



Investigation of the Financial Factors Affecting the Growth of Listed Companies on the Tehran Stock Exchange¹

S. Fatemeh Hosseini², Reza Raei³, Shapour Mohammadi⁴

Received: 2021/03/13

Accepted: 2022/01/04

Abstract

Modeling the joint distribution of liquidity and return to determine the dependency structure of a 15-stock portfolio using intraday data in 2019 provides a suitable model for the commonalities. Based on the complexities of higher dimensions multivariate modeling (combined distribution of liquidity and return), after univariate modeling of the stocks' liquidity based on Autoregressive Conditional Poisson model (ACP) and the returns with the Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic (GARCH), the marginal distributions were incorporated into a Copula Vine to model the dependency. The findings of this study, based on high-dimensional high-frequency data, indicate that there is an extreme nonlinear correlation between the liquidity of stocks and also between liquidity and returns across the portfolio, which is necessary to take into account in risk assessments to prevent inaccurate assessment of risk indicators such as value at risk. In addition, the results have shown that modeling the joint distribution of liquidity and stock returns in high dimensions relying on the Copula Vine model due to the flexibility performs well.

Keywords: liquidity, Copula-Vine, High Dimension, ACP

JEL Classification: G11, G17

1. DOI: 10.22051/JFM.2022.35450.2521

2. Ph.D. candidate of Finance at Tehran University, Corresponding Author. **Email:** sfhosseini@ut.ac.ir.

3. Professor of Finance at Tehran University, **Email:** raei@ut.ac.ir.

4. Associate Professor of Finance at Tehran University. **Email:** shmohmad@ut.ac.ir.



فصلنامه راهبرد مدیریت مالی

دانشگاه الزهرا

سال نهم، شماره سی و پنجم، زمستان ۱۴۰۰

صفحات ۲۰-۱



مقاله پژوهشی

مدل‌سازی ساختار وابستگی نقدشوندگی و بازدهی سبدي از سهام با داده‌های پرسامد

در بورس تهران با رویکرد ACP-GARCH-High Dimension Vine Copula^۱

سیده فاطمه حسینی^۲، رضا راعی^۳، شاپور محمدی^۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۱/۰۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۵/۰۶

چکیده

این پژوهش با استفاده از داده‌های ۱۵ سهم از ۷ گروه صنعتی مختلف در بازه ۵ دقیقه‌ای طی روز در سال ۱۳۹۸ به ارائه مدلی برای ساختار وابستگی نقدشوندگی و بازدهی سبدي از سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. در این راستا، به علت پیچیدگی‌های ناشی از مدل‌سازی توأمان بیش از ۳۰ متغیر (توزیع توأمان نقدشوندگی و بازدهی)، پس از مدل‌سازی تک متغیره نقدشوندگی هر یک از سهام‌ها بر مبنای مدل پواسون خودرگرسیون شرطی (ACP) و بازدهی هر سهم بر مبنای مدل خودرگرسیون تعمیم‌یافته شرطی ناهمسانی واریانس (GARCH)، از توزیع‌های حاشیه‌ای مزبور برای مدل‌سازی توزیع توأمان با روش کاپیولا واین (Copula vine) استفاده گردید. یافته‌های مبتنی بر داده‌های پرسامد نشان داد میان نقدشوندگی سهام‌ها و همچنین میان نقدشوندگی و بازدهی سهام‌ها با یکدیگر همبستگی قوی غیرخطی دنباله‌ای وجود دارد. بنابراین، ارزیابی دقیق‌تر ریسک ایجاد می‌کند شاخص‌هایی نظیر ارزش در معرض خطر مورد توجه قرار گیرد. به‌علاوه، نتایج پژوهش حاضر نشان داد مدل‌سازی توزیع توأمان نقدشوندگی و بازدهی سهام در ابعاد زیاد با تکیه بر کاپیولا واین به دلیل انعطاف بالا، برازش مناسبی برای توزیع توأمان نقدشوندگی و بازدهی دارای همبستگی قوی غیرخطی دنباله‌ای ارائه می‌دهد.

واژگان کلیدی: نقدشوندگی، کاپیولا-واین، ابعاد بالا، ACP

طبقه‌بندی JEL: G11, G17

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2022.35450.2521

۲. دانشجوی دکتری مدیریت مالی، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)، Email:sfhosseini@ut.ac.ir

۳. استاد گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. Email:raei@ut.ac.ir

۴. دانشیار گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. Email:shmohmad@ut.ac.ir

مقدمه

نقدشوندگی عامل به شدت تأثیرگذاری در بازارهای مالی است و در ادبیات مالی نیز از آن به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر بازده سهام یاد شده است. بنابراین در موقعیت‌های بحرانی که شکاف بین بهترین مظنه خرید-فروش به شدت افزایش و تعداد معاملات چنان کاهش می‌یابد که راهبردهای مدیریت ریسک مبتنی بر پایه معاملات پویا^۱ ناکارآمد می‌گردند و به زیان‌های بسیار بزرگتر از میزان پیش‌بینی شده می‌انجامد، ضروری است که اثر نقدشوندگی در محاسبات مربوط به ریسک گنجانده شود. زیرا، نقدشوندگی بالای سهام از طریق کاهش دامنه نوسان و هزینه‌های معاملاتی، هزینه سرمایه‌گذاران را کاهش می‌دهد. از این رو می‌توان گفت هرچه شکاف مظنه خرید-فروش کمتر باشد، هزینه معامله پایین‌تر آمده و این ریسک نقدشوندگی کمتری را متوجه سرمایه‌گذار می‌کند. همان‌گونه که در شهریورماه سال ۱۳۹۹ رشد قیمت‌های سهام در بازار سهام روند معکوسی به خود گرفت و با سقوط قیمت‌ها و حجم یک باره سهامداران برای فروش، کاهش شدید نقدشوندگی موجب نگرانی شدید سرمایه‌گذاران شد. البته، بروز چنین شرایطی هم برای ناظران بازار توأم با چالش است. بر این اساس، در نظر گرفتن ساختار وابستگی بازدهی و نقدشوندگی سهام توسط سرمایه‌گذاران در ارزیابی و پیش‌بینی ریسک تعدیل شده با نقدشوندگی ضروری است.

اما، جستجوی نگرانندگان مطالعه حاضر نشان داد بررسی ساختار همبستگی نقدشوندگی و بازدهی - خصوصاً پژوهش‌های مبتنی بر ریسک نقدشوندگی طی‌روز- در جهان بسیار محدود و در بازار سرمایه ایران بی‌سابقه است. این در صورتی است که برای معامله‌گران پربسامد که از ارزیابی‌های ریسک نقدشوندگی طی‌روز استفاده می‌کنند، کیفیت، کمیت و چگونگی ساختار وابستگی نقدشوندگی و بازدهی بر مبنای داده‌های طی‌روز اهمیت فراوانی دارد. از سویی، ادبیات حوزه نقدشوندگی عمدتاً متکی بر مطالعه تک‌سهام است و بررسی آن در سبدي از سهام نسبتاً محدود است.

به همین دلیل، پژوهش پیش رو با هدف پوشش شکاف مطالعاتی یاد شده به مدل سازی ساختار توزیع توأمان نقدشوندگی و بازدهی به صورت فاصله مظنه خرید-فروش و بازدهی لگاریتمی، بر مبنای داده‌های طی‌روز و پرفراوانی در بورس تهران برای سبدي از سهام با ابعاد بالا پرداخته که طبق اطلاع نوسندگان، در داخل و خارج از کشور منحصر به فرد است. مبتنی است مدل سازی توزیع توأمان نقدشوندگی و بازده بین ۱۵ سهم به علت پیچیدگی‌های ناشی از افزایش بعد، به مدل‌های منعطف نیاز دارد. بنابراین، در این پژوهش ، پس از مدل سازی تک متغیره نقدشوندگی و بازدهی هر سهم، از روش کاپیولا واین^۲ برای ارائه ساختار همبستگی بین توزیع‌های حاشیه‌ای بازده و نقدشوندگی بین سبدي سهام مورد بررسی (شامل ۳۰ متغیر) استفاده شده است.

در ادامه، ساختار این پژوهش به ترتیب از بخش‌های مبانی نظری، مروری بر پیشینه پژوهش، روش‌شناسی پژوهش، تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها و نتیجه‌گیری و بحث تشکیل یافته است.

مبانی نظری

در ادبیات مالی، مدل‌سازی نقدشوندگی با داده‌های پربسامد پیش‌بینی سری‌های زمانی گسسته از موضوعات مورد توجه بوده است. اما گروپ-کلوپمن و هاسچ^۱ (۲۰۱۱) نشان دادند در سری‌های زمانی گسسته، مدل‌های سری زمانی پواسون^۲ نسبت به مدل‌های ARMA، ARFIMA، ACD و FIACD پیش‌بینی دقیق‌تری ارائه می‌نمایند. بنابراین در پژوهش خود که بر روی سهام بازارهای NYSE و NASDAQ انجام پذیرفت به معرفی یک مدل با حافظه بلندمدت از پواسون شرطی خودرگرسیون جهت سری‌های زمانی شمارشی پرداختند که این اولین روش اقتصادسنجی مختص مدل‌سازی و پیش‌بینی شکاف مظنه‌های خرید و فروش در فرکانس بالا به‌شمار می‌رود. با توجه به گسستگی قیمت‌ها، شکاف مظنه‌های خرید و فروش مضرری از حداقل تغییرات قیمت هستند و یک سری زمانی از متغیرهای شمارشی شکل می‌دهند. همچنین آنها نشان دادند که شکاف مظنه‌های خرید و فروش به‌صورت سریالی همبستگی قوی داشته و دارای الگوی فصلی هستند.

در پژوهش دیگری توزیع مشترک شکاف مظنه‌های خرید و فروش و بازده طی روز سبیدی از سهام مورد تحلیل قرار گرفته که بر اساس این مدل پیشنهادی عملکرد مطلوبی از پیش‌بینی سود و زیان تعدیل شده با نقدشوندگی طی‌روز برای پرتفوی و همچنین رفتارهای وابستگی نامتقارن دنباله‌ای بازدهی و نقدشوندگی گزارش شده است (ویب و ساپر^۳، ۲۰۱۳).

تحلیل آماری داده‌های شمارشی سابقه طولانی و غنی دارد و توزیع پواسون در تحلیل این نوع داده‌ها نقش کلیدی ایفا می‌کند. در مدل‌های مبتنی بر توزیع نرمال، میانگین و واریانس معمولاً از هم مستقل هستند، در حالی که در بعضی از توزیع‌ها مانند پواسون، میانگین و واریانس به هم وابسته‌اند و یکی از ویژگی‌های کلیدی توزیع پواسون برابری میانگین و واریانس آن است. نخستین بار زگر^۴ (۱۹۸۸) برای مدل‌سازی تعداد موارد ماهانه فلج اطفال در آمریکا در بازه سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۸۳ از مدل‌های خودرگرسیون پواسون شرطی استفاده نمود. در مدل او فرض بر وجود بیش واریانس و خودرگرسیونی پنهان در سری زمانی است. هاینن^۵ (۲۰۰۳) به معرفی مدل‌های جدیدی برای سری‌های زمانی شمارشی پرداخته است. در مدل‌سازی این نوع سری نیاز است که به‌طور همزمان به گسستگی داده‌ها با صراحت و ویژگی‌های سری زمانی آن توجه شود. هاینن پیشنهاد نمود از یک مدل شرطی پواسون^۶ استفاده شود. جهت آزمون‌های رایج برای تخمین مدل‌ها از روش حداکثر درست‌نمایی استفاده می‌کند. یافته‌های پژوهش

۱. Groß-Klußmann & Hautsch
۲. Poisson
۳. Weiß & Sapper
۴. Zeger
۵. Heinen
۶. Autoregressive Conditional Poisson (ACP)

او نشان داد مدل شرطی پواسون توابع پیش‌بینی خوبی را از این سنج‌ها نوسانات نشان می‌دهد. ادبیات مالی پیرامون پیش‌بینی سری زمانی شکاف مظنه خرید-فروش با پژوهش کاتیویله و پیرینو^۱ (۲۰۱۹) همچنان مؤید اثرگذاری این روش مدل‌سازی شکاف مظنه خرید-فروش است. ضمناً برای مواردی که اثر فصلی مورد توجه است لحاظ کردن این اثر را پیشنهاد نمودند.

در عین حال، ادبیاتی به صورت مجزا با تمرکز بر سری‌های زمانی به مدل‌سازی دینامیک نوسانات درون روز بازده به‌طور مستقیم پرداخته‌اند که مبتنی بر روش‌شناسی آرچ^۲ مطرح توسط انگل^۳ (۱۹۸۲) رشد یافته‌اند.

در ادامه جهت مدل‌سازی توأمان نقدشوندگی و بازدهی که مدل‌سازی توابع حاشیه‌ای آنها، ادبیات مالی موجود پیرامون مدل‌سازی چندمتغیره مرور شده است. تلاش برای مدل‌سازی‌های چندمتغیره به معرفی توابع کاپیولا توسط اسکالر^۴ (۱۹۵۹) منجر گردید که اجازه می‌دهد توزیع‌های حاشیه‌ای با هم به صورت جفت و به صورت توزیع توأم مورد مطالعه قرار گیرند. نخستین کاربردهای کاپیولا در علوم اقتصادی و مالی اکثراً در حالت دومتغیره مورد استفاده قرار گرفته که از آن جمله به امبرچت و همکاران^۵ (۲۰۰۳)، پالارو و هوتا^۶ (۲۰۰۶) ژو و چن^۷ (۲۰۱۲) می‌توان اشاره کرد که بنابر ویژگی‌های انعطاف‌پذیری تابع کاپیولا و امکان برآورد واقعی خودرگرسیون برداری^۸ از آن استفاده کرده‌اند. آنها در مطالعات خود نشان دادند که چگونه استفاده از کاپیولا در محاسبه مدل خودرگرسیون برداری به‌طور قابل توجهی باعث بهبود نتایج می‌گردد. کروپسکی و جو^۹ (۲۰۲۰) نیز به بررسی مدل‌های چند متغیره منعطف با ساختار وابستگی دینامیک برای کاربردهای مالی پرداخته‌اند.

با توجه به واقعیات اقتصادی و اثرگذاری متغیرهای متعدد در پدیده‌های اقتصادی، مطالعات اخیر کاربرد کاپیولا برای ابعاد بالاتر را مورد توجه قرار داده است. هرچند استفاده از کاپیولا برای دو متغیر یا به‌کارگیری آن در ابعاد پایین همچنان مرسوم است. اما بسیاری از پژوهشگران به پژوهشهایی روی ابعاد بالاتر پرداخته‌اند. از جمله دال و همکاران^{۱۰} (۲۰۰۳) با پیشنهاد کاپیولای گروه‌تی^{۱۱} نشان دادند که این کاپیولا قادر است تا صد متغیر را در نظر بگیرد.

اما هدف از انجام این پژوهش، مدل‌سازی ساختار همبستگی نقدشوندگی و بازدهی سبدي از سهام با اتکا بر داده‌های پرفراوانی درون روز است. برای این منظور، ابتدا از مدل پواسون اتورگرسیون دوگانه برای مدل‌سازی نقدشوندگی و از مدل

۱. Cattivelli & Pirino
۲. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
۳. Engle
۴. Sklar
۵. Emberchat et al
۶. Palaro & Hota
۷. Xu & Chen
۸. Vector Autoregression (VAR)
۹. Krupskii & Joe
۱۰. Daul et al
۱۱. Grouped t-Copula

گارچ برای مدل‌سازی بازده سهام استفاده شده است. سپس برای ارائه مدل چند متغیره توزیع مشترک بازده و نقدشوندگی از روش کاپیولای واین با بعد بیش از ۱۰ سهم استفاده شده است.

مروری بر پیشینه پژوهش

اگرچه تمرکز مطالعات تجربی و نظری اولیه روی نقدشوندگی تک‌سهم‌ها متمرکز داشت، اما تحلیل هم‌حرکتی^۱ در نقدشوندگی میان سهم‌ها پایه‌ای در ادبیات به‌وجود آورد تا مقالات پیشرو در این زمینه توسط کوردیا و همکاران^۲ (۲۰۰۰)، هاسبروک و سپی^۳ (۲۰۰۱) و هابرمن و هالکا^۴ (۲۰۰۱) به رشته تحریر درآید. از آن به بعد مطالعات روی مشترکات^۵ در نقدشوندگی متفقاً شواهد تجربی روشنی برای مشترکات قوی در نقدشوندگی (که شکاف مظنه‌های خرید و فروش عامل آن باشد) پیدا شد. عوامل موجهه چنین اشتراکی در نقدشوندگی را کارولی و همکاران^۶ (۲۰۱۲) بررسی کردند و دریافتند اشتراک در نقدشوندگی همبستگی مثبتی با نوسان بالای بازار دارد. بالاترین میزان مشترکات در نقدشوندگی سهام در ۴۰ کشور مورد مطالعه در چین مشاهده شد. به‌علاوه اشتراک در نقدشوندگی مخصوصاً طی بحران مالی آسیا و بحران مالی سال ۲۰۰۸، بسیار قوی بود. بنابراین ضرورت در نظر گرفتن ریسک نقدشوندگی در مدل‌سازی ریسک چندگانه برجسته شد. در سال ۲۰۰۹ نیز آزمون‌های تشخیصی ساختار وابستگی بین بازده سهام در طی روز و شکاف مظنه‌های خرید-فروش برای شرکت‌های منتخب از نزدیک به‌کار رفت^۷ و نشان داد بین شکاف مظنه‌های خرید-فروش در هر سهم همبستگی قوی دنباله‌ای وجود دارد.

در همین حال پژوهش‌های اخیر نظیر مشیریان و همکاران^۸ (۲۰۱۷) به بررسی عوامل مشترکات نقدشوندگی طی‌روز و مقایسه آن در نقاط مختلف جهان پرداخته‌اند. نتایج نشان داد مشترکات نقدشوندگی در کشورهای با محیط اقتصادی ضعیف‌تر، بالاتر است. همچنین مشترکات نقدشوندگی در کشورهایی که سرمایه‌گذاران از پوشش‌های حمایتی کمتری برخوردارند، بیشتر است. مالچنیچه و همکاران^۹ (۲۰۱۹) نیز با بررسی عوامل هم‌حرکتی در بازارهای مالی در معاملات پربسامد نشان دادند که معاملات پربسامد خود موجب افزایش معنادار هم‌حرکتی در بازدهی و نقدشوندگی می‌شوند.

گونگ و همکاران^{۱۰} (۲۰۱۸) نیز با مدل‌سازی ساختار همبستگی بازدهی و نقدشوندگی پرفراوانی در بازار آینده برای شاخص CSI300 و در بازه‌های ۵ دقیقه‌ای نشان دادند وابستگی نامتقارن است و

۱. Comovement

۲. Kordia et al

۳. Hasbrook & Sepi

۴. Haberman & Halka

۵. Commonality

۶. Karolyi et al

۷. اگرچه سایر سنجه‌های نقدشوندگی هم می‌توانست به کار گرفته شود. لازم به ذکر است که در اکثر پژوهش‌های در حوزه مدیریت ریسک، از دامنه پیشنهادی-درخواستی برای اندازه‌گیری نقدشوندگی استفاده می‌شود.

۸. Moshirian et al

۹. Malceniiece et al

۱۰. Gong et al

کاهش شدید در بازدهها با افزایش شدید شکاف مظنه خرید-فروش همزمان است. اما معکوس آن تأیید نشد.

روش‌شناسی پژوهش

از آنجا که پژوهش حاضر پیرامون مدل‌سازی نقدشوندگی و بازده سهام و مدل‌های مبتنی بر سری زمانی انجام شده است، شکاف مظنه خرید و فروش و همچنین بازده سهام در بازه‌های ۵ دقیقه‌ای طی روز متغیرهای اصلی پژوهش را شکل می‌دهند.

مدل‌سازی شکاف مظنه خرید و فروش طی‌روز

وجود نقدشوندگی عاملی ضروری برای افزایش ثبات بازارهای مالی است. به‌طوری که کاهش نقدشوندگی در بخش‌های مختلف بازار و یا حتی برای یک ابزار مالی خاص، می‌تواند مشکلاتی را به‌وجود آورد که بازارهای مالی به هم پیوسته را حتی در سراسر دنیا تحت تأثیر قرار دهد و موجب بروز بحران گردد. منظور از نقدشوندگی نیز توانایی و میزان آمادگی دارایی‌ها برای تبدیل به وجه نقد است که شکاف مطلق مظنه‌های پیشنهادی خرید-فروش رایج‌ترین معیار برای سنجش نقدشوندگی سهام در ادبیات مالی به شمار می‌رود که در پژوهش حاضر نیز از آن استفاده شده است.

برای مدل‌سازی سری‌های زمانی شمارشی نیاز است که گسستگی داده‌ها و به‌طور همزمان ویژگی‌های سری زمانی آن با صراحت مورد توجه واقع شود. یک مسئله رایج در میان این داده‌ها، خودهمبسته بودن و ویژگی دیگر آنها بیش‌واریانسی است (واریانس بزرگتر از میانگین است). در مدل‌سازی نقدشوندگی، از توزیع پواسون استفاده شده که بنابر خاصیت داده‌های شمارشی در تحلیل این داده‌ها نقش کلیدی دارد. در مدل‌های مبتنی بر توزیع نرمال، میانگین و واریانس معمولاً از هم مستقل هستند، درحالی که در بعضی از توزیع‌ها مانند پواسون، میانگین و واریانس به هم وابسته‌اند و یکی از ویژگی‌های کلیدی توزیع پواسون برابری میانگین و واریانس آن است. به این مشخصه توزیع پواسون هم‌واریانسی اطلاق می‌گردد. هر چند که اغلب داده‌های شمارشی از خود بیش‌واریانسی نشان می‌دهند. مدل‌سازی میانگین به‌عنوان فرآیند خودرگرسیو باعث تولید بیش‌واریانسی حتی در مدل ساده پواسون می‌گردد. به دلیل محدودیتی که در برابری واریانس با میانگین پیش روی قرار می‌گیرد، همان‌گونه که پیش‌تر در ادبیات پژوهش اشاره شد، اغلب از مدل‌های تعمیم‌یافته برای مدل‌سازی داده‌های شمارشی بیش‌پراکنده استفاده می‌گردد.

برای درنظر گرفتن ملاحظات فوق و اجتناب از فرآیندهایی پیچیده‌ای که تخمین داده‌های درون روز را مشکل می‌سازد، از مدل خودهمبستگی پواسون شرطی معرفی شده توسط هایین (۲۰۰۳) برای مدل‌سازی شکاف مظنه خرید و فروش (سنجه نقدشوندگی) که سری زمانی از داده‌های طی‌روز گسسته را تشکیل می‌دهد استفاده شده است.

در همین راستا اگر $A_{i,j}^k$ بهترین مظنه فروش و $B_{i,j}^k$ بهترین مظنه خرید باشد، شکاف مظنه خرید و فروش $S_{i,j}^k = A_{i,j}^k - B_{i,j}^k$ برای سهم k ام در نزدیک‌ترین لحظه به زمان n_j ام و در روز i ام از روزهای معامله خواهد بود.

با فرض آن که d تعداد سهم‌های مورد مطالعه، N تعداد مشاهدات در هر روز و M تعداد روزهای معامله در نمونه باشد، خواهیم داشت:

$$I = [1, M] \cap \mathbb{N}$$

$$J = [0, N - 1] \cap \{\mathbb{N} \cup 0\}$$

$$k = [1, d] \cap \mathbb{N}$$

در همین حال نیز $P(\mu_{i,j}^k)$ فرآیند $ACP(p,q)$ برای $\{S_{i,j}^k\}$ به شرح زیر معرف توزیع مدل پواسون شرطی بحث شده برای نمونه مدنظر باشد:

$$S_{i,j}^k | F_{i,j-1}^k \sim P(\mu_{i,j}^k) \quad \text{رابطه (۱)}$$

$$E[S_{i,j}^k | F_{i,j-1}^k] = \mu_{i,j}^k \quad \text{رابطه (۲)}$$

$$\mu_{i,j}^k = \omega_k + \alpha_k S_{i,j}^k + \beta_k \mu_{i,j-1}^k \quad \text{رابطه (۳)}$$

که در آن $k \in I$ و $i \in I$ و برای ω_k و β_k ، α_k مثبت. در توزیع ACP تابع چگالی توزیع شکاف مظنه خرید و فروش سهم k ام با نماد $S_{i,j}^k$ ، برای $y \in \{\mathbb{N} \cup 0\}$ به شرح زیر خواهد بود:

$$F(S_{i,j}^k = y | \mu_{i,j}^k) = \frac{e^{-\mu_{i,j}^k} \mu_{i,j}^k{}^y}{y!} \quad \text{رابطه (۴)}$$

بر اساس قضیه میانگین غیرشرطی $ACP(p,q)$ چنانچه $\alpha_k + \beta_k < 1$ مدل $ACP(1,1)$ به شکل مانا با میانگین غیرشرطی زیر محاسبه گردد:

$$E[S_{i,j}^k] = \mu_{i,j}^k = \frac{\omega_k}{1 - (\alpha_k + \beta_k)} \quad \text{رابطه (۵)}$$

رابطه بالا نشان‌دهنده آن است که تا زمانی که جمع ضریب خودرگرسیو کمتر از یک باشد، مدل مانا است. همچنین بر اساس قضیه واریانس غیرشرطی مدل $ACP(1,1)$ میانگین شرطی آن به شکل زیر خواهد بود:

$$V[S_{i,j}^k] = \sigma^2 = \mu_{i,j}^k \frac{(1 - (\alpha_k + \beta_k)^2 + \alpha_k^2)}{1 - (\alpha_k + \beta_k)^2} \geq \mu_{i,j}^k \quad \text{رابطه (۶)}$$

این قضیه نشان‌دهنده آن است که ACP بدون شرط، بیش‌واریانس به نمایش می‌گذارد، هرچند از توزیع شرطی هم‌واریانس استفاده می‌کند. مادامی که $\alpha_k \neq 0$ و میزان بیش‌واریانسی تابع فزاینده‌ای از α_k باشد و همچنین تا حدود کمتری تابعی فزاینده‌ای از β_k باشد مدل بیش‌پراکنده خواهد بود. با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی، مدل ACP برای هر یک از سهم‌های k به شرح زیر تخمین زده خواهد شد:

$$\log \mathcal{L}(\theta, \mu_k) = \sum_i \sum_j \left(- + \frac{1}{2} \log(\gamma_k) - \gamma_k \lambda_{i,j}^k + \gamma_k S_{i,j}^k \left(1 + \log \left(\frac{\lambda_{i,j}^k}{S_{i,j}^k} \right) \right) \right) \quad \text{رابطه (۷)}$$

که در آن $\theta = (\omega_k, \alpha_1, \dots, \alpha_k, \beta_1, \dots, \beta_k)$ دربرگیرنده همه پارامترهای تابع چگالی شرطی خودرگرسیو شکاف مظنه خرید و فروش است.

مدل سازی بازده های طی روز با استفاده از فرآیند گارچ^۱

برای مدل سازی بازده طی روز با تمرکز بر سری های زمانی از مدل سازی دینامیک نوسانات درون روز استفاده شده که بر مبنای فرآیند گارچ که مبتنی بر روش شناسی آرچ^۲ است. این روش توسط انگل (۱۹۸۲) مطرح، توسط بولرسلف^۳ (۱۹۸۶) ارائه و جیوت (۲۰۰۵) آن را توسعه داد. در این روش واریانس هر دوره نه تنها تابعی از مجذور جملات خطای دوره های گذشته (مطابق مدل آرچ) است، بلکه تابعی از واریانس دوره های قبل نیز می باشد.

اگر قیمت میانه سهم k ام در نزدیک ترین بازه زمانی 5 دقیقه ای n_j ام در روز i ام صورت زیر باشد

$$P_{i,j}^k := \frac{A_{i,j}^k + B_{i,j}^k}{2} \quad \text{رابطه (۸)}$$

به نحوی که نمادگذاری بخش قبلی هم ذکر شد. $j \in J$ و $i \in I, k \in K$.

پس از استخراج داده های بین روز، بازده 5 دقیقه ای برای سهم k در روز i ام و 5 دقیقه j ام برای بازده سهم مورد نظر طبق رابطه زیر به روش لگاریتمی محاسبه می گردد. علت استفاده از این روش آن است که بازده در روش لگاریتمی به صورت پیوسته محاسبه می گردد.

$$R_{i,j}^k = \log(P_{i,j}^k) - \log(P_{i,j-1}^k) \quad \text{رابطه (۹)}$$

اگر واریانس با مجذور اجزای اخلاص p دوره قبل و واریانس q دوره قبل مرتبط باشد، یک مدل گارچ (p, q) تشکیل شده که به شرح زیر است:

$$h_{i,j}^k = \omega + \sum_{p=1}^p \alpha_p^k (\varepsilon_{i,j-p}^k)^2 h_{i,j-p}^k + \sum_{q=1}^q \beta_q^k h_{i,j-q}^k; \quad \varepsilon_{i,j}^k \sim \text{IIDN}(0, h_{i,j}^k) \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

۱. GARCH

۲. ARCH

۳. Bollerslev

h_{ij}^k : واریانس دوره j

ω : مقدار ثابت به مثابه میانگین

$(\varepsilon_{i,j-p}^k)^2$: مجذور جملات خطا در دوره $j - p$

$h_{i,j-q}^k$: واریانس پیش‌بینی شده در دوره $j - q$

در عبارت بالا بایستی شروط زیر برقرار باشد:

$$\omega > 0; \alpha_p^k, \beta_q^k \geq 0; \sum(\alpha_p^k + \beta_q^k) < 1$$

پارامترهای مدل یعنی مقادیر ω و α_p^k و β_q^k از طریق روش حداکثر درست‌نمایی تخمین زده می‌شوند. مقادیر β بزرگتر حاکی از ثبات نوسانات است و تا تغییر، مدت طولانی‌تری را نیاز دارد. به نظر جیوت (۲۰۰۳) برای مدل‌سازی نوسانات درون روز در مدل‌سازی بازدهی، فرآیند گارچ استاندارد (۱،۱) به شکل مناسب عمل می‌کند و برای آن خواهیم داشت:

$$R_{i,j}^k = \mu_k + \varepsilon_{i,j}^k \sqrt{h_{i,j}^k}, \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

$$h_{i,j}^k = \omega_k + \alpha_1^k (\varepsilon_{i,j-1}^k)^2 h_{i,j-1}^k + \beta_1^k h_{i,j-1}^k \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

مدل‌سازی توزیع مشترک نقدشوندگی و بازدهی با استفاده از کاپیولای خوشه‌ای

در راستای مدل‌سازی چند متغیره توزیع مشترک شکاف مظنه خرید و فروش و نیز بازده با اتکا به داده‌های طی روز (داده‌های پرفراوانی) سبدهی از سهام، از مدل کاپیولا واین استفاده شده که برای مواجهه با مسئله افزایش بعد و توزیع داده‌های غیرنرمال که در قسمت دنباله پهن‌تر هستند، توصیه می‌شود. علاوه بر این کاپیولای واین از اجزای سازنده‌ای تحت عنوان (سازه‌های جفتی) بهره می‌گیرند که وابستگی‌های شرطی بین دو متغیر را ترسیم می‌کنند. کاپیولا ما را قادر به استخراج ساختار وابستگی از طریق تابع توزیع مشترک و تفکیک ساختار وابستگی از تابع توزیع حاشیه‌ای می‌نماید.

انعطاف کاپیولا واین برای مدل‌سازی ساختار وابستگی بین بازده و نقدشوندگی چند سهم که بسیار پیچیده است، مناسب می‌باشد. چرا که این امکان را می‌دهد تا جفت‌های دومتغیره بازده، و یا شکاف مظنه خرید و فروش به صورت مجزا مدل‌سازی شوند. علاوه بر این، سازه‌های کاپیولاهای جفتی امکان مدل‌سازی‌های ساختارهای پیچیده وابستگی نظیر وابستگی نامتقارن و یا وابستگی قوی دنباله‌های را نیز می‌دهند.

اسکلار (۱۹۵۹) بیان می‌کند که یک توزیع مشترک n بعدی می‌تواند به n توزیع حاشیه‌ای تک‌متغیره و یک کاپیولای n متغیره تجزیه گردد. اگر $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)^T$ یک بردار تصادفی با تابع توزیع تجمعی F باشد و برای هر $i \in \{1, 2, \dots, n\}$ توزیع حاشیه‌ای Y_i را F_i بنامیم، یک کاپیولا بصورت $C: [0, 1]^n \rightarrow [0, 1]$ وجود دارد، به طوری که برای همه مقادیر $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n) \in \mathbb{R}^n$ عبارت زیر برقرار است.

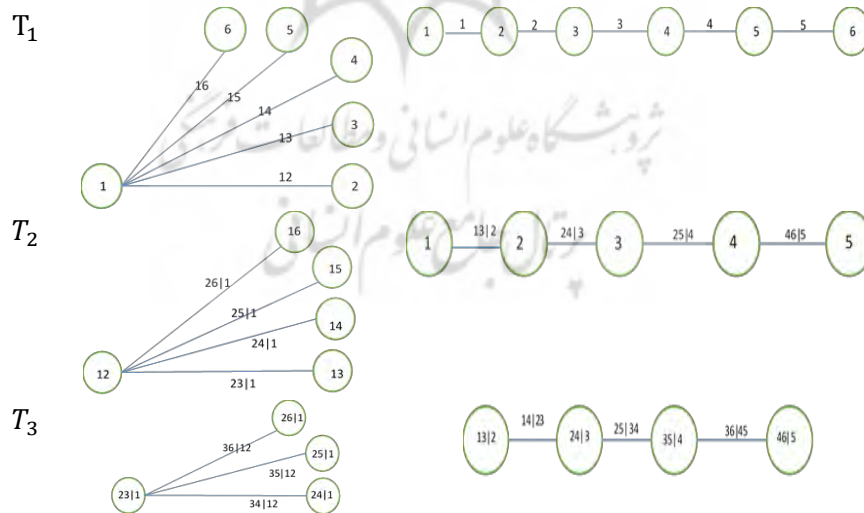
$$F(y) = C \{F_1(y_1), \dots, F_n(y_n)\} \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

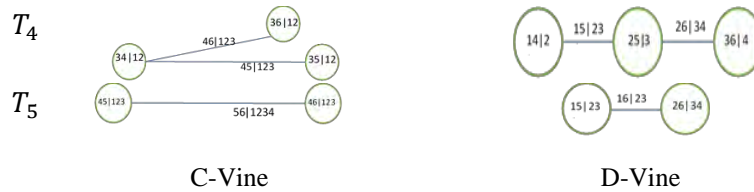
بنابراین کاپیولا C برای بردار تصادفی Y تابعی است که توزیع‌های حاشیه‌ای تک‌متغیره را روی توزیع مشترک F می‌نگارد. به عبارتی می‌توان نوشت $Y \sim F = C(F_1, \dots, F_n)$. لازم به ذکر است که کاپیولا برای متغیرهای تصادفی پیوسته مقداری منحصر به فرد است.

انواع کاپیولاهای و این مدل‌های گرافیکی منعطفی هستند که برای توصیف کاپیولاهای چندمتغیره که با استفاده از کاپیولاهای تک‌متغیره به صورت آبخاری ساخته می‌شوند که به آنها کاپیولاهای جفتی نیز گفته می‌شود که پیش‌تر مورد بحث قرار گرفت.

چنین سازه‌های کاپیولای جفتی (PCC) یک تابع چگالی احتمال چندمتغیره را به کاپیولاهای تک‌متغیره تجزیه کرده که هر جفت کاپیولا می‌تواند به صورت مستقل از بقیه کاپیولاهای انتخاب شود که این موجب انعطاف‌پذیری بالای مدل‌سازی وابستگی می‌گردد. به طور مشخص، عدم تقارن و وابستگی دنباله‌ای در ایجاد مدلی بهتر در نظر گرفته می‌شود. بنابراین خانواده و این هم مزیت مدل‌سازی کاپیولای چندمتغیره که همان جدایی مدل‌سازی حاشیه‌ای و وابستگی است، و هم مزیت انعطاف‌پذیری کاپیولای دو متغیره را دارد.

در رویکرد کاپیولا و این با وجود d بعد، تعداد $d(d-1)/2$ جفت کاپیولا در $(d-1)$ شاخه متصل در شکل درختی قرار می‌گیرند. بدین ترتیب در مرحله اول ساختار درختی و این مناسب برای مدل‌سازی در نظر گرفته می‌شود. ملاک مناسب بودن ساختار بر اساس داده‌های پژوهش و یا دانش تجربی تعیین می‌گردد. در گام بعدی پس از تعیین ساختار و این مناسب لازم است توابع کاپیولاهای انتخاب شده و در مرحله بعد برازش گردند.





شکل ۱. فرم گرافیکی کاپیولا C-Vine و D-Vine

همان‌گونه که در شکل ۱. فرم گرافیکی کاپیولا C-Vine و D-Vine مدل دی-واین نیز بر اساس انتخاب ترتیب مشخصی از متغیرها ساخته می‌شود. در نمودار درختی اول، وابستگی اولین و دومین متغیر، دومین و سومین متغیر، سومین و چهارمین متغیر، ... با استفاده از کاپیولاهای جفتی مدل‌سازی می‌گردد، به طوری که مراتب اول تا d ام با جفت‌های $(1,2)$ ، $(2,3)$ ، $(3,4)$ الی آخر مدل می‌شوند. در نمودار درختی دوم، وابستگی شرطی برای اولین و سومین متغیر به شرط متغیر دوم $(1,3|2)$ ، دومین و چهارمین متغیر به شرط متغیر سوم $(2,4|3)$ و به همین ترتیب برای مراتب بالاتر مدل‌سازی می‌شود، و به همین ترتیب نیز نمودارهای درختی بعدی، چنین ساختاری منتج به تابع چگالی دی-واین می‌شود که به راحتی تابع چگالی d بعدی را تجزیه می‌کند. معادله مربوط به آن به شرح زیر است.

$$f(x) = \prod_{k=1}^d f_k(x_k) \times \prod_{i=1}^{d-1} \prod_{j=1}^{d-i} c_{j,j+i|(j+1):(j+i-1)} \left(F(x_j|x_{j+1}, \dots, x_{j+i-1}), \left. F(x_{j+i}|x_{j+1}, \dots, x_{j+i-1}) \right| \theta_{j,j+i|(j+1):(j+i-1)} \right) \quad (13)$$

به منظور دستیابی به توابع چگالی شرطی $F(x|\theta)$ برای یک بردار m بعدی θ از یک عبارت کاپیولای جفتی در نمودار درختی $m + 1$ با استفاده از کاپیولای جفتی درخت‌های قبل $1, \dots, m$ و با اعمال مکرر این ارتباط استفاده می‌شود.

$$h(x|\theta, \theta) := F(x|\theta) = \frac{\partial C_{x\theta_j|\theta_{-j}}(F(x|\theta_{-j}), F(\theta_j|\theta_{-j})|\theta)}{\partial F(\theta_j|\theta_{-j})} \quad (14)$$

که در این عبارت θ_j عنصری دلخواه از θ و θ_{-j} بیانگر بردار $m - 1$ بعدی است که θ_j در آن وجود ندارد (جو، ۱۹۹۷). همچنین $C_{x\theta_j|\theta_{-j}}$ تابع چگالی کاپیولای دو متغیره با پارامتر(های) θ است که در درخت m مشخص است.

تصریح مدل کاپیولا واین

پیش از تصریح مدل سی-واین یا دی-واین ابتدا مرتبه متغیرها را مشخص می‌نماییم. در مدل دی-واین بایستی ترتیب متغیرها در اولین درخت انتخاب گردند. با توجه به این که ابتدا باید وابستگی بین بازده‌های سهم‌ها با یکدیگر و نیز شکاف با یکدیگر بررسی شود، انتخاب دی واین از سی واین مناسب‌تر است. زیرا برای سی واین باید در همان ابتدا یک متغیر کلیدی از بین همه متغیرهای موجود به‌عنوان گره پایه معرفی شود. اما در نوع دی واین، مدل‌سازی وابستگی شرطی بین شکاف مظنه خرید و فروش سهم‌ها با یکدیگر در سطوح بعدی مورد بررسی قرار می‌گیرد. مضافاً در نوع دی واین تنها ساختار درختی سطح اول تعیین می‌شود و بقیه سطوح مطابق آن تعیین می‌شوند.

تخمین مدل کاپیولا

پس از انتخاب ساختار سی-واین یا دی-واین، بایستی خانواده کاپیولای جفتی برای هر جفت متغیر مشخص گردد. با استفاده از مجموعه داده‌ها ورودی و نوع واین توابع کاپیولای دومتغیره مناسب از میان مجموعه توابع کاپیولاهای ممکن مطابق با معیار اطلاعاتی آکائیک^۱ انتخاب می‌گردد. همچنین آزمون‌های استقلال مقدماتی برای هر جفت به‌منظور دستیابی به مدلی بهتر با متغیرهای کمتر انجام می‌شود. این فرایند انتخاب کاپیولا به‌صورت درخت به درخت پیش می‌رود. از آنجایی که جفت‌های شرطی در درخت‌های $1, \dots, t-2$ به درخت‌های پیشین بستگی دارد، کاپیولاهای سی-واین و دی-واین به‌صورت متوالی و درخت به درخت تخمین می‌خورد. تخمین پارامترهای هر جفت کاپیولا با استفاده از معکوس Kendall's یا تخمین حداکثر درست نمایی MLE انجام می‌گیرد.

تخمین‌های متوالی بالا می‌تواند برازش مناسبی تأمین کند، برای حداکثرنمایی لگاریتم درست‌نمایی ویژگی‌های کاپیولای دی-واین، برای مشاهدات:

$$u = (u_{k,j}) \quad k = 1 \dots N \quad j = 1, \dots, d:$$

لگاریتم درست‌نمایی با مجموعه پارامترهای θ_{DV} به‌صورت زیر محاسبه می‌گردد:

رابطه ۱۶

$$\begin{aligned} \ell_{DV}(\theta_{DV}|u) &= \sum_{k=1}^N \sum_{i=1}^{d-1} \sum_{j=1}^{d-i} \log [c_{j,j+i|(j+1):(j+i-1)}(F_{j|(j+1):(j+i-1)}, F_{j+i|(j+1):(j+i-1)})] \end{aligned}$$

که در آن $F_{j|i_1:i_m} = F(u_{k,j}|u_{k,i_1}, \dots, u_{k,i_m})$ و توزیع‌های حاشیه‌ای نیز دارای ویژگی یکنواخت‌اند به‌طوری که $f_k(u_k) = 1_{[0,1]}(u_k)$. از سویی $F_{j|i_1:i_m}$ تابعی از پارامترهای جفت‌های کاپیولا در درخت یک تا درخت i_m است.

جدول ۱. توابع کاپیولای جفتی مورد استفاده در مدل‌سازی کاپیولا واین

۱. Akaike Information Criterion (AIC)

تابع کاپیولا	تابع مولد	دامنه پارامتر	تاو کندال	وابستگی دنباله‌ای
گاموسی N	$\Phi_2(\Phi^{-1}(u), \Phi^{-1}(v); \theta)$	$\theta \in (-1, 1)$	$\frac{2}{\pi} \arcsin(\theta)$	0
کلاپتون C	$\frac{1}{\theta}(t^\theta - 1)$	$\theta > 0$	$\frac{\theta}{\theta+2}$	$(2^{-\frac{1}{\theta}}, 0)$
گامبل G	$(-\log t)^\theta$	$\theta \geq 1$	$1 - \frac{1}{\theta}$	$(0, 2 - 2^{\frac{1}{\theta}})$
فرانک F	$-\log \left[\frac{e^{-\theta t} - 1}{e^{-\theta} - 1} \right]$	$\theta \in \mathbb{R} \setminus \{0\}$	$1 - \frac{4}{\theta} + 4 \frac{D_1(\theta)}{\theta}$	(0,0)
جول J	$-\log[1 - (1-t)^\theta]$	$\theta > 1$	$1 + \frac{4}{\theta^2} \int_0^1 t \log(t) dt - t^{2(1-\theta)/\theta}$	$(0, 2 - 2^{\frac{1}{\theta}})$

در جدول ۱. توابع کاپیولای جفتی مورد استفاده در مدل‌سازی کاپیولا و اینجدول ۱ توابع کاپیولای جفتی مورد استفاده در پژوهش، توابع مولد هر یک، دامنه پارامتر مدل و علاوه بر آن چگونگی مدل‌سازی وابستگی‌های غیرخطی دنباله‌ای هر یک مورد اشاره قرار گرفته است.

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

داده‌های پربسامد طی‌روز و پالایش داده‌ها

از آنجا که بازارهای مالی منبع داده‌های پربسامد هستند، درک بهتر آنها نیازمند انجام پژوهش‌های مبتنی بر داده‌های پرفروانی است. اما به دلیل زمان‌بر و هزینه‌بر بودن گردآوری، تطبیق، ذخیره‌سازی و کار روی داده‌های پرفروانی، اغلب پژوهش‌های حوزه مالی مبتنی بر داده‌های کم فراوانی و حداکثر در سطح روزانه، صورت می‌پذیرند. از سویی، اغلب مدل‌های آماری و اقتصادسنجی برای داده‌های همگن (دارای فواصل یکسان زمانی) طراحی شده‌اند، و برای تطبیق روش‌های فعلی با شرایط داده‌های پربسامد مطالعات کمی صورت گرفته است.

همچنین، اغلب منابع داده‌های پربسامد دارای برخی داده‌های نامناسب هستند. بنابراین، تمیز کردن داده‌ها امری زمان‌بر و پیچیده و در عین حال به دلیل تنوع خطاهای احتمالی و منشا آنها، تنوع مشخصه‌های آماری متغیرهای برازش شده (شامل شکست‌های ساختاری، توابع توزیع، رفتارهای شرطی و ...)، تنوع منشا داده‌ها، بازه‌های زمانی غیرهمگن، بعضاً خلأ داده در بازه‌های زمانی طولانی، ضروری است.

در پژوهش حاضر با توجه به شکل شبکه‌ی زمانی بررسی داده‌های مظنه خرید و فروش ۵۰ سهم به‌طور هم‌زمان که در فواصل زمانی ۵ دقیقه‌ای طی‌روز در طول یک سال است، تمیز کردن داده‌ها موضوع پیچیده‌تری به‌شمار می‌رود. در بررسی داده‌های پژوهش مشخص شد در برخی از بازه‌های زمانی مظنه‌ها بنا به دلایلی نظیر محدودیت‌های دامنه نوسان و تشکیل صف، توقف نماد یک سهم بنا به دلایلی نظیر مجمع عمومی عادی و فوق‌العاده یا نوسان خارج از محدوده مجاز، تکرار داده‌ها بدون تغییر هیچ یک از متغیرها، دارای داده نامناسب هستند. به دلیل آن‌که در نهایت داده‌ها جهت مدل‌های سری زمانی شامل مدل‌سازی نقدشونگی، بازده‌های لگاریتمی و کاپیولا و این طی‌روز جهت مدل‌سازی مشترکات آنها مورد

استفاده قرار خواهند گرفت. بنابراین در شبکه زمانی بازه‌های زمانی ۵ دقیقه‌ای طی روز مورد نظر در نهایت هر ۱۵ سهمی که در پژوهش مورد استفاده قرار می‌گیرند بایستی دارای مظنه خرید و فروش غیر صفر مناسب باشند^۱. با توجه به بررسی همزمان سهمها بر اساس مدل‌های مورد مطالعه چنانچه در بازه زمانی ۵ دقیقه ای زام از روز i ام برای سهم k ام داده مظنه صفر یا نامناسب باشد، بازه زمانی ۵ دقیقه‌ای مزبور را از میان داده‌ها برای تمام سهمها حذف می‌نماییم تا در تناظر زمانی بین سهمها اشکالی ایجاد نگردد. همچنین به جهت بررسی زمان معاملات با توجه به این که زمان معاملات بازار سهام بر روی نماد شرکتها بین ساعت ۹ تا ۱۲:۳۰ ظهر است، در این محدوده به ازای بازه‌های ۵ دقیقه‌ای برای هر سهم طی روز ۴۳ داده خواهیم داشت.

پس از بررسی داده‌های سال ۱۳۹۸ در بازه زمانی مورد مطالعه که از تاریخ ۵ فروردین سال ۱۳۹۸ تا ۲۸ اسفند ۱۳۹۸ بوده است، برای ۵۰ شرکت برتر بورس در سه ماهه چهارم سال ۱۳۹۸ که بر پایه معیارهای نقدشوندگی سهام، میزان تأثیرگذاری بر بازار و برتری نسبت‌های مالی از مدیریت فناوری بورس تهران دریافت شد، تعداد روزهایی که سهمها، داده‌های نامناسب نظیر صفر دارند مقایسه شد، و ۱۵ سهم دارای کمترین میزان داده‌های حذفی به شرح زیر انتخاب شدند.

جدول ۲. سهم‌های مورد مطالعه

نماد شرکت	تیم	گروه‌های صنعت	گروه‌های ارزش		چاره‌کار S	چاره‌کار R	p-value R \$ S
			R	S			
پارسان	گسترش نفت و گاز پارسیان	محصولات شیمیایی	۱۶	۱	۴۳۹۸۸۶۳/۷	۴۹۲۱۰۴۰/۹	۰/۰۰
تاپیکو	نفت و گاز و پتروشیمی تامین	محصولات شیمیایی	۱۷	۲	۴۳۹۸۸۶۳/۷	۴۹۲۱۰۴۰/۹	۰/۰۰
خسپا	سایپا	خودرو و ساخت قطعات	۱۸	۳	۴۳۹۸۸۶۳/۷	۴۹۲۱۰۴۰/۹	۰/۰۰
خودرو	ایران خودرو	خودرو و ساخت قطعات	۱۹	۴	۴۳۹۸۸۶۳/۷	۴۹۲۱۰۴۰/۹	۰/۰۰
شیریز	پالایش نفت تبریز	فراورده‌های نفتی	۲۰	۵	۴۳۹۸۸۶۳/۷	۴۹۲۱۰۴۰/۹	۰/۰۰
شبندر	پالایش نفت بندر عباس	فراورده‌های نفتی	۲۱	۶	۴۳۹۸۸۶۳/۷	۴۹۲۱۰۴۰/۹	۰/۰۰
شپنا	پالایش نفت اصفهان	فراورده‌های نفتی	۲۲	۷	۴۳۹۸۸۶۳/۷	۴۹۲۱۰۴۰/۹	۰/۰۰
شتران	پالایش نفت تهران	فراورده‌های نفتی	۲۳	۸	۴۳۹۸۸۶۳/۷	۴۹۲۱۰۴۰/۹	۰/۰۰
فخوز	فولاد خوزستان	فلزات اساسی	۲۴	۹	۴۳۹۸۸۶۳/۷	۴۹۲۱۰۴۰/۹	۰/۰۰
فملی	ملی صنایع مس ایران	فلزات اساسی	۲۵	۱۰	۴۳۹۸۸۶۳/۷	۴۹۲۱۰۴۰/۹	۰/۰۰
فولاد	فولاد مبارکه اصفهان	فلزات اساسی	۲۶	۱۱	۴۳۹۸۸۶۳/۷	۴۹۲۱۰۴۰/۹	۰/۰۰
کگل	معدنی و صنعتی گل گهر	استخراج کانه‌های فلزی	۲۷	۱۲	۴۳۹۸۸۶۳/۷	۴۹۲۱۰۴۰/۹	۰/۰۰
همراه	شرکت ارتباطات سیار ایران	مخابرات	۲۸	۱۳	۴۳۹۸۸۶۳/۷	۴۹۲۱۰۴۰/۹	۰/۰۰

۱. یکی از مواقعی که داده نامناسب تشخیص داده شد، زمانی بود که اطلاعات حجم، تعداد و مظنه برای خرید و فروش در چند بازه زمانی متوالی بدون تغییر باقی مانده بود، با توجه به نقدشونده بودن و معامله بودن ۵۰ سهم اخذ شده این موضوع مورد بررسی قرار گرفت و مشخص شد در برخی از زمانهاییکه نماد متوقف شده است سامانه آخرین سفارش‌های پیش از آن را تکرار می‌کند.

وبانک	سرمایه‌گذاری گروه توسعه ملی	شرکت‌های چند رشته‌ای	۱۴	۲۹	۴۳۹۸۸۶۳/۷	۴۹۲۱۰۴۰/۹	۰/۰۰
وغدیر	هلدینگ سرمایه‌گذاری غدیر	شرکت‌های چند رشته‌ای	۱۵	۳۰	۴۳۹۸۸۶۳/۷	۴۹۲۱۰۴۰/۹	۰/۰۰

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود ۱۵ سهم انتخابی نهایی مندرج در جدول بالا، از یک سو نمادهای رقیب درون صنعتی نظیر سهم‌های موجود از گروه محصولات شیمیایی، گروه فراورده‌های نفتی، فلزات اساسی یا شرکت‌های چند رشته‌ای را در بر می‌گیرد. از سویی، سهم‌هایی از گروه‌های صنعتی غیر مشابه را شامل می‌شود و این به متکثر ساختن سبد سهام کمک نموده است.

سبد انتخابی از ۱۵ سهم هم وزن تشکیل شده است. بدین ترتیب ۱۵ شکاف و ۱۵ بازده لگاریتمی به‌طور هم‌زمان مورد بررسی قرار گرفته است. هر شکاف و بازده لگاریتمی به‌صورت جداگانه و به‌شبهه‌ای که پیش‌تر توضیح داده شد تک متغیره مدل شده است. در گام بعدی ساختار وابستگی چند متغیره آنها با استفاده از توابع کاپیولای واین ۳۰ بعدی با روش حداکثر درست‌نمایی و با انتخاب جفت‌های کاپیولایی از روش AIC تخمین زده شده است.

با عنایت به توضیحات بخش جاری و با آماده‌سازی داده‌ها بر اساس محدودیت‌های تمیزسازی و اعمال بازه زمانی مذکور، برای مظنه خرید یا فروش و بازدهی هر سهم، تعداد ۵۴۰۰ مشاهده وجود دارد که در مجموع ۱۵ سهم تعداد ۱۶۲۰۰۰ مشاهده برای ۳۰ متغیر مورد مطالعه قرار گرفته است.

آماره‌های توصیفی داده‌های شکاف و بازده لگاریتمی هر یک از سهم‌های مورد بررسی قرار گرفت. اما با توجه به تعداد بالای به گزارش نتایج تست‌های جارک-برا برای بررسی نرمال بودن سری زمانی هر یک از متغیرهای شکاف و بازده لگاریتمی در جدول ۲، سهم‌های مورد مطالعه اکتفا شده است. با توجه به این‌که این آماره در تمام سری‌های بالا از مقادیر بحرانی بزرگ‌تر است و $(p - value < 0.001)$ فرضیه نرمال بودن رد می‌شود. بنابراین رویکرد ACP برای مدل‌سازی شکاف و GARCH برای بازده لگاریتمی با در نظر گرفتن واریانس شرطی را تأیید شد.

بررسی شواهد همبستگی نقدشوندگی و بازده

به جهت تعداد بالای متغیرهای مورد مطالعه و فضای مورد نیاز برای ارائه نتایج، امکان گزارش برخی از بررسی‌ها به صورت کامل وجود ندارد. بنابراین به تشریح نتایج بررسی‌های مدل‌سازی شده بسنده شده است. نتایج آزمون همبستگی خطی پیرسون^۱ برای بررسی همبستگی خطی بین فاصله‌های مظنه خرید و فروش ۱۵ سهم بین ۶ تا ۲۱ درصد بوده که در مورد همبستگی برخی سهم‌ها در سطح ۰/۰۵ بسیار معنادار است. همچنین نتایج آزمون همبستگی پیرسون بین بازده‌های سهم‌های مختلف در بازه (۰/۲۸ و ۰/۰۲-) بود که برای برخی سهم‌های این بازه در سطح ۰/۰۵ بسیار معنادار است. نتایج آزمون همبستگی پیرسون برای بررسی همبستگی بین بازدهی و شکاف هر سهم با خودش برای کلیه سهم‌ها به استثنا و غدیر و شتران در سطح ۰/۰۵ درصد معنادار است و برای شتران در سطح ۰/۱ معنادار است. همچنین بین برخی سهم‌ها

با یکدیگر، بازدهی رابطه همبستگی معناداری با شکاف دارد. تحلیل ضرایب همبستگی فوق نشان دهنده آن است که همبستگی بین بازده‌ها و نقدشوندگی‌ها برای پیش‌بینی‌های معیارهای تعدیل شده با نقدشوندگی نظیر ریسک نقدشوندگی باید با مدل‌های توزیع توأمان انجام گیرد.

در ادامه، نتایج آزمون همبستگی^۱ اشمیت و اشمید^۲ (۲۰۰۷) ناحیه دنباله بررسی شده که نشان داد همبستگی بین نقدشوندگی سهم‌های مختلف در ناحیه دنباله چپ بسیار معنادار است. به نحوی که آماره همبستگی بین بازه (۰/۱۷ و ۰/۶۵) قرار می‌گیرد که نشان‌دهنده همبستگی بسیار شدید در ناحیه دنباله پایینی است. همچنین آماره همبستگی ناحیه دنباله پایینی بین بازدهی سهم‌های مختلف مورد ارزیابی قرار گرفت که در بازه بین (۰/۰۱ و ۰/۲۶) قرار دارد. مجدداً در سطح ۰/۰۵ همبستگی معناداری برای اغلب موارد وجود دارد. در ادامه بررسی آزمون همبستگی بین نقدشوندگی و بازدهی سهم‌های مختلف در ناحیه دنباله پایینی، آماره مربوطه در بازه (۰/۰۲ و ۰/۱۹) قرار گرفت که مجدداً نشان‌دهنده همبستگی معنی‌داری در سطح ۰/۰۵ بین تمام سهم‌ها است.

آزمون همبستگی ناحیه دنباله برای دنباله بالا به روش اشمیت و اشمید (۲۰۰۷) نیز نشان داد همبستگی دنباله بالا در بین نقدشوندگی ۱۰ درصد جفت سهم‌ها در بازه (۰/۰۵ و ۰/۳۲) قرار گرفته و آماره برای مابقی بسیار کمتر بود و بنابراین برای اغلب سهم‌ها معنادار نیست. از سویی، نتایج آزمون همبستگی دنباله برای دنباله بالا بین بازدهی و نقدشوندگی خود آن سهم برای بیش از ۹ سهم بسیار معنادار است، و بین بازدهی یک سهم با نقدشوندگی سایر سهم‌ها در بازه (۰ و ۰/۱۲) قرار دارد و برای اغلب آنها معنادار نیست. در همین حال همبستگی ناحیه دنباله بالا برای بیش از ۵۰ درصد جفت متغیرهای بین سهم‌های بالای بین (۰/۱ و ۰/۲۸) و معنادار است.

شواهد بالا نشان دهنده وجود همبستگی سطح بالا بین نقدشوندگی سهم‌های متفاوت به صورت خطی و علی‌الخصوص اشتراکات روند و همبستگی شدید غیرخطی دنباله‌ای بین نقدشوندگی و بازدهی سهم‌های مختلف سبده سهام مورد بررسی از صنایع مختلف است. وجود این نوع همبستگی در ارزیابی‌های مرتبط با نقدشوندگی مربوط به سبده سهام حائز اهمیت بسیاری است. چرا که نایده گرفتن چنین همبستگی قوی به ارزیابی‌های سوء‌دار نسبت به ریسک نقدشوندگی در سرمایه‌گذاران منجر خواهد شد. در ادامه با در دست داشتن شواهد موثر و کافی از همبستگی غیرخطی بین بازدهی و نقدشوندگی سهم‌های گوناگون، توزیع مشترک بازدهی و نقدشوندگی سبده سهام مدل‌سازی شده است.

برای مدل‌سازی توزیع مشترک بازدهی و نقدشوندگی سبده سهام، ابتدا پارامترهای توزیع ACP برای مدل‌سازی نقدشوندگی و مدل GARCH برای توزیع بازده لگاریتمی تخمین زده است. سپس توزیع پسماندهای هر دو مدل مزبور برای مدل‌سازی توأمان نقدشوندگی و بازدهی با استفاده از واین کاپیولای نوع D مورد استفاده گرفته‌اند. بدین ترتیب آزمون‌های دیگری بنا به اقتضا استفاده شده که به اختصار به آنها اشاره می‌شود. بررسی آزمون دیک‌ی فولر تعمیم‌یافته برای فرض صفر وجود ریشه واحد ADF^۳ برای

1. Nonparametric Estimator
2. Schmid & Schmidt
3. Augmented Dickey-Fuller Test

کلیه سری‌های زمانی بازدهی لگاریتمی و شکاف در سطح ۰/۰۵ رد می‌شود و موید مانا بودن سری‌های زمانی مورد مطالعه است. همچنین برای استفاده از مدل گارچ لازم است وجود اثر آرج در سری‌های زمانی بازدهی مورد بررسی قرار گیرد، که نتایج آزمون مولتی پلایر لاگرانژ^۱ برای بررسی اثر ناهمسانی واریانس شرطی انگل (۱۹۸۲) در سطح ۰/۰۵ نشان دهنده رد فرض صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس شرطی و تأیید اثر آرج بود. **Error! Reference source not found.** بر اساس مدل‌های ACP برای شکاف و GARCH برای بازدهی‌های لگاریتمی هر سهم به شرح جدول ۳ است.

در **Error! Reference source not found.** پارامترهای مدل‌های توزیع شکاف و بازدهی لگاریتمی هر سهم ارائه شده است. برای شکاف هر یک از سهم‌های k مدل ACP با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی تخمین زده شد تا $\omega_k, \alpha_k, \beta_k$ که دربرگیرنده پارامترهای تابع چگالی شرطی خودرگرسیون شکاف مظنه خرید و فروش است برآورد گردد. همچنین پارامترهای مدل یعنی مقادیر ω و α_p^k و β_q^k از طریق روش حداکثر درست‌نمایی برای GARCH(1,1) تخمین زده شد. بررسی آزمون‌های مانایی و بررسی نرمالیتی جاک-برا، خودهمبستگی لی جونگ-باکس^۲ و اثر آرج برای پسماندهای مدل گارچ نشان‌دهنده برازش مناسب GARCH(1,1) دارد.

جدول ۳. تخمین پارامترهای مدل‌های نقدشوندگی و بازده

GARCH parameter			ACP parameter			سهم
β_1^k	α_1^k	ω_k	β_k	α_k	ω_k	
۰/۴۳	۰/۴۲	۱/۴۶	۰/۵۲	۰/۳۴	۳/۰۱	پارسا
۰/۷۱	۰/۱۱	۵/۸۷	۰/۵۰	۰/۲۸	۱/۴۰	تاپیکو
۰/۶۹	۰/۱۰	۵/۴۷	۰/۵۷	۰/۲۷	۱/۰۲	خساپا
۰/۷۱	۰/۱۰	۲/۶۶	۰/۴۰	۰/۵۶	۳/۱۹	خودرو
۰/۸۰	۰/۱۰	۱/۵۶	۰/۵۶	۰/۳۶	۱۷/۶۱	شبریز
۰/۸۶	۰/۱۱	۲/۶۷	۰/۳۶	۰/۵۰	۱۰/۷۶	شبندر
۰/۷۲	۰/۱۱	۳/۵۷	۰/۷۱	۰/۲۲	۰/۸۲	شپنا
۰/۶۷	۰/۱۰	۶/۹۷	۰/۶۵	۰/۲۶	۰/۹۹	شتران
۰/۶۸	۰/۱۰	۴/۷۷	۰/۵۲	۰/۳۴	۳/۲۹	فخوز
۰/۸۰	۰/۱۵	۱/۵۷	۰/۵۷	۰/۳۷	۱/۲۵	فملی
۰/۶۴	۰/۲۹	۲/۴۷	۰/۵۲	۰/۳۶	۰/۶۹	فولاد
۰/۳۱	۰/۵۸	۶/۸۷	۰/۵۵	۰/۳۴	۱/۴۲	کگل
۰/۸۱	۰/۱۰	۰/۰۰	۰/۴۲	۰/۵۳	۹/۲۵	همراه
۰/۶۹	۰/۱۰	۱/۷۶	۰/۲۹	۰/۵۷	۲/۹۳	ویانک
۰/۵۴	۰/۲۳	۱/۵۶	۰/۲۴	۰/۶۵	۰/۸۰	وغدیر

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Lagrange Multiplier Test
2. Ljung-Box

گزارش تا سطح درخت دوم در مدل سازی کاپیولا از توزیع توأمان بازدهی و نقدشوندگی ۱۵ سهم مورد مطالعه در جدول ۴ قابل مشاهده است. در اینجا توابع جفتی برآورد شده برای هر جفت کاپیولا بر حسب نمادهای توابع جفتی مندرج در جدول ۱ حاصل از نتایج این مدل سازی بر وجود همبستگی قوی دنباله‌ای در بین جفت متغیرهای مورد بررسی قرار گرفته که نتایج نشان داد در سطح اول ساختار درختی کاپیولا، ۲۱ مورد از ۳۰ مورد تابع برازش شده برای جفت متغیرها از خانواده‌های گامبل و کلایتون هستند و دارای ضرایب همبستگی غیرخطی دنباله‌ای قوی هستند. در سطح دوم ساختار درختی دی-واین کاپیولا از بین ۲۷ تابع کاپیولای برآورد شده برای جفت متغیرها به قید یک متغیر شرطی ۲۲ مورد از توابع برازش شده از خانواده‌های گامبل و کلایتون هستند و دارای ضرایب همبستگی غیرخطی دنباله‌ای قوی هستند. علاوه بر این گزارش ضریب همبستگی تاوی کندال^۱ برای هر یک از تخمین‌های صورت گرفته نیز جهت ارزیابی میزان همبستگی گزارش شده که موید همبستگی قوی میان متغیرهای مورد مطالعه است.

جدول ۴. مشخصات تابع توزیع مشترک کاپیولا برای شکاف و بازده

وابستگی دنباله‌ای پایینی	وابستگی دنباله‌ای بالایی	تاو کندال	پارامتر θ	نوع توزیع کاپیولایی	کاپیولا جفتی	گره	سطح درخت
۰	۰	۰/۹۴	۶۵/۱۲	F	۵	۲،۱	۱
۰	۰/۸۵	۰/۸۰	۵/۱۱	G	۴	۳،۲	۱
۰	۰/۸۳	۰/۷۷	۴/۳۴	G	۴	۳،۴	۱
۰	۰/۸۴	۰/۷۸	۴/۶۰	G	۴	۴،۵	۱
۰/۴۵	۰	۰/۳۰	۰/۸۶	C	۳	۵،۶	۱
۰	۰	۰/۴۵	۰/۶۵	N	۱	۶،۷	۱
۰	۰/۷۹	۰/۷۳	۳/۶۶	G	۴	۷،۸	۱
۰	۰/۸۱	۰/۷۵	۴/۰۴	G	۴	۸،۹	۱
۰	۰	۰/۴۹	۰/۶۹	N	۱	۹،۱۰	۱
۰/۴۶	۰	۰/۳۱	۰/۸۹	C	۳	۱۰،۱۱	۱
۰	۰/۸۴	۰/۷۹	۴/۷۵	G	۴	۱۱،۱۲	۱
۰	۰/۸۱	۰/۷۴	۳/۹۰	G	۴	۱۲،۱۳	۱
۰/۴۴	۰	۰/۳۰	۰/۸۵	C	۳	۱۳،۱۴	۱
۰	۰	۰/۴۲	۰/۶۲	N	۱	۱۴،۱۵	۱
۰	۰	۰/۴۳	۰/۶۲	N	۱	۱۵،۱۶	۱
۰	۰	۰/۹۴	۶۵/۱۱	F	۵	۱۶،۱۷	۱
۰	۰/۸۵	۰/۸۰	۵/۱۱	G	۴	۱۷،۱۸	۱
۰	۰/۸۳	۰/۷۷	۴/۳۴	G	۴	۱۸،۱۹	۱
۰	۰/۸۴	۰/۷۸	۴/۶۰	G	۴	۱۹،۲۰	۱
۰/۴۵	۰	۰/۳۰	۰/۸۶	C	۳	۲۰،۲۱	۱
۰	۰	۰/۴۵	۰/۶۵	N	۱	۲۱،۲۲	۱
۰	۰/۷۹	۰/۷۳	۳/۶۶	G	۴	۲۲،۲۳	۱
۰	۰/۸۱	۰/۷۵	۴/۰۴	G	۴	۲۳،۲۴	۱
۰	۰	۰/۴۹	۰/۶۹	N	۱	۲۴،۲۵	۱

۰/۴۶	۰	۰/۳۱	۰/۸۹	C	۳	۲۵،۲۶	۱
۰	۰/۸۴	۰/۷۹	۴/۷۵	G	۴	۲۶،۲۷	۱
۰	۰/۸۱	۰/۷۴	۳/۹۰	G	۴	۲۷،۲۸	۱
۰/۴۴	۰	۰/۳۰	۰/۸۵	C	۳	۲۸،۲۹	۱
۰	۰	۰/۴۲	۰/۶۲	N	۱	۲۹،۳۰	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و بحث

علائم و شواهد متعددی در بحران‌های مالی نشان می‌دهد که ریسک نقدشوندگی کمتر از میزان واقعی تخمین زده می‌شود. در نتیجه در نظر گرفتن ریسک نقدشوندگی در محاسبه ریسک پرتفوی شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، موسسات مالی و ... باعث به دست آمدن تخمین دقیق‌تری از ریسک و کاهش هزینه‌های ناشی از تخمین‌های غیردقیق می‌گردد. لکن با توجه به هزینه‌های ناشی از نادیده انگاشتن ریسک نقدشوندگی، پیش‌نیاز تخمین مناسب از ریسک نقدشوندگی مدل‌سازی مناسب همبستگی نقدشوندگی و بازدهی است تا امکان ارزیابی شاخصه‌هایی از ریسک نظیر ارزش در معرض خطر تعدیل شده با نقدشوندگی با دقت بالاتر فراهم گردد. همان‌گونه که نشان داده شد مدل‌سازی چند متغیره کاپیولای واین می‌تواند توزیع توأمان نقدشوندگی و بازدهی بین سهم‌های متعدد را حتی در ابعاد بالا و حتی نیز با اتکا بر داده‌های پرسامد درون روز به خوبی تخمین زند نماید. این پژوهش نخستین پژوهش در زمینه بررسی اشتراکات بازدهی و نقدشوندگی بر اساس داده‌های پرسامد در ابعاد بالا است و همچنین نخستین مطالعه بررسی تجربی بورس تهران است. یافته‌های این پژوهش با یافته‌های کریولی و همکاران (۲۰۱۲) دال بر وجود سطح بالای مشترکات در نقدشوندگی همخوانی دارد. بنابراین، با عنایت به توسعه بازار سرمایه در سال‌های اخیر و ورود فزاینده‌ی سهامداران خرد که بالقوه توانایی تأمین سطح بالای نقدشوندگی را نظیر نهادهای مالی بازارگردانی ندارند، ارزیابی مناسب ریسک تعدیل شده با نقدشوندگی به واسطه مدل‌سازی ساختار وابستگی نقدشوندگی و بازدهی را امری ضروری می‌نماید. ارائه مدلی برای بهبود ارزیابی ناظران بازار سرمایه از ریسک نقدشوندگی از یک سو و نیز برای سرمایه‌گذاران پرسامد که امروزه به مدد توسعه فناوری‌های زیرساختی بازار سرمایه حائز اهمیت است. از این رو پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آینده به منظور توسعه فناوری‌های مالی بر استفاده از مدل‌سازی توأمان ارائه شده برای ابعاد بالای سهام در ارزیابی ریسک نقدشوندگی متمرکز شوند. همچنین جامع‌سازی این مدل‌سازی و توسعه آن برای کاربرد در ارزیابی‌های ریسک نقدشوندگی و ارائه داده‌های مناسب جهت مدیریت ریسک به نهاد ناظر بازار می‌تواند سودمند باشد. چرا که در ارزیابی مناسب ریسک نقدشوندگی برای کلیه نهادهای بازار سرمایه، موسسات مالی و بانکی موثر است.

ملاحظات اخلاقی:

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

۱۹

تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافی وجود ندارد.

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده است.

منابع

- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Cattivelli, L. & Pirino, D. (2019). A SHARP model of bid-ask spread forecasts. *International Journal of Forecasting*, 35(4), 1211-1225.
- Chordia, T., Roll, R. & Subrahmanyam, A. (2000). Commonality in liquidity. *Journal of Financial Economics*, 56(1), 3-28.
- Daul, S., De Giorgi, E. G., Lindskog, F. & McNeil, A. (2003). The Grouped t-Copula with an application to credit risk. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1358956>
- Engle, R. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation, *Econometrica*, 50, 987-1008.
- Embrechts, P., Lindskog, F. & McNeil, A. J. (2001). Modelling dependence with Copulas and applications to risk management. Department of Mathematics, Zürich. www.math.ethz.ch/finance.
- Giot, P. (2005). Market risk models for intraday data. *The European Journal of Finance*, 11(4), 309-324.
- Gong, Y., Chen, Q. & Liang, J. (2018). A mixed data sampling copula model for the return-liquidity dependence in stock index futures markets. *Economic Modelling*, 68(C), 586-598.
- Groß-Klußmann, A. & Hautsch, N. (2013). When machines read the news: Using automated text analytics to quantify high frequency news-implied market reactions. *Journal of Empirical Finance*, 18(2), 321-340.
- Hasbrouck, J. & Seppi, D. J. (2001). Common factors in prices, order flows and liquidity. *Journal of Financial Economics*, 59 (3), 383-411.
- Heinen, A. (2003). Modelling time series count data: an autoregressive conditional Poisson model. *MPRA_paper_8113.pdf*.
- Huberman, G. & Halka, D. (2001). Systematic liquidity. *Journal of Financial Research*, 24(2), 161-178.
- Joe, H. (1997). Multivariate models and multivariate dependence concepts. Chapman and Hall/CRC Press, 1st Edition.
- Karolyi, G. A., Lee, K. H. & Van Dijk, M. A. (2012). Understanding commonality in liquidity around the world. *Journal of Financial Economics*, 105(1), 82-112.
- Krupskii, P. & Joe, H. (2020). Flexible copula models with dynamic dependence and application to financial data. *Econometrics and Statistics*, 16, 148-167.
- Malceniene, L., Malceniaks, K. & Putniņš, T. J. (2019). High frequency trading and comovement in financial markets. *Journal of Financial Economics*, 134(2), 381-399.
- Moshirian, F., Qian, X., Wee, C. K. G. & Zhang, B. (2017). The determinants and pricing of liquidity commonality around the world. *Journal of Financial Markets*, 33(C), 22-41.
- Palaro, H. P. & Hotta, L. K. (2006). Using conditional copula to estimate value at risk. *Journal of Data Science*, 4(1), 93-115.
- Schmid, F. & Schmidt, R. (2007). Multivariate conditional versions of Spearman's rho and related measures of tail dependence. *Journal of Multivariate Analysis*, 98(6), 1123-1140.
- Sklar, M. (1959). Fonctions de repartition a dimensions et leurs marges. Publications de l'Institut Statistique de l'Université de Paris, 8, 229-231.
- Weiß, G. N. & Supper, H. (2013). Forecasting liquidity-adjusted intraday value-at-risk with vine copulas. *Journal of Banking & Finance*, 37(9), 3334-3350.
- Xu, C. & Chen, H. (2012). Measuring portfolio value at risk. Lund University-Department of Economics. 1-55.
- Zeger, S. L. (1988). A regression model for time series of counts. *Biometrika* 75(4), 621-629.