی مقطعی بین متغیرهای تصـادفی، از قابلیـت ایـن توابـع در تفکیـک توزیع های حاشیه ای از وابستگی توام میان متغیرها سر چشمه می گیرد. کاپیولاهای زوجی را می توان به ایـن صـورت تعریـف کـرد: اگـر X و Y متغیرهـای تصـادفی پیوسـته ای بـا توابـع توزیـع $F(x) = P(X \le x)$ و $G(y) = P(Y \le y)$ و تابع توزیع توام $H(x,y) = P(X \le x, Y \le y)$ باشند، برای هر زوج ماننـد (x,y) در فضـای $[-\infty,\infty]^2$ نقطه ای در فضای I^3 $(I = [0,1])$ بـا مختصـات $(F(x), G(y), H(x,y))$وجـود دارد. ایـن نگاشـت از فضای I^2 به فضای I را کاپیولا می نامند. *به عبارت دیگر، کاپیولا تابعی است با دامنه I^2 و بـرد I $(C: I^2 \to I)$ به گونه ای که به ازای همه مقادیر $x \in I$* روابط زیر برقرار باشد.

رابطه ۲ $$C(0,x) = C(x,0) = 0$$

رابطه۱ $$C(1,x) = C(x,1) = x$$

همچنین در توابع کاپیولا و به ازای تمام مقادیر $a, b, c, d \in I$ که $a \le b, c \le d$ رابطه زیر همیشه برقرار است:

رابطه ۳ $$V_C([a,b] \times [c,d]) = C(b,d) - C(a,d) - C(b,c) + C(a,c) \ge 0$$

تابع V_C در رابطه بالا را حجم مستطیل $[a,b] \times [c,d]$ تحت تابع C می نامند. (نلسن،۲۰۰۶)

در حالت چند متغیره، می توان توابع کاپیولا را توابعی دانست که اطلاعـات راجـع بـه سـاختار وابسـتگی میـان $n > 2$ متغیر تصادفی $X_1, X_2, \dots, X_n$را در هم تلفیق می کند. (کورویکا وجو، ۲۰۱۱)

قضیه اسکلار (۱۹۵۹) به عنوان قضیه ای بنبادین در مدلسازی کاپیولا، نشان می دهد که چگونـه توزیـع هـای چندگانه یک مجموعه از داده ها را می توان به توابع کاپیولا و توزیع های حاشیه ای تک تـک داده هـا تفکیـک کرد. این قضیه در زمینه مدلسازی آماری توابع توزیع چند متغیره نقشی با اهمیت ایفا می کند و مبنای سـاخت توابع کاپیولای زوجی قرار می گیرد. بر مبنای قضیه اسکلار، اگر H تابع توزیعی دو بعدی، با توزیع هـای حاشـیه ای F و G باشد، انگاه تابع کاپیولایی مانند C وجود دارد به گونه ای کـه $H(x,y) = C(F(x), G(y))$. همچنـین به ازای هر تابع توزیعی مانند F و G و هر تابع کاپیولایی مانند C تابع H تـابع توزیـع تـوامی بـا دو تـابع توزیـع حاشیه ای F و G خواهد بود. اگر توابع F و G پیوسته باشند آنگاه تابع C تابعی منحصر به فرد خواهد بود.

$$H\left(F^{-1}(u), G^{-1}(v)\right) = C(u,v)$$ رابطه ۲

در رابطه بالا F^{-1} وارون پیوسته از راست-محدود از چپ [۴] تابع F است.اگر متغیرهای تصادفی X و Y متغیرهای تصادفی پیوسته ای با توابع توزیع بالا باشند، آنگاه C تابع توزیع توام متغیرهای تصادفی $F(X)$ و $G(Y)$ با توزیـع های یکنواخت است.

- **ساختارهای واین (تاکواره ای)**

در کنار توجهی که در دهه گذشته به توابع کاپیولای دو متغیره برای مدلسازی روابط میان متغیرهای مـالی و اقتصادی شده است، ساختارهای مبتنی بر ساختار های سلسله مراتبی[۵] از کاپیولاهای زوجی نیـز اخیـرا مـورد استقبال جامعه پژوهشی علوم مالی و اقتصادی قرار گرفته است. همچنین در سالهای اخیر، کاربردهای کاپیولا در زمینه مدل های سری زمانی نیزگسترش یافته است. مشکل اصلی در مدلسازی های چند متغیره بـا اسـتفاده از توابع کاپیولا، شناسایی توابع کاپیولای مناسب برای مدلسازی های چند متغیره است. کاپیولاهای چنـد متغیـره استاندارد مانند کاپیولاهای چند متغیره گاوسی و تی استیودنت و یـا کاپیولاهـای ارشمیدسـی چنـد متغیـره از فقدان انعطاف پذیری در مدلسازی ساختار وابستگی میان تعداد زیادی از متغیرها رنج می برند. به عنوان روشـی جایگزین برای مدلسازی الگوهای وابستگی چند متغیره، ساخت کاپیولاهای زوجی در قالـب سـاختارهای وایـن، نخستین بار توسط جو (۱۹۹۶) ارائه گردید. واین ها سـاختارهای گرافیکـی انعطـاف پـذیری هسـتند کـه بـرای توصیف توزیع های توام چند متغیره از سلسله ای از کاپیولاهـای زوجـی اسـتفاده مـی کننـد. همچنـین، آس و همکاران (۲۰۰۹) در خلاقیتی کلیدی و راهگشا در مدلسازی وابستگی های چند متغیره، سلسله ای از کاپیولهای زوجی، موسوم به ساختارهای C-Vine و D-Vine ارائه نمودند. این دو ساختار واین بـه طبقـه گسـترده تـری از ساختارهای واین موسوم به ساختارهای R-Vine تعلق دارند. ساختار های وایـن در قالـب مـدل هـای گرافیکـی تئوریک، تعیین می کنند که چه متغیرهایی در چه جایگاهی می بایست در سـاخت کاپیولاهـای زوجـی مـورد استفاده قرار بگیرند، به نحوی که ساختار حاصل به بهترین نحو ممکن ساختار وابستگی و تغییرات توام مجموعه متغیرهای مورد بررسی را منعکس نماید. به عبارت دیگر واین ها ابزاری برای بر چسب گذاری محـدودیت هـای

چینش متغیرهای تصادفی در توزیع های با ابعاد بالا هستند. هر ساختار واینی مانند V مجموعه ای است مرکب از درخت های به هم مرتبطی مانند $T_1, T_2, \dots . T_{n-1}$ که شاخه های هر درختی مانند j ، گره های آغاز کننده درخت بعدی $j+1$ هستند. ساختارهای متعارف واین (R-Vine) به ازای n متغیر، ساختاری است که در آن $E(V) = E_1 \cup \dots \cup E_{n-1}$ معرف مجموعه شاخه های V است به گونه ای که:

۱) $V = \{T_1, T_2, \dots . T_{n-1}\}$ (هر ساختار واین مجموعه ای درخت های متوالی است)

۲) T_1 درختی است با گره های $N_1 = \{1,2, \dots, n\}$ و شاخه های E_1، به ازای $i = 2, \dots, n-1$، T_i درختی است با گره های $N_i = E_{i-1}$ (به جز درخت اول، شاخه های درخت قبلی، گره های آغازین درخت بعدی است.)

۳) (قاعده مجاورت) به ازای $i = 2, \dots, n-1$ و $\{a, b\} \in E_i$ خواهیم داشت $E_i \# a \Delta b$. منظور از Δ عملگر تفاضل متقارن و $\#$ عدد اصلی مجموعه است.

هر شاخه در درخت T_j زوجی مرتب نشده از گره های T_j همان درخت و یا به عبارت دیگر، زوجی مرتب نشده از شاخه های درخت T_{j-1} است. مرتبه هر گره در هر درخت مانند T_j با تعداد شاخه های متصل به ان گره برابر است. هر ساختار واین معمولی به شرطی که دارای درختی مانند T_j با گره منحصر به فردی با مرتبه n-1 باشد، واین کانونی C-Vine نامیده می شود. در صورتی که تمامی گره های تشکیل دهنده درخت های ساختار واین دارای مرتبه حداکثر ۲ باشند، ساختار واین حاصل، واین قابل ترسیم D-Vine نامیده می شود. (کوک و همکاران،۲۰۱۱)

هر ساختار R-Vine بین n متغیر تصادفی، شامل $\frac{n(n-1)}{2}$ شاخه است. برای تشکیل دادن اولین درخت ساختار واین به شناسایی $n-1$ کاپیولای دو متغیره غیر شرطی نیاز داریم. چگالی ساختار *R-Vine* کاپیولا با تخصیص کاپیولاهای دو متغیره مناسب به شاخه های ساختار *R-Vine* بیان می شود. (بدفورد وکوک، ۲۰۰۱)

۲-۱- پیشینه تجربی تحقیق

ساختارهای سلسله مراتبی ساخته شده از توابع کاپیولای زوجی، اخیرا در زمینه های گوناگونی در رابطه با مدلسازی های چند متغیره استفاده شده است. مواردی از کاربرد ساختارهای واین کاپیولا در علوم مالی عبارتند از:

۱) مک آلیر، پاول و سینگ (۲۰۱۷) ساختار R-Vine را برای مطالعه وابستگی های متقابل بازار بزرگ مالی اروپا در قالب شاخص های انفرادی هر یک از بازارها و شاخص ترکیبی یورو استاکس ۵۰ و شاخص متوسط صنعتی داو جونز به کار گرفتند. نمونه انتخابی این پژوهشگران بین سالهای ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۳ مطالعه نحوه تغییر همبستگی میان بازاهای مورد بررسی را در شرایط اقتصادی مختلفی امکان پذیر ساخت. نتایج حاصل از این تحقیق حکایت از ان دارد که همبستگی میان بازارهای مالی به گونه ای پیچیده تغییر می کند.

۲) سوکچارون و لیثام (۲۰۱۷) نحوه بکارگیری رویکرد واین کاپیولا برای تخمین نسبت پوشش ریسک چند دوره ای برای پوشش ریسک نامطلوب شرکت های پالایشی را، با استفاده از داده های هفتگی قیمت نقدی و

آتی نفت خام WTI ، گازوئیل و نفت کوره در دوره زمانی ۱۹۸۶ تا ۲۰۱۵ بررسی نمودند. به اعتقاد پـژوهش گران مذکور، کاپیولاهای واین در به تصویر کشیدن ویژگی های منحصر به فـرد فـراورده هـای نفتـی ماننـد چولگی و دم پهن توزیع های حاشیه ای هر یک از محصولات نفتی هچنین وابستگی دنباله ای متنوع میـان این محصولات دارای مزیت هستند.

۳) ژنگ و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از داده های مربوط به ۱۰ شاخص سهام بین المللی بین سـالهای ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۳ به مدلسازی ساختار وابستگی میان بازارهای سهام با استفاده از رویکردهای C-Vine، D-vine و R-Vine پرداختند. پس از انجام این مرحله، پژوهشگران مذکور با استفاده از روش شبیه سازی مونت کارلو بـه محاسبه و پیش بینی ارزش در معرض خطر (VaR) و ارزش در معرض خطر شرطی (CVaR) بـرای سـبدی هم وزن متشکل از شاخص های بین المللی دهگانه ، بر پایه ساختار وابسـتگی تخمـین زده شـده برمبنـای توابع کاپیولا و ساختارهای واین کاپیولا پرداختند و دقت محاسبات مربوط به ارزش در معرض خطر و ارزش در معرض خطر شرطی با استفاده از آماره های مختلف کریستوفرسن (۱۹۹۸) مورد سنجش قرار گرفت.

۴) بن صیدا (۲۰۱۷) با استفاده از تابع کاپیولای متقارن جو، کلایتون که قادر به شناسایی وابستگی های دنباله ای دم سمت چپ و راست است و با اسفاده از ساختارهای C-Vine و D-Vine به ایجاد و مدل سازی فراینـد رژیم سویچینگ مارکوف اقدام نمود و مدل خود را روی دوازده ورقه قرضه دولتی شامل اوراق ایالات متحده و یازده دولت اروپایی پیاده سازی کرد. نتایج حاصل از این تحقیق حکایت از ان دارد که مدل هـای کـاپیولا رژیم سوئیچینگ پویایی مستتر در وابستگی میان داده ها را بهتر از کاپیولاهایی کـه بـا فـرض رژیـم واحـد مدلسازی می شوند، منعکس می کند.

۵) ریاض الوی و محمد بن عایشه (۲۰۱۶) با بکارگیری رویکرد واین کاپیولا به بررسی رابطه پویای میان انرژی، سهام و ارز پرداختند. با استفاده از نمونه ای مرکب از بازدهی های ۱۰ ساله نفت خام، شـاخص داو جـونز و شاخص وزنی دلار پژوهشگران به شواهدی دال بر رابطه ای معنی دار و متقارن میان این سه دارایـی دسـت یافتند. همچنین، با تقسیم دوره بررسی به دو قسمت قبل و بعد از بحران مالی، دریافتنـد کـه رابطـه میـان بازدهی های این سه دارایی در طول زمان ثابت نیست و ساختار وابسـتگی تحـت تـاثیر بحـران مـالی سـال ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹ قرار دارد.

۶) ربوردو و اگولینی (۲۰۱۵) با مطالعه ساختار وابستگی چندگانه میان چهار فلز گرانبها (طلا، ننقره، پلاتـین و پالادیوم) به بررسی سرریز مطلوب و نامطلوب قیمتی میان آنها بـا اسـتفاده از سـاختارهای وایـن کـاپیولا و محاسبه ارزش در معرض خطر مطلوب و نامطلوب پرداختند. بنا بـر یافتـه هـای ایـن پژوهشـگران سـاختار وابستگی میان فلزات مذکور با یکدیگر متفاوت بوده و هـر یـک از انهـا وابسـتگی دنبالـه ای و میـانگین بـه خصوصی دارد. بر اساس یافته های این پژوهش، شواهدی دال بر سرریز مطلـوب و نـامطلوب قیمتـی میـان فلزات گرانبها مشاهده شدکه اندازه و اهمیت ان در فلز های مختلف متفاوت است.

۷) برخمان، سزادو و پاترلینی (۲۰۱۴)، در پژوهش خود با استفاده از داده های مربوط به ۳۳ بانک و ۱۸۸ نهـاد مالی ایتالیایی بین سال های ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۱ استخراج شده از پایگاه داده های زیان های حاصل از عملیـات

درایتالیا موسوم به (DIPO) و با در نظر گرفتن خانواده ای از توابع کـاپیولای زوجـی و سـاختار هـای وایـن کاپیولا، موفق به مدلسازی وابستگی میان هفت رخداد عملیاتی و هشت خط عملیاتی و محاسبه سرمایه لازم برای پوشش همزمان چنین رخدادهایی شدند. بر اساس یافته این تحقیق سرمایه لازم برای پوشش ریسـک های عملیاتی در نهادهای مالی مورد بررسی به طور متوسط ۳۸٪ پایین تر از میزانی است که توسط کمیتـه بال و طبق استاندارد بال ۲ تعیین شده است.

۸) لو، آلکوک و بریلسفورد (۲۰۱۳) با استفاده از مدل های کاپیولای چند متغیره بیضوی و نا متقارن بـه پـیش بینی بازدهی سبد هایی متشکل از ۳ تا ۱۲ دارایی پرداختند. در این پژوهش با فرض عدم وجود محـدودیت فروش استقراضی و تابع مطلوبیتی که با ویژگی حداقل کردن مقدار ارزش در معرض خطر شـرطی شـناخته می شود، به بررسی مرز کارای ایجاد شده توسط هر یک از مدل ها و مقایسه زوجی هر یـک از روش هـا بـه منظور تلفیق وابستگی نامتقارن قابل مقیاس گذاری در بازدهی دارایی ها با استفاده از کاپیولای ارشمیدسی کلایتون به صورت درون و برون نمونه ای پرداختند. بر اساس یافته های پژوهشگران مذکور، مدلسازی عـدم تقارن در توزیع های حاشیه ای و مدلسازی وابستگی با استفاده از تـابع کـاپیولای ارشمیدسـی کلایتـون و ساختار واین کانونی (C-Vine) به صورتی هماهنگ بهترین نتایج ممکن را از منظر سنجه هـای اقتصـادی و اماری در مقایسه با مدل هایی که ساختارهای وابستگی متقارن و بیضوی را با یکدیگر تلفیق می کنند، به بار می اورد.

۹) برخمان و سزادو (۲۰۱۳) با ترکیب مدل های خانواده گارچ برای توصیف توزیع های حاشیه ای بـا سـاختار واین کاپیولای معمولی (R-Vine)، به ارائه یک مدل عاملی برای توصیف نرخ های بازدهی دارایی پرداختنـد. این مدل که توسط ارائه دهندگان ان مدل واین کاپیولای معمولی بخشی بازار (RVMS) نامیده شده اسـت، از مدل CAPM الهام گرفته شده است و نسبت به مدل CAVA که توسط هینن و والدسـوگو (۲۰۰۹) ارائـه شده است، ویژگی های مطلوب تری از خود نشان می دهد.

۱۰) نیکولوپولوس، جو و لی (۲۰۱۰) نشان دادند که واین کاپیولاهای ساخته شده از کاپیولاهای دو متغیـره تـی استیودنت، برازش مناسبی برای دادهای مربوط به بازدهی های چندگانه دارایی های مالی ارئه می دهند. هر چند که به نظر می رسد وابستگی بازدهی ها در دم سمت چپ توزیع توام دارایی ها از وابسـتگی دم سـمت راست توزیع توام دارایی ها قوی تر باشد. بـه منظـور ارزیـابی وجـود ایـن عـدم تقـارن در ایـن پـژوهش از کاپیولاهایی که عدم تقارن در دو سمت چپ و راست توزیع را منعکس می کنند استفاده شده است.

۳- روش شناسی پژوهش

داده های مورد استفاده و افق زمانی پژوهش

داده های مورد نیاز برای انجام این پژوهش عبارتند از : مقادیر روزانه شاخص های گروه بانک، گروه بیمـه و بازنشستگی، گروه سایر مالی و گروه سرمایه گذاری های بورس اوراق بهادار تهران که از تارنمـای TSETMC.IR جمع اوری و استخراج گردیده است. پژوهش حاضر با استفاده از داده های روزانه مربوط به شاخص هـای اشـاره

شده در بالا به تعداد ۱۹۸۲ نقطه داده روزانه، از تاریخ ۴ فروردین ۱۳۸۷ تا ۳۰ آبان ۱۳۹۶ به اجرا در آمده است. پس از جمع آوری داده های مربوط به شاخص های اشاره شده، محاسبه بـازدهی لگـاریتمی روزانـه هـر یـک از شاخص ها ،به صورت پیوسته و با استفاده از فرمول $\ln(\frac{P_t}{P_{t-1}})$ انجام خواهد شد.

۳-۱- مدل های مورد استفاده در انجام تحقیق

مدل ARMA

به منظور براورد توزیع های حاشیه ای متغیرهای مورد بررسی، معادله میانگین بازدهی هـای محاسـبه شـده بـا استفاده از فرایند ARMA(p,q) با وقفه های p و q توصیف می شود.

رابطه 3

$$r_t = \varphi_0 + \sum_{j=1}^{p} \varphi_j r_{t-j} + \sum_{h=1}^{q} \varphi_h \varepsilon_{t-h} + \varepsilon_t$$

پارامترهای معادله ARMA(p,q) با استفاده از روش حداکثر درست نمایی و مرتبـه مـدل بـا اسـتفاده از نسـبت اطلاعات AIC تخمین زده می شود.

مدل APGARCH

یکی از اشکال بسیار عمومی مدل های GARCH مدل گارچ توانی نـا متقـارن یـا مـدل APGARCH اسـت کـه نخستین بار توسط دینگ، گرانجر و انگل (۱۹۹۳) ارائه شده است. این مدل به عنوان یک مدل عمومی می تواند مدل های TS-GARCH (تیلور (۱۹۸۶))، GJR-GARCH (گلاستن، جاگاناتان و رانکـل (۱۹۹۳))، T-GARCH (زاکویان (۱۹۹۳))، N-GARCH (هیگینز و برا (۱۹۹۲)) و Log-ARCH (پنتولا (۱۹۸۶)) را در خود جای بدهد. شکل کلی مدل APGARCH عبارت است از

رابطه 7

$$\sigma_t^{\delta} = \omega + \sum_{k=1}^{r} \beta_k \sigma_{t-k}^{\delta} + \sum_{h=1}^{m} \alpha_h (|\varepsilon_{t-h}| - \lambda_h \varepsilon_{t-h})^{\delta}$$

در معادله بالا ω مقداری ثابت، β و α به ترتیب ضرایب و پارامترهای اجـزاء GARCH و ARCH هسـتند.به ازای مقادیر مخالف صفر، λ اثر اهرمی را در مدل می کند. همچنین δ پارامتر توانی مدل است. در این مـدل تمـامی مقادیر ε_t به شکل زیر تعریف می شوند.

$$\varepsilon_t = z_t \sigma_t$$

$$z_t \sim D_{\vartheta}(0,1)$$

در معادله بالا z_t فرایندی iid با میانگین صفر و واریانس ۱ و با تابع چگالی D_ϑ است. ϑ پارامتری برای توصیف سایر ویژگی های توزیع مانند چولگی یا کشیدگی آن است. (دینگ، گرانجر و انگل، ۱۹۹۳). پارامترهای مدل APGARCH با استفاده از روش حداکثر درست نمایی تخمین زده می شود.

۳-۲- توزیع های حاشیه ای یک متغیره

چولگی توزیع امکان مدلسازی غیر متقارن سمت راست و چپ توزیع را فراهم می اورد. دم پهن توزیع این امکان را فراهم می کند که رخدادهای حدی را با احتمال بالاتری از انچه که توزیع نرمال پیش بینی می کند، مدلسازی نماییم. در این پژوهش، برای مدلسازی جزء تصادفی مقادیر باقیمانده (z_t) از مدل تی استیودنت چوله هنسن (۱۹۹۴) استفاده خواهد شد. هنسن توزیع تی استیودنت چوله را که شکل خاصی از توزیع تی استیودنت چوله تعیمیم یافته است را به صورت زیر ارائه داد.

رابطه ۴

$$f(z_t|\Omega_{t-1},\eta,\lambda) = bc\left(\frac{1}{(\eta-2)}+\left(\frac{bz_t+a}{(1-\lambda)}\right)^2\right)^{-\left(\frac{\eta+1}{2}\right)} \qquad z_t < -\frac{a}{b}$$

$$f(z_t|\Omega_{t-1},\eta,\lambda) = bc\left(\frac{1}{(\eta-2)}+\left(\frac{bz_t+a}{(1+\lambda)}\right)^2\right)^{-\left(\frac{\eta+1}{2}\right)} \qquad z_t \geq -\frac{a}{b}$$

در معادله های بالا $a = 4\lambda c\left(\frac{\eta-2}{\eta-1}\right)$، $b^2 = 1+3\lambda^2-a^2$ و $c = \frac{\Gamma(\frac{\eta+1}{2})}{\sqrt{\pi(\eta-2)}\Gamma(\frac{\eta}{2})}$

پارامتر λ که پارامتری برای کنترل چولگی توزیع است، می تواند مقادیری بین ۱- تا ۱+ را اتخاذ کند. ($-1<\lambda<+1$). اگر مقدار λ صفر باشد ($\lambda=0$) توزیع به توزیع تی استیودنت معمولی با درجه آزادی η تبدیل می شود. با تغییر مقادیر $\boldsymbol{\lambda}$ می توان اشکال مختلفی از توزیع را به دست آورد. پارامترهای توزیع تی استیودنت چوله هنسن با استفاده از روش حداکثر درست نمایی تعیین می شود.

مدل های کاپیولا

در ادبیات توابع کاپیولا، دامنه گسترده ای از توابع کاپیولا وجود دارد که به طور کلی میتوان انها را به دو دسته خانواده توابع بیضوی و خانواده توابع ارشمیدسی تقسیم کرد. توابع کاپیولای بیضوی، توابع دو یا چند متغیره ای هستند که مقاطعی بیضوی دارند. خانواده توابع توزیع بیضوی منبعی غنی برای تولید توابع توزیع چند متغیره هستند. توابع کاپیولای گاوسی و تی استیودنت دو دسته بسیار متداول و مشهور از توابع کاپیولای بیضوی هستند. هر یک از این دو دسته از توابع کاپیولا قابل تعمیم به توابع چند متغیره هستند. (فیشر، اشلوتر و ویگرت، ۲۰۰۹) در این پژوهش از کاپیولاهای بیضوی گاوسی و تی استیودنت به شرح جدول ۱ استفاده خواهد

شد. کاپیولاهای ارشمیدسی گروهی عمومی از توابع کاپیولا هستند که به واسطه خواص ریاضی خـود و نیـز بـه خاطر اینکه می توان این دسته از توابع کاپیولا را در قالب یک تابع منحصر به فرد مولد آرگومان تعریـف کـرد از کاپیولاهای بیضوی متمایز می شوند. تابع مولد آرگومان پارامتریک، معمولا به صورت $\varphi_\theta(t)$ بیان می شود که θ بیانگر وابستگی پارامتریک تابع به بردار پارامترهای θ است. در این پژوهش از توابع کاپیولای ارشمیدسی فرانک، گامبل و کلایتون به شرح جدول ۱ استفاده خواهد شد.

جدول ۱- توابع کاپیولا

تابع کاپیولا	شکل تابع کاپیولا	پارامتر	وابستگی دنباله ای
گاوسی	$C(u,v)=\phi_\rho(\phi_\rho^{-1}(u),\phi_\rho^{-1}(v))$	ρ	عدم مدلسازی وابستگی دنباله ای
تی استیودنت	$C(u,v)=T_{\gamma,\upsilon}({T^{-1}}_{\gamma,\upsilon}(u),{T^{-1}}_{\gamma,\upsilon}(v))$	$\rho\,,\upsilon$	مدلسازی وابستگی دنباله ای متقارن
گامبل	$C(u,v)=\exp(-[(-lnu)^\theta+(-lnv)^\theta]^{\frac{1}{\theta}}$	$\theta\geq 1$	مدلسازی وابستگی دنباله ای سمت راست
کلایتون	$C(u,v)=(u^{-\theta}+v^{-\theta}-1)^{\frac{-1}{\theta}}$	$\theta\geq -1$	مدلسازی وابستگی سمت چپ
فرانک	$C(u,v)=-\theta^{-1}log\left\{1+\frac{(e^{-\theta u}-1)(e^{-\theta v}-1)}{e^{-\theta}-1}\right\}$	$\theta\in R$	مدلسازی وابستگی های سمت راست و چپ

ساختارهای واین

تابع توزیع ساختار C-Vine به صورت زیر تعریف می شود.

رابطه ۵

$$f(\boldsymbol{x})=\prod_{\boldsymbol{i=1}}^{\boldsymbol{n}}f(\boldsymbol{x_i})\prod_{\boldsymbol{i=1}}^{\boldsymbol{n-1}}\prod_{h=1}^{n-j}\boldsymbol{C}_{j,j+h|1,2,\dots,j-1}(F(x_j|x_{1:j-1}),(F(x_{j+h}|x_{1:j-1}),$$

تابع چگالی R-Vine به صورت زیر تعریف می شود. گروبر (۲۰۱۴)

$$c(F_1(x_1),\dots(F_d(x_d))=\prod_{i=1}^{d-1}\prod_{e\in E_i}c_{j(e),k(e)|D(e)}(F(x_j(e)|x_D(e)),F(x_k(e)|x_D(e)))$$

ارزش در معرض خطر

ارزش در معرض خطر حداکثر زیان امکان پذیر دارایی یا سبد دارایی ها در سطح اطمینان مشخصی در افـق زمانی مشخصی است. بنابر تعریف ارزش در معرض خطر، VaR تابعی است از دو عامل طـول دروه زمـانی انـدازه

گیری و سطح اطمینان که به صورت چندک مرتبه α-1 تعریف مـی شـود. در ایـن پـژوهش VaR را بـه صـورت عددی عددی منفی تعریف می نماییم بنابراین ارزش در معرض خطر در سطح چنـدکی α-1 و در زمـان t ارزش در معرض خطر به صورت زیر تعریف می شود.

رابطه ۶

$$P(x_t < VaR_t^{1-\alpha} | \Omega_{t-1}) = \alpha$$

در رابطه بالا x_t بازدهی دارایی در زمان t و Ω_{t-1} اطلاعات در دسترس تا زمان t است. بازده سبد سرمایه گذاری با استفاده از رابطه $x_t = \sum_{i=1}^{n} \omega_i x_i$ محاسبه می شود.

مراحل انجام تحقیق

پس از تبدیل داده های روزانه به بازدهی های لگاریتمی، به منظور پیش بینی ارزش در معرض خطـر سـبد سرمایه گذاری در افق یکساله (۲۵۰ روز) پنجره ای متحرک به تعداد ۱۷۳۲ نقطه داده انتخاب می شود. سـپس یک فرایند ARMA(p,q)-APARCH(p,q) با توزیع تصادفی تی استیودنت چوله هنسن روی هـر یـک از سـری های زمانی بازدهی های لگاریتمی برازش می یابد. مرتبه بهینه p,q با اسـتفاده از معیـار AIC انتخـاب و مقـادیر باقیمانده (رزیجوال) های هر یک از سری زمانی استخراج می شود. پس از استاندارد سازی مقادیر باقی مانده بـا استفاده از انحراف معیار محاسبه شده در فرایند ARMA-APARCH، مقادیر باقیمانده با استفاده از رابطـه ۷ بـه مقادیر توزیع حاشیه ای تی استبودنت چوله تبدیل می شوند. این مرحله بـرای هـر یـک از چهـار دارایـی مـورد بررسی تکرار می شود. با استفاده از توزیع های حاشیه ای براورد شده در مرحله قبل ساختار R-Vine کـاپیولای توصیف کننده نحوه وابستگی بازدهی های دارایی های مورد بررسی ساخته می شود. در این مرحله برای انتخاب تابع کاپیولای زوجی توصیف کننده رابطه هـر یـک از دو متغیـر از معیـار اطلاعـات AIC و بـرای تشـکیل دادن ساختار بهینه از سنجه وابستگی رتبه ای τ کندال[۶] استفاده می شود. با استفاده از ساختار وابستگی محاسبه شده و به منظور پیش بینی ساختار وابستگی دارایی های موجود در سبد، شبیه سازی مقادیر توزیع هـای حاشـیه ای بر اساس ساختار واین کاپیولای بهینه به تعداد ۱۰۰۰ مرتبه انجام می شود. مقادیر توزیع های حاشیه ای شـبیه سازی شده به مقادیر باقیمانده (رزیجوال) استاندارد تبدیل می شوند و بـازدهی هـای هـر یـک از دارایـی هـای موجود در سبد با استفاده از فرایند ARMA-APARCH تخمین زده شده، به تعداد ۱۰۰۰ مرتبـه، شـبیه سـازی می شود. پس از محاسبه بازده پیش بینی شده روزانه سبد سرمایه گذاری، ارزش در معرض خطر سـبد سـرمایه گذاری در سطح معنی داری ۵٪ و ۱٪ محاسبه می شود.کلیه گام های ذکر شده در بالا به اندازه طول دوره پیش بینی (۲۵۰) مرتبه تکرار می شود. با استفاده از سری زمانی ارزش در معرض خطر ۵٪ و ۱٪ و نیز بـازدهی هـای واقعی سبد سرمایه گذاری با استفاده از آماره های پس آزمایی کریستوفرسن (۱۹۹۸) و کوپیـک (۱۹۹۵) دقـت پیش بینی های انجام شده آزمون می شود.

۴- نتایج تحقیق

جدول ۲ آماره های توصیفی بازدهی گروه های مورد استفاده برای توصیف ساختار وابستگی در اجزا تشکیل دهنده سیستم مالی و تخمین ارزش در معرض خطر سبدی مرکب از سهام مالی در بورس اوراق بهادار تهـران را نشان می دهد.

جدول۲- آماره های توصیفی

	بانک	سرمایه گذاری ها	بیمه و بازنشستگی	سایر مالی
حداقل	۹,۶۸-	۳,۳۲-	۷,۸۷-	-5.41
حداکثر	۹,۴۹	۵,۳۶	۱۳,۹۸	16.57
میانگین	۰,۰۷۸۸	۰,۰۱۰۹	۰,۰۸۵۰۱	0.0855
انحراف معیار	۱,۰۵۴	۰,۰۹۸۹	۱,۲۳۹	1.616
چولگی	۰,۴۱۲	۰,۵۶۱	۰,۹۰۶	1.1418
کشیدگی	۸,۹۵	۱,۹۷	۱,۰۹۸	۸,۴۳۶
جارک –برا	6694 (۰,۰۰۰۰)	427.35 (۰,۰۰۰)	10264 (0.0000)	6324.8 (۰,۰۰۰)
دیکی فولر تعمیم یافته	-10.807 (۰,۰۰۸۹)	-9.7625 (۰,۰۰۷۶)	۱۱,۴۷- (۰,۰۰۹۱)	-10.242 (۰,۰۰۸۷)
لیونگ باکس (lag=20)	228.5 (۰,۰۰۰۰)	۳۷۳,۵۸ (۰,۰۰۰۰)	۳۸۳,۹ (۰,۰۰۰۰)	۱۷۰,۷۹ (۰,۰۰۰۰)
ضریب لاگرانژ (ARCH)	7.072 (۰,۰۰۰۰)	۴,۹۸۷ (۰,۰۰۰۰)	۶,۳۷ (۰,۰۰۰۰)	۳,۵۸۲ (۰,۰۰۰۰)

جدول ۳- ضرایب همبستگی پیرسون

	بانک	سرمایه گذاری	بیمه و بازنشستگی	سایر مالی
بانک	۱			
سرمایه گذاری	۰,۵۴۸۷	۱		
بیمه و بازنشستگی	۰,۲۰۷۱	۰,۲۵۴۴	۱	
سایر مالی	۰,۴۵۶۲	۰,۵۶۱۸	۰,۲۱۴۹	۱

همانگونه که در جدول ۲ نیز قابل مشاهده است، بازدهی شاخص های مورد استفاده چوله به سمت راست و در مقایسه با توزیع نرمال کشیده تر هستند. فرض نرمال بودن بازدهی دارایی ها نیز در سطح معنی داری ۱٪ رد می شود همچنین اثری از ریشه واحد در بازدهی دارایی های مورد بررسی، یافت نمی شود و سری هـای زمـانی

داده های مورد بررسی مانا هستند. علاوه بر این بر مبنای آماره لیونگ-باکش با وقفه ۲۰، فرض استقلال و عدم وجود خود همبستگی در سری زمانی بازدهی دارایی های مورد بررسی رد می شود. همچنین آماره آزمون ARCH انگل وجود اثر خود همبستگی و ناهمسانی شرطی در کلیه سری های زمانی را تایید می کند. نتایج برازش مدل ARMA-APGARCH به منظور تبدیل سری زمانی بازدهی های شاخص های گروه مالی به متغیر های تصادفی مستقل و یکسان، در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول۴- برازش مدل ARMA-APGARCH

	میانگین				واریانس			
	mu	**ar1**	**ma1**	**omega**	**alpha**	**betha**	**gamma**	**delta**
بانک	-0.00014 (۰,۱۵۴۵)	0.16694 (۰,۰۰۰۰)	0.149956 (۰,۰۰۰۰)	0.000042 (۰,۴۴۳۱)	0.224263 (۰,۰۰۰۰)	0.864153 (۰,۰۰۰۰)	-0.104 (۰,۱۴۷۶)	1.033896 (۰,۰۰۰۰)
سرمایه گذاری ها	0.000575 (۰,۰۲۳۰)	۰	0.347648 (۰,۰۰۰۰)	0.000047 (۰,۵۰۳۷)	0.14029 (۰,۰۰۰۰)	0.863143 (۰,۰۰۰۰)	-0.13041 (۰,۰۴۹۷)	1.320427 (۰,۰۰۰۰)
بیمه و بازنشستگی	0.000541 (۰,۰۶۳۵)	0.336175 (۰,۰۰۰۰)	۰	0.000478 (۰,۲۷۹۵)	0.211222 (۰,۰۰۰۰)	0.841297 (۰,۰۰۰۵)	0.31055 (۰,۰۰۰۰)	0.906615 (۰,۰۰۰۰)
سایر مالی	۰ (۰,۰۰۰۰)	-0.03584 (۰,۰۰۱۷)	0.290641 (۰,۰۰۰۰)	0.002025 (۰,۲۳۷۶)	0.162748 (۰,۰۰۰۰)	0.841404 (۰,۰۰۰۰)	-0.13662 (۰,۱۳۰۷)	0.713238 (۰,۰۰۰۰)

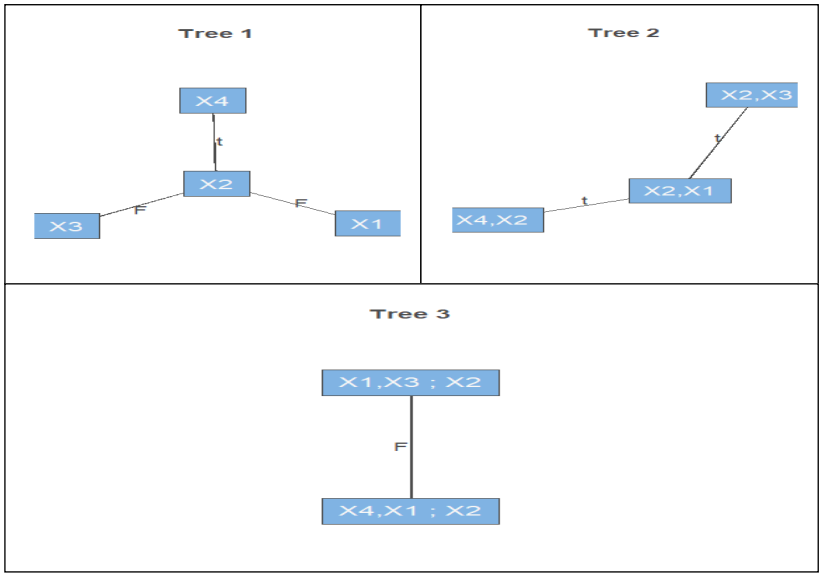
مرتبه مدل های ARMA-APGARCH در بازه ای بین ۰ تا ۲ و بر مبنای معیار اطلاعات AIC انتخاب شده اند. اطلاعات مندرج در جدول بالا حاکی از ان است که میانگین بازدهی های گروه بانک، گروه سرمایه گذاری ها، گروه بیمه و بازنشستگی و گروه سایر مالی از خود ویژگی خود همبستگی نشان می دهند. همچنین مدل سازی واریانس شرطی، حکایت از معنی دار بودن اجزاء ARCH و GARCH در تمامی سری های زمانی دارد. همچنین اثر اهرمی برای گروه های سرمایه گذاری ها و گروه بیمه و بازنشستگی معنی دار است. به عبارت دیگر، گروه های بانک و سایر مالی به اطلاعت مثبت و منفی به گونه ای یکسان واکنش نشان می دهند. مقادیر تخمین زده شده برای پارامتر δ در کلیه سری های زمانی معنی دار است. این موضوع نشان می دهد که تصریح های استاندارد GARCH قادر به ارائه بهترین برازش در بازدهی های گروه های فرعی شاخص مالی بورس اوراق بهادار تهران نیستند. همچنین اماره های آزمون ضریب لاگرانژ انگل و آماره آزمون لیونگ باکس حکایت از حذف اثر خودهمبستگی و ناهمیانی واریانس در مقادیر باقیمانده مدل ARMA-APGARCH دارد. همچنین، نتایج حاصل از برازش توزیع تی استیودنت چوله بر مقادیر باقیمانده استاندارد در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول ۵- تخمین پارامترهای توزیع های حاشیه ای

	درجه آزادی (Ū)	چولگی (η)	آزمون کرامر ون میزس (CVM)
بانک	۱,۱۰ (۰,۰۰۰۰)	۲,۷۶ (۰,۰۰۰۰)	۰,۷۱
سرمایه گذاری ها	۱,۱۱ (۰,۰۰۰۰)	۱۰,۳۵ (۰,۰۰۰۰)	۰,۹۱
بیمه و بازنشستگی	۲,۹۹ (۰,۰۰۰۰)	۱,۱۱ (۰,۰۰۰۰)	۰,۷۲
سایر مالی	4.67 (۰,۰۰۰۰)	1.13 (۰,۰۰۰۰)	۰,۸۶

مقادیر درجه آزادی و عدم تقارن برای توزیع تی استیودنت چوله برای تمامی سری های زمانی مورد بررسی معنی دار است. به این معنی که مقادیر باقیمانده استاندارد شده از توزیعی چوله و پهن دم پیروی می کند. همچنین آماره آزمون کرامر و ون میزس (CVM) شواهدی دال بر عدم رد فرض صفر مبنی بر پیروی توزیع های سری های زمانی مورد بررسی از توزیع تی استیودنت چوله فراهم می کنند. پس از استاندارد سازی مقادیر باقیمانده، مقادیر استاندارد شده به عنوان مشاهدات نمونه ای کاذب[۷] و با استفاده از تکنیک تغییر انتگرال احتمال، مبنای تخمین و براورد ساختار های واین کاپیولا قرار گرفتند. توابع کاپیولای زوجی میان هر جفت متغیر بر اساس نسبت اطلاعات AIC و ساختار واین توصیف کننده توزیع توام سری های زمانی با استفاده از اماره همبستگی رتبه ای کندال تعیین شده است. بر این اساس بهترین ساختار برازش شده، از ساختار C-Vine به دست امده است. شکل ساختار واین برازش یافته همراه با اطلاعات مربوط به بهترین تابع کاپیولای زوجی انتخاب شده در نمودار ۱ نشان داده شده است.

محوریت ساختار وابستگی میان شاخص های گروه مالی در اختیار گروه سرمایه گذاری ها قرار دارد. به عبارت دیگر علاوه بر وابستگی مستقیم میان هر یک از گروه ها با یکدیگر وابستگی غیر مستقیم هر یک از گروه ها، از مجرای وابستگی هر یک از گروه ها با گروه سرمایه گذاری ها بین گروه ها انتقال می یابد. در جدول ۵ نتایج تخمین کاپیولاهای دو متغیره در هر یک از درخت های ساختار C-Vine نشان داده شده است.



نمودار ۱- ساختار C-Vine کاپیولا بین گروه بانک (X1)، گروه سرمایه گذاری ها (X2)، گروه بازنشستگی و بیمه (X3) و گروه سایر مالی (X4)

جدول ۵- تخمین پارامترهای کاپیولهای زوجی در ساختار C-Vine کاپیولا

درخت اول			
	سایر مالی –سرمایه گذاری	بانک-سرمایه گذاری	بیمه و بازنشستگی-سرمایه گذاری
کاپیولا	t	Frank	Frank
پارامترهای اول و دوم	۰,۶۲ و ۸,۳۳	۴,۱۷	۲,۴۸
تاو کندال	۰,۴۳	۰,۴	۰,۲۶
درخت دوم			
	بانک –سایر مالی	بانک- بیمه و بازنشستگی	
کاپیولا	t	t	
پارامترهای اول و دوم	0.37 , 6.59	0.35 , 3.22	
تاو کندال	0.24	0.23	
درخت سوم			
کاپیولا	Frank		
پارامترهای اول و دوم	0.97		
تاو کندال	0.11		

همانطور که در جدول ۶ مشاهده می شود، نخستین درخت این ساختار بـه وابسـتگی میـان بانـک-سـرمایه گذاری، بیمه و بازنشستگی-سرمایه گذاری و سایر مالی –سرمایه گذاری مربوط است. نتـایج حاصـل از تخمـین پارامترهای کاپیولاهای زوجی حکایت از وجود همبستگی مثبت بالا میان گروه ها دارد کـه بـا توجـه منـدرجات جدول ۳ نیز چنین رخدادی پیش بینی می شد. با مقایسه میان پنج گروه تـابع کـاپیولای منـدرج در جـدول ۱ مشخص گردید که رابطه میان متغیرهای درخت اول با استفاده از کاپیولاهای t استیودنت (سایر مالی –سـرمایه گذاری) و فرانک (میان بانک-سرمایه گذاری، بیمه و بازنشستگی-سرمایه گذاری) به بهترین شکل ممکن توصیف می شود. این موضوع را می توان اینگونه تفسیر کرد که شاخص گروه های مالی مورد بررسی در بازار صـعودی و نزولی به صورت متقارن به یکدیگر وابسته هستند و سرمایه گذاران هر یک از این گروه ها را به صورت دارایی بـا ویزگی هایی یکسان در نظر می گیرند. در دومین درخت سـاختار وایـن، وابسـتگی گـروه بانـک- گـروه بیمـه و بازنشستگی و وابستگی گروه بانک- گروه سایر مالی مشروط به گروه سرمایه گذاری، را نشان می دهد. بر اسـاس شاخص نسبت اطلاعات AIC کاپیولای تی استیودنت، وابستگی مشروط میان گروه هـای مـذکور را بـه بهتـرین شکل توصیف می کند. نهایتا در اخرین درخت ساختار واین، وابستگی میان گروه بیمه و بازنشستگی و گروه سایر مالی مشروط به گروه بانک و گروه سرمایه گذاری، بهترین کاپیولا زوجی برازش یافته در این درخت که وابستگی میان این دو گروه را توصیف می کند کاپیولای فرانک است.

لازم به ذکر است که پارامترهای توابع کاپیولا پس از آزمون عدم وابستگی و استقلال زوجی میـان متغیرهـا تخمین زده شده است. به این معنی که پس از عدم تایید فرض صفر استقلال زوجی متغیرها (کنار گذاشته شدن تابع کاپیولای استقلال از فهرست توابع در دسترس) تابع کاپیولای مناسب انتخاب و پارامترهای ان تخمـین زده شده است. تمامی پارامترهای توابع کاپیولا تخمین زده شده در سطح ۱٪ معنی دار هستند.

جدول ۶- وابستگی دم بالایی

	بانک	سرمایه گذاری	بیمه و بازنشستگی	سایر مالی
بانک	۰			
سرمایه گذاری	۰,۰	۰		
بیمه و بازنشستگی	۰,۲۲۳	۰,۱۰	۰	
سایر مالی	۰,۰	۰,۰	۰,۱۷۲	۰

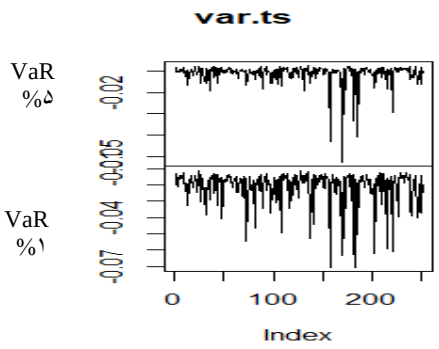
بررسی وابستگی دم بالایی میان گروه های مورد بررسی حکایت از ان دارد که رخدادهای حدی سمت راست گروه بیمه و بازنشستگی با رخدادهای حدی سمت راست توزیع بازدهی های گروه هـای بانـک و سـرمایه گذاری یعنی رخدادهای به شدت خوب در این دو گروه وابسته است و مـی تـوان انتظـار وقـوع همزمـان چنـین وقایعی را به صورت توام در گروه بیمه و بازنشستگی و گروه بانک یا گروه سرمایه گذاری ها داشت.

جدول ۷- وابستگی دم پایینی

	بانک	سرمایه گذاری	بیمه و بازنشستگی	سایر مالی
بانک	۰			
سرمایه گذاری	۰,۰	۰		
بیمه و بازنشستگی	۰,۲۲۳	۰,۱۰	۰	
سایر مالی	۰,۰	۰,۰	۰,۱۷۲	۰

بررسی وابستگی دم پایینی میان گروه های مورد بررسی حکایت از ان دارد که رخدادهای حدی سمت چپ گروه بیمه و بازنشستگی با رخدادهای حدی سمت چپ توزیع بازدهی های گروه هـای بانـک و سـرمایه گـذاری یعنی رخدادهای به شدت بد در این دو گروه وابسته است و می توان انتظار وقوع همزمان چنـین وقـایعی را بـه صورت توام در گروه بیمه و بازنشستگی و گروه بانک یا گروه سرمایه گذاری ها داشت. مقایسه جدول ۷ و جدول ۸ حکایت از وجود ساختار وابستگی تقارن میان گروه بیمه و بازنشستگی با گروه بانک و سرمایه گذاری دارد.

با تخمین پارامترهای توابع توزیع یک متغیره و مقادیر باقیمانده استاندارد شده فرایند ARMA-APGARCH که با استفاده از تابع توزیع تی استیودنت چوله به مقادیری با توزیع یکنواخت بین ۰ و ۱ تبدیل شـده انـد و بـراورد ساختار واین کاپیولا و تخمین پارامترهای کاپیولاهای زوجی تشکیل دهنده ساختار واین، به منظور پـیش بینـی ارزش در معرض خطر سبد سرمایه گذاری در دوه ای ۲۵۰ روزه و به منظور در نظـر گـرفتن سـاختار وابسـتگی میان گروه دارایی های در نظر گرفته شده در سبد سرمایه گذاری هم وزن متشکل از ایـن گـروه هـا، از تکنیـک شبیه سازی استفاده شده است. برای براورد بازدهی هر یک از گـروه هـا در هـر روز از دوره پـیش بینـی، ۱۰۰۰ مقدار برای توزیع حاشیه ای گروه ها بر اساس توزیع تی استیودنت چوله شبیه سازی شد. در گام بعد با استفاده از تصریح ARMA-APGARCH براورد شده ۱۰۰۰ نقطه داده برای بازدهی هر یک از گروه ها در هر روز از دوره پیش بینی شبیه سازی گردید و با تکرار فرایند فوق برای ۲۵۰ روز، بر اساس بازدهی هـای شـبیه سـازی شـده، بازدهی سبد سرمایه گذاری هم وزن متشکل از گروه های مورد بررسی در هر روز پیش بینی و بر اساس بازدهی های پیش بینی شده، ارزش در معرض خطر سـبد سـرمایه گـذاری (VaR) در دو سـطح معنـی داری ۱٪ و ۵٪ محاسبه شد. نمودار ۲ مقادیر پیش بینی شده ارزش در معرض خطر برای سبد سرمایه گذاری هـم وزن را طـی دوره ۲۵۰ روزه آزمون نشان می دهد.



نمودار ۲- ارزش در معرض خطر پیش بینی شده در سطح معنی داری ۱٪ و ۵٪

بـرای آزمـون تخمـین هـای انجـام شـده از ارزش در معـرض خطـر در هـر روز از آزمـون هـای پوشـش شـرطی [۸] و غیـر شـرطی کریستوفرسـن (۱۹۹۸) کـه از آزمـون هـای پـر اسـتفاده بـه منظـور انجـام چنـین مقایسـه ای اسـت، اسـتفاده شـده اسـت. نتـایج حاصـل از آزمـون هـای پوشـش شـرطی و غیـر شـرطی کریستوفرسن در جدول ۹ نمایش داده شده است.

جدول ۸- نتایج آزمون ارزش در معرض خطر

CC	UC	تعداد تخطی های مشاهده شده	تعداد تخطی های مورد انتظار	VaR_{α}
0.009584438	0.01326258	5	12	$VaR_{0.05}$
0.000000	0.000000	0	2	$VaR_{0.01}$

بر اساس نتایج جدول ۹، شواهد کافی برای رد تناسب ارزش در معرض خطر تخمین زده شده برای سبد سرمایه گذاری در سطح ۵٪ (VaR5%) در سطح اطمینان ۹۵٪ و ارزش در معرض خطر تخمین زده شده در سـطح ۱٪ (VaR1%) در سطح اطمینان ۹۹٪ وجود ندارد.

۵- نتیجه گیری و بحث

در این مقاله با بکارگیری ساختارهای واین کاپیولای متعارف (R-Vine) به بررسی سـاختار وابسـتگی میـان اجزای تشکیل دهنده سیستم مالی ایران پرداخته شد. به این منظور از اطلاعـات قیمـت سـهام نهادهـای مـالی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در قالب شاخص گروه های بانک، سرمایه گذاری، بازنشستگی و بیمه و سایر مالی استفاده شد. با براورد ساختار وابستگی میان شاخص های گروه مالی بورس اوراق بهادار تهران در قالب

ساختارهای واین کاپیولا، سعی شد تا نحوه وابستگی مستقیم و غیر مستقیم این چهار گروه مشخص و ترسیم شود. شواهد به دست امده از این پژوهش و بررسی ساختار وابستگی چندگانه میان گروه های مورد بررسی در قالب ساختار واین کانونی (C-Vine) با محوریت گروه سرمایه گذاری ها حاکی از آن است که: ۱- وابستگی مثبت و متقارنی میان گروه های مورد بررسی قابل تشخیص است. ۲- وابستگی دم پایینی و دم بالایی میان گروه بیمه و بازنشستگی با گروه های بانک، سرمایه گذاری و سایر مالی مشاهده می شود. به بیان دیگر گروه سایر مالی نسبت به وقوع رخدادهای حدی در سایر گروه های مالی واکنشی هم جهت نشان می دهد. ۳- گروه سرمایه گذاری در بررسی ساختار وابستگی میان گروه های تشکیل دهنده شاخص مالی بورس اوراق بهادر نقشی مرکزی ایفا می کند. به این معنی که علاوه بر وابستگی های مستقیم میان گروه های مالی، وابستگی هر یک از گروه ها با گروه سرمایه گذاری می توان موجب انتقال رخدادها و شوک ها بین گروه های مختلف شود.به عنوان نمونه ای کاربردی از موارد استفاده از ساختارهای واین کاپیولا در مدیریت ریسک و سرمایه گذاری، ارزش در معرض خطر سبدی هم وزن متشکل از گروه های مورد بررسی محاسبه و مورد آزمون قرار گرفت. به این منظور پس از برازش یک فرایند ARMA-APGARCH با مقادیر باقیمانده استاندارد تی استیودنت چوله بر سری زمانی بازدهی های گروه های مورد بررسی بین بازه زمانی فروردین ۱۳۸۷ تا مهر۱۳۹۶ در قالب یک پنجره متحرک ۱۷۳۲ روزه، مقادیر توزیع های حاشیه ای مقادیر باقیمانده استاندارد شده بر حسب توزیع تی استیودنت چوله به عنوان نمونه ای برای تخمین ساختارهای واین کاپیولا و کاپیولاهای زوجی تشکیل دهنده این ساختار به کار گرفته شدند و بر مبنای ساختار واین به دست امده و با استفاده از تکنیک شبیه سازی مقادیر بازدهی هر یک از گروه ها برای دوره ۲۵۰ روزه محاسبه شدند. نتایج حاصل از آزمون ارزش در معرض خطر پیش بینی شده در سطح ۵٪ و ۱٪ حکایت از ان دارد که روش واین کاپیولا در تخمین ارزش در معرض خطر از دقت مناسبی بر خوردار است.

مقایسه نتایج حاصل از این پژوهش با نتایج پژوهش هایی مانند یو و همکاران (۲۰۱۷) و ژنگ و همکاران (۲۰۴) حکایت از ان دارد که استفاده از مدل ARMA-APGARCH برای توصیف پارامترهای توزیع های حاشیه ای متغیرهای مورد بررسی موجب ایجاد دقت کافی در تخمین ارزش در معرض خطر سبد سرمایه گذاری شده است. مقایسه نتایج حاصل از پژوهش با اهداف پژوهش حاکی از ان است که مدل سازی ساختار وابستگی گروه های چهارگانه مورد بررسی با استفاده از توابع کاپیولا و در قالب ساختار واین کاپیولا مکانیزم های انتقال ریسک میان گروه های فرعی تشکیل دهنده شاخص مالی بورس اوراق بهادار تهران را به نحو مناسبی به تصویر بکشد.

به نظر می رسد می توان از انعطاف پذیری بالای ساختارهای واین کاپیولا و توابع کاپیولا برای مطالعه ساختارهای وابستگی در نظام مالی کشور و مطاله ریسک های مالی بهره برد. در همین راستا، تکمیل پژوهش حاضر با استفاده از توابع کاپیولا با پارامترهای متغیر در زمان می توان درک بهتری از نحوه نمو ساختار وابستگی میان دارایی ها و بازارهای مالی طی زمان به دست بدهد.

فهرست منابع

* Aloui, R., & Ben Aissa, M. (2016). Relationship between oil, stock prices and exchange rates: A vine copula based GARCH method. The North American Journal of Economics and Finance, 37, 458-471.
* Applications, P. A. (2014). Forecasting VaR and ES of stock index portfolio: A Vine copula method. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 416, 112-124.
* Armin, P., Kim, J., & Tafakori, L. (2016). Measuring systemic risk using vine-copula. Economic Modelling, 53, 63–74.
* BenSaida, A. (2017). The contagion effect in European sovereign debt markets: A regime-switching vine copula approach. International Review of Financial Analysis, in press.
* Brechmann, E., Czado, C., & Paterlini, S. (2014). Flexible dependence modeling of operational risk losses and its impact on total capital requirements. Journal of Banking & Finance, 40, 271-285.
* Choudhry, M. (2013). An introduction to Value at Risk. john Wiley& sons.
* Ding, Z., Granger, C., & Engle, R. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. Journal of Empirical Finance, 98-106.
* Ding, Z., Granjer, C., & Engle, R. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. Journal of Emprical Finance, 83-106.
* Fischer, M., Schluter, C., & Weigert, F. (2009). An empirical analysis of multivariate copula models. Quantitative Finance, 9(7), 839-854.
* Flores, M. Ú., & et al. (2017). Copulas and Dependence Models with Applications. Switzerland: Springer.
* Hansen, B. (1994). Autoregressive conditional density estimation. International Economic Review, 35, 705-730.
* Kurowicka, D., & Joe, H. (2011). Vine Copula Handbook. Hong Kong: World Scientific Publishing.
* Mahfoud, M. (2012). Bivariate Archimedean copulas: an application to two stock market indices. Vrije Universiteit Amsterdam. Amsterdam.
* Nelsen, R. (2006). An Introduction to Copulas. Springer.
* Reboredo, J., & Ugolini, A. (2015). Downside/upside price spillovers between precious metals: A vine copula approach. North American Journal of Economics and Finance, 34, 84-102.
* Ruschendorf, L. (2013). Mathematical Risk Analysis. Springer.
* Sukcharoen, K., & Leatham, D. (2017). Hedging downside risk of oil refineries: A vine copula approach. Energy Economics, 66, 493-507.
* Yu, W., yung, K., & wei, Y. (2017). Measuring Value-at-Risk and Expected Shortfall of crude oil portfolio using extreme value theory and vine copula. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 490, 1423-1433.

یادداشت‌ها

[1] Copula
[2] Pair wise copula construction
[3] Sklar
[4] Cadlag Inverse

[5] Cascading
[6] Kendall's tau
[7] Pseudo-sample observations
[8] Conditional coverage