[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

«مقاله پژوهشی»

بررسی همبستگی بانک‌های منتخب با مدل همبستگی شرطی پویا (DCC) و شناسایی بانک‌های دارای اهمیت سیستمیک با روش ارزش در معرض خطر شرطی و ارزش شیپلی

سید علی ناصری[۱]، فرخنده جبل عاملی[۲]، سجاد برخورداری دورباش[۳]

تاریخ دریافت: ۹۹/۳/۱۲ تاریخ پذیرش: ۹۹/۹/۱۱

چکیده

ریسک سیستمیک در اثر حرکت هم‌زمان یا همبستگی بین بخش‌های بازار ایجاد می‌شود؛ بنابراین ریسک سیستمیک زمانی اتفاق می‌افتد که همبستگی بالایی بین ریسک‌ها و بحران‌های بخش‌های مختلف بازار یا موسسات فعال در اقتصاد وجود داشته باشد یا زمانی که ریسک‌های بخش‌های مختلف در یک بخش از بازار یا یک کشور با سایر بخش‌ها و کشورهای دیگر مرتبط و همبسته باشد. در این مقاله یک سنجه برای محاسبه ریسک سیستمیک به منظور توصیف کارای اهمیت سیستمیک هر موسسه مالی در یک سیستم ارایه شده است. برای بررسی همبستگی متغیر در زمان بانک‌های مختلف به یکدیگر از متدولوژی DCC-GARCH با توزیع‌های نرمال و t-استیودنت استفاده شده است. نتایج این بخش نشان می‌دهد که کاربست مدلDCC-GARCH-student-t نسبت به مدل DCC-GARCH-normalارجحیت دارد. به منظور بررسی وجود اثر اهرمی از مدل GJR-GARCH استفاده گردید و نتایج حاصل از تخمین، وجود عدم تقارن و عدم وجود اثر اهرمی را در داده‌ها نشان داد. در بررسی همبستگی شرطی پویای بین بانک‌های منتخب نیز ملاحظه می‌شود که α_C . β_C برای هر دو حالت تخمین معنادار نیستند در نتیجه در هر دو

۱ دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه تهران Email: salinaseri@yahoo.com
۲. دانشیار علوم اقتصادی، دانشگاه تهران، (نویسنده مسئول) Emil: fameli@ut.ac.ir
۳. استادیار علوم اقتصادی، دانشگاه تهران. Email: barkhordari@ut.ac.ir

حالت برآورد شده بر اساس توزیع نرمال و t-استیودنت $\alpha_C = \beta_C = 0$ بوده و مدل به همبستگی شرطی ثابت تبدیل می‌شود.

بر اساس نتایج حاصل از ارزش شیپلی و به منظور تخصیص ریسک کل بین بانک‌های موجود در نمونه، به ترتیب بانک‌های پارسیان، ملت، اقتصاد نوین، تجارت و صادرات دارای بیشترین اهمیت سیستمیکی برای دوره زمانی مورد بررسی از ۱۳۸۸/۰۳/۲۷ تا ۱۳۹۸/۰۲/۱۷ هستند.

طبقه‌بندی JEL: G21,G32,C13

واژه‌های کلیدی: ریسک سیستمیک، ارزش در معرض خطر شرطی (COVaR)، مدل $DCC - GARCH$، ارزش شیپلی.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]

[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

۱. مقدمه

شوک‌های منفی وارد شده به یک موسسه مالی یا بحران موجود در این موسسات می‌توانند به سادگی منتشر شده و بر سایر نهادها و موسسات اثر بگذارند. بحران مالی سال ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸ نشان داد که چگونه بحران می‌تواند به سرعت و از طریق سیستم مالی گسترش یافته و ثبات مالی را با خطر مواجه نماید. به عبارتی دیگر، اختلال در یک موسسه مالی اثرات معکوس[1] بر سایر موسسات مالی و همچنین کل سیستم مالی دارد. انتقال بحران از یک موسسه به موسسه دیگر و نهایتاً به کل بازار و اقتصاد، به بی‌ثباتی سیستم مالی منجر گردیده و خطر شکل‌گیری ریسک سیستمیک را افزایش می‌دهد. به رغم انجام مطالعات و پژوهش‌های متعدد در زمینه ریسک سیستمیک، در خصوص مفهوم آن هنوز اجماع جامعی وجود ندارد.

بحران مالی می‌تواند از طریق انتقال بحران از سیستم مالی به کل اقتصاد و همچنین از طریق نجات بیرونی[2] موسسه‌های مالی بزرگ با منابع حاصل از مالیات، هزینه‌های زیادی بر آحاد جامعه نیز وارد نماید. بحران‌های مالی نشان دادند که در صورت عدم انجام کارکرد صحیح سیستم مالی، پیامدهای خارجی منفی بسیار بزرگی بر کل اقتصاد تحمیل می‌شود به همین جهت و برای جلوگیری از این نقصان، مطالعات بسیاری بر ابزارهای سیاست کلان انجام شده تا به کمک این ابزارها سیاستگذاران قادر باشند تا در مراحل پیش از بروز بحران، متوجه شکل‌گیری آن شده و مانع بروز بحران شوند و یا زیان حاصل از آن را به حداقل ممکن برسانند. بنابراین تنظیم مقررات و مدیریت این ریسک‌های سیستمیک، علاوه بر موسسات مالی برای کل جامعه نیز مطلوب است. به همین دلیل، محاسبه و تحلیل این پدیده با استفاده از تکنیک‌های آماری مختلف، بخش عمده‌ای از تحقیقات اقتصادی در سال‌های اخیر را به خود معطوف نموده است.

1. Adverse Effects
2. Bailout

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

این مقاله تلاش دارد تا مدل‌های جدید معرفی شده در زمینه محاسبه ریسک سیستمیک که در آنها نواقص و ضعف‌های مدل‌های قبلی اصلاح شده و تخمین‌های حاصل از آنها در عمل نتایج بهتری به همراه داشته را ارایه نموده و از آنها در محاسبه ریسک سیستمیک بخش بانکی ایران بهره جوید. بر این اساس معرفی معیار COVaR چندگانه و مدل DCC-GARCH و استفاده از آنها در محاسبه ریسک سیستمیک به عنوان معیار و مدل مورد استفاده در اغلب مطالعات در زمینه سنجش ریسک سیستمیک، مورد توجه این مقاله است. در مطالعات انجام شده برای بررسی وابستگی دنباله‌ای، ویژگی پهن دنباله بودن سری‌های زمانی مالی مورد توجه قرار نگرفته و از توزیع نرمال برای تخمین مدل گارچ استفاده شده است. این پژوهش با مدنظر قرار دادن این نقیصه و انجام محاسبات مربوط به مدل DCC-GARCH با توزیع نرمال و استیودنت-t و انتخاب مدل صحیح درصدد ارائه مدل دقیق‌تری برآمده است. مطالعه اسپینوزا و همکاران (۲۰۱۵)[1] نشان داد که نادیده گرفتن عدم تقارن-هایی که وابستگی دنباله‌ای را توصیف می‌کنند، می‌تواند به کم‌برآوردی شدید ریسک سیستمیک منجر گردد. با علم به این موضوع در این مقاله از روش GJR-GARCH برای پوشش عدم تقارن‌ها استفاده شده است. تحلیل و اندازه‌گیری وابستگی متقابل بین برخی از بانک‌های منتخب کشور با استفاده از متدولوژی COVaR به منظور تعیین بانک‌هایی که بیشترین میزان مشارکت در ریسک سیستمیک بازار بانکی در ایران را دارند، از اهداف این مقاله است. ضرورت دارد که تعیین میزان مشارکت هر یک از بانک‌ها در ریسک سیستمیک کلی موجود در سیستم به نحو صحیح و دقیق برآورد گردد. روش شیپلی که در زمینه نظریه بازی‌های همکارانه مطرح شده است و بر اساس اصول موضوعه: ۱- عامل تعیین‌کننده سهم هر بازیکن از عایدی (هزینه)، نقش وی در دستیابی به عایدی (هزینه) بازی است ۲- اگر بازیکنی در شکل‌گیری ائتلاف یا دستیابی به عایدی (هزینه) حاصل نقشی نداشته باشد، سهمش از عایدی (هزینه) صفر است ۳- عایدی (هزینه) انتظاری هر بازیکن، قبل و بعد از دستیابی به عایدی (هزینه) ائتلاف، نباید از چانه‌زنی بازیکنان راجع به

1 Espinosa et al. (2015)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

استراتژی‌شان متاثر شود (عبدلی و همکاران (۱۳۹۳) تعریف می‌شود، پاسخ منحصر بفردی به این موضوع ارائه می‌کند. اصل موضوعه جمع‌پذیری ارزش شیپلی اذعان دارد که جمع ارزش شیپلی هر موسسه از ریسک سیستمیک دقیقاً با ارزش در معرض خطر شرطی چندگانه همه موسسات موجود در سیستم مالی که در بحران قرار دارند، برابر است. این امر بدان معنی است که متدولوژی ارزش شیپلی، ریسک سیستمیک کلی را به روشی کارآمد تقسیم می‌کند. این در حالی است که جمع هر ارزش در معرض خطر شرطی استاندارد، بزرگتر از ارزش در معرض خطر شرطی چندگانه همه موسسات مالی موجود در سیستم است که در بحران قرار گرفته‌اند. این موضوع بدان معنی است که اگر وضع قوانین، متناظر با ارزش در معرض خطر شرطی استاندارد صورت پذیرد، کل سیستم مالی بطور ضمنی مجازات می‌شوند زیرا قانون‌گذاری بر اساس ریسک سیستمیکی انجام شده که اساساً وجود ندارد. بنابراین، این اقدام و نحوه وضع مقررات حجم اعتباری بانک‌ها را کاهش داده و به اقتصاد واقعی آسیب خواهد رساند (چاو[1]، ۲۰۱۴) بر این اساس معرفی مفهوم ارزش شیپلی و استفاده از آن به عنوان معیار دقیقی برای شناسایی بانک‌هایی که دارای بیشترین اهمیت سیستمیکی می‌باشند نیز در این مقاله انجام شده است. این مقاله تلاش دارد تا به افزایش درک و شناخت در مورد خطر سیستمیک کمک نماید. سایر بخش‌های مقاله نیز به شرح زیر سامان یافته است. در بخش دوم ادبیات نظری مرتبط ارائه شده است. در بخش سوم پیشینه پژوهش مورد بررسی قرار گرفته و در بخش بعدی ادبیات نظری ارزش در معرض خطر شرطی چند متغیره (Multi-CoVaR) و روش ارزش شیپلی (Shapley) بیان شده است. در بخش پنجم مباحث نظری در خصوص نحوی تخمین مدل DCC_GARCH بسط داده شده است. بخش ششم نیز به تفصیل به بیان داده‌های مورد بررسی و نتایج حاصل از تخمین‌ها و برآوردها پرداخته و بخش هفتم و پایانی نیز به نتایج حاصل از این مقاله اختصاص یافته است.

1. Cao (2014)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

۲. مبانی نظری

ریسک سیستمیک از فعالیت‌های بیش از حد پر ریسک یک یا گروهی از معامله‌گران، نوع تهاجمی از فرهنگ سازمانی (که بنگاه به سمت سودهای کوتاه‌مدت حرکت می‌کند)، عدم موفقیت جمعی مدیریت در بانک (یا در سراسر سیستم بانکی) زمانی که به بی‌تحرکی و عدم توانایی پاسخگویی به شرایط تغییر یافته اقتصادی و قرار گرفتن بیش از حد بانک‌ها در برابر همان نوع ریسک در کل سیستم منجر شود، اطلاق می‌شود[1]. به عبارتی، ریسک سیستمیک ریسکی است که نکول یا بحران در یک یا تعدادی از بنگاه‌ها، به سایر بنگاه‌ها سرایت نموده و سقوط و بحرانی شدن کل سیستم مالی را موجب شود. ریسک سیستمیک را نمی‌توان صرفاً با محاسبه ریسک انفرادی هر موسسه برآورد و تحلیل نمود. حتی اگر تمامی موسسات موجود دارای ریسک اندک باشند، وجود رفتار دسته‌ای (گله‌ای)[2] در بین نهادهای مالی می‌تواند کل مجموعه را دچار ریسک سیستمیک نماید (آریاس، مندوزا و ریان، ۲۰۱۰[3]). تا قبل از بحران مالی سال ۲۰۰۸-۲۰۰۷ پیامدهای منفی ناشی از اعسار یک موسسه مالی بر سایر موسسات مالی و کل اقتصاد در مقررات بانکی ناظر بر بررسی و محاسبه ریسک موسسات مالی، در نظر گرفته نشده بود. ارزش در معرض خطر (VaR) به عنوان پرکاربردترین سنجه محاسبه ریسک در موسسات مالی قادر به توصیف ماهیت سیستمیک ریسک نیست چرا که این سنجه بر ریسک انفرادی و مجزای موسسه مالی متمرکز است. اولین روش برای محاسبه ارزش در معرض خطر، روش واریانس-کواریانس است که با فرض وجود توزیع نرمال برای بازده‌ها محاسبه می‌شود. با این حال، استفاده از توزیع نرمال به کم برآوردی دنباله‌ها و عدم توجه به بیش‌بود مقادیر چولگی و کشیدگی توزیع‌های تجربی در قیاس با مقادیر واقعی آنها می‌انجامد. برای غلبه بر کاستی‌های فوق، روش شبیه‌سازی تاریخی که ساده‌ترین روش برای برآورد ارزش در معرض خطر با استفاده از یک پرتفوی فرضی مبتنی بر داده‌های تاریخی است، مورد استفاده قرار گرفته است. با

1 Smaga (2014)
2. Herding Behavior
3. Arias & Reyna (2010)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

این وجود، این رویکرد مبتنی بر فرض تکرار تاریخ است، به عبارتی این روش بر فرض ثبات نوسانات بازده سهام در گذر زمان بنا شده است. این موضوع با شواهد تجربی مبنی بر اینکه بازده دارایی‌ها الگوهای خاصی مانند خوشه‌بندی نوسانات[1] را دارا هستند، مغایر است. مدل ARCH و متعاقب آن مدل GARCH برای رفع این مشکلات در خصوص خوشه‌بندی در داده‌های مالی معرفی شدند. مدل گارچ تک متغیره فرض می‌کند که نوسانات در طول دوره در بین متغیرها ثابت است لذا؛ همبستگی بین سری‌های زمانی چندگانه را در نظر نمی‌گیرد. سنجه‌های همبستگی خطی مانند همبستگی پیرسون، همبستگی کلی را نشان می‌دهد ولی همبستگی پویا را در نظر نمی‌گیرد. مدل CCC_GARCH نواقص مدل گارچ یک متغیره را برطرف کرده ولی یک مدل واقع‌گرایانه نیست، زیرا همبستگی را ثابت در نظر می‌گیرد درحالی که در واقع چنین نیست. انگل یک مدل پویا بر مبنای مدل CCC پیشنهاد نمود که همبستگی شرطی را در طول زمان متغیر در نظر می‌گیرد.

محاسبه میزان مشارکت هر یک از موسسات در ریسک سیستمیک کل می‌تواند به شناسایی موسساتی که سهم بیشتری در ریسک سیستمیک کل سیستم دارند، کمک نماید. الزامات نظارتی دقیق‌تر بر این گروه از موسسات، می‌تواند تمایل به ایجاد ریسک سیستمیک را متوقف نموده یا حداقل کاهش دهد. در عمل دو روش برای اندازه‌گیری میزان مشارکت یک موسسه مالی در ریسک کل سیستم وجود دارد. رویکرد اول به اطلاعات در خصوص موقعیت و میزان قرار گرفتن موسسه در معرض ریسک تعلق دارد. این اطلاعات محرمانه توسط بنگاه‌های مالی به مراجع ذیصلاح طبق قانون و مقررات ارایه می‌شود. رویکرد دوم فقط به داده‌های بازارهای عمومی مانند بازده سهام، قیمت‌های اختیار معامله و .... متکی است (بنویت و همکاران (۲۰۱۳)[2]). ۴ نمونه برجسته از این سنجه‌ها که مبتنی بر رویکرد دوم هستند، عبارتند از: کمبود انتظاری حاشیه‌ای (MES)[3]و کمبود

1. Volatility Clustering
2. Benoit et al. (2013)
3. Marginal Expected Shortfall (MES)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

انتظاری سیستمیک (SES)[1] آچاریا و دیگران (۲۰۱۰)[2]، معیار ریسک سیستمیک (SRISK)[3] آچاریا، انگل و ریچاردسون (۲۰۱۲)[4] و برونلس و انگل (۲۰۱۲)[5] و دلتا ارزش در معرض خطر شرطی (ΔCOVaR)[6] آدریان و برونرمیر(۲۰۱۱)[7].

در این مقاله از تعریف COVaR که توسط آدریان و برونرمیر (۲۰۰۹)[8] معرفی گردید، استفاده می‌شود. COVaR به عنوان ارزش در معرض خطر (VaR) موسسه مالی مشروط به ارزش در معرض خطر موسسه دیگر تعریف می‌شود. اگر COVaR نسبت به VaR افزایش داشته باشد، این امر وجود اثر ریسک سر ریز[9] بین موسسات را تایید می‌نماید. با تعریف اختلاف بین این سنجه‌های COVaR به عنوان ΔCOVaR می‌توان میزان مشارکت هر موسسه در ریسک سیستمیک بازار را بدست آورد. تحقیق در مورد ریسک سیستمیک عمدتاً از منظر بحران انجام می‌شود، تا با تجزیه و تحلیل ریسک‌های سیستمیک بتوان آثار هجوم سپرده‌گذاران به بانک‌ها و عملیات بانکی در زمان بحران را بررسی نمود. تجزیه و تحلیل نوسانات و همبستگی دارایی‌ها، نقطه اصلی مباحث در مدیریت پرتفوی می‌باشد. ادبیات مرتبط با همبستگی بازار سهام نشان می‌دهد که با توجه به داده‌های موجود و اهداف تحقیق، روش‌های مختلفی برای بررسی این موضوع بکار گرفته شده است. معرفی مدل ARCH راه را برای معرفی مدل GARCH هموار کرد. مدل GARCH یک متغیره فرض می‌کند که نوسانات بین متغیرها در دوره مورد بررسی، ثابت است. این مدل نمی‌تواند همبستگی بین سری‌های زمانی چندگانه را توصیف نماید. طبق گفته‌های آلوز، نوگالس و رویز (۲۰۰۹) اولین تصمیمی که در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر یک پرتفوی می‌بایست اتخاذ گردد، این است که آیا از یک مدل چند متغیره برای سیستم بازده

1. Systemic Expected Shortfall (SES)
2. Acharya et al. (2010)
3. Systemic Risk Measure (SRISK)
4- Acharya et al. (2012)
5. Brownlees & Engle (2012)
6. Delta Conditional Value-at-Risk ($\nabla COVaR$)
7. Adrian & Brunnermeier (2011)
8. Adrian & Brunnermeier (2009)
9. Risk Spillover Effects

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

دارایی‌های فردی استفاده شود یا به جای آن از یک فرآیند یک متغیره برای بازده‌های پرتفوی استفاده نمود.

تخمین مدل‌ها از نوع ARCH معمولاً بوسیله روش حداکثر راستنمایی و با اعمال فروض اضافی در مورد فرآیند جملات خطا مانند تابع چگالی احتمال D(0,1) با میانگین صفر و واریانس ۱- انجام می‌شود. ویز (۱۹۸۶)[1]، بولرسلف و وودریج (۱۹۹۲)[2] نشان دادند که تحت فرض نرمال بودن و در صورت تصریح صحیح میانگین و واریانس شرطی، برآوردکننده شبه حداکثر راستنمایی[3](QML) سازگار است. انگل، گونزالس و ریورا (۱۹۹۱)[4] نشان دادند که این تخمین‌زننده تا حدی ناکارا هستند و درجه ناکارایی آن به میزان انحرافش از نرمال بودن، افزایش می‌یابد. در تحقیقات بسیاری نشان داده شد که توزیع‌های پهن دنباله برای توصیف داده‌ها با کشیدگی بزرگتر دارای عملکرد بهتری هستند (بولرسلف (۱۹۸۷)[5]، هسیه (۱۹۸۹)[6]، بایلی و بولرسف (۱۹۸۹)[7] و پالم و ولار (۱۹۹۷)[8]). ضعف اصلی توزیع‌های نرمال و t-استیودنت در آن است که اگر تخمین حداکثر راستنمایی با فرض وجود این توزیع‌ها انجام شود حتی با در نظر گرفتن وجود دنباله پهن نیز آنها متقارن خواهند بود.

در این مقاله برای برآورد ارزش در معرض خطر شرطی از روش DCC-GARCH انگل (۲۰۰۲) استفاده شده است.گرچه تخمین این مدل به صورت یک مرحله‌ای قابل انجام است ولی با افزایش سری‌های زمانی و پارامترهایی که می‌بایست برآورد گردند، این شیوه در عمل قابلیت اجرا ندارد. لذا برآورد بر اساس روش دو مرحله‌ای انجام می‌شود. در مرحله اول مدل‌های بی‌ثباتی تک متغیره تخمین زده شده و در مرحله بعدی پارامترهای

1. Weiss (1986)
2. Bollerslev & Wooldridge (1992)
3. Quasi-Maximum Likelihood (QML)
4. Engle et al. (1991)
5. Bollerslev (1987)
6. Hsieh (1989)
7. Baillie & Bollerslev (1989)
8. Palm & Vlaar (1997)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

ماتریس همبستگی مشروط به برآوردهای مرحله اول تخمین زده می‌شوند. ضمن اینکه برای در نظرگرفتن ویژگی دنباله‌های پهن در داده‌های مالی، با انجام آزمون‌های مناسب، مدل صحیح انتخاب شده و بر اساس مدل صحیح مقدار ارزش در معرض خطر شرطی کل سیستم مشروط به وجود بحران در هر یک از بانک‌های مورد بررسی محاسبه شده است. ارزش در معرض خطر شرطی مجدداً با روش رگرسیون کوانتایل بدست آمده و از آن برای محاسبه ارزش شیپلی بهره گرفته شده است.

۳. پیشینه تحقیق

بخشی از ادبیات نظری به معرفی و ارائه معیارهایی برای محاسبه میزان ریسک سیستمیک اختصاص یافته است. در ادبیات اقتصادی تعیین میزان ریسک سیستمیک از دو منظر اقتصاد کلان و اقتصاد خرد بررسی شده است. رویکرد اقتصاد کلان بر مشارکت هر موسسه انفرادی در ریسک سیستمیک تمرکز دارد در حالی که رویکرد اقتصاد خرد بر نحوه واکنش هر موسسه انفرادی به شوک‌های سیستمیک متمرکز شده است. این دو رویکرد مختلف، از معیارهای ریسک متفاوتی نیز استفاده می‌کنند. با توجه به اینکه در این مقاله رویکرد اقتصاد کلان به بررسی ریسک سیستمیک مورد توجه بوده است، پیشینه این رویکرد به اختصار بررسی می‌شود. پس از بحران مالی، محققان و پژوهشگران تحقیقات زیادی را راجع به ریسک سیستمیک و اندازه‌گیری آن با استفاده از روش‌هایی مانند COVaR, MES, CCA و سایر مدل‌ها انجام دادند.

۳-۱. پیشینه مطالعات خارجی

آدریان و برونرمیر (۲۰۱۴)[1] از روش COVaR برای اندازه‌گیری شدت سرایت ریسک یک موسسه مالی به سایر موسسات مالی و سهم موسسات مالی در ریسک سیستمیک استفاده نمودند. جیراردی و ارگون[2] در سال ۲۰۱۳ تعریف COVaR را اصلاح کردند و

1. Adrian & Brunnermeier (2014)
2. Girardi & Ergün (2013)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

ریسک سیستمیک یک سازمان را به عنوان تغییرات COVaR در بحران‌های مالی تعریف کردند و سپس ارتباط میان ریسک سیستمیک و ویژگی‌های آن را در چهار گروه صنعت مالی بررسی نمودند. دربالی و هالارا (۲۰۱۵)[1] از مدلMES برای اندازه‌گیری ریسک سیستمیک موسسات مالی اروپا استفاده کردند. گریب (۲۰۱۵)[2] برای نشان دادن ریسک نقدینگی، از یک مدل عوامل غیرخطی و مدل رگرسیون لاجستیک استفاده کرد تا احتمال تاثیرگذاری ریسک‌های سیستمیک را بر صندوق‌های پوشش[3] ریسک نشان دهد. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که ریسک سیستمیک این دسته از صندوق‌ها در حال افزایش است. ربوردو و اوگولینی (۲۰۱۵)[4] از روشCOVaR برای اندازه گیری ریسک سیستمیک بحران بدهی مستقل بازارهای منطقه اروپا پس از بحران بدهی یونان استفاده کردند و دریافتند که خطر ریسک سیستمیک در همه کشورها قبل از بحران مشابه بوده است. نتایج آنها نشان داد که ریسک سیستمیک در تمامی بازارهای بدهی اروپا پس از بحران کاهش یافته است. برونلس و انگل (۲۰۱۶)[5] SRISKرا برای اندازه‌گیری سهم ریسک سیستمیک در شرکت‌های مالی معرفی کردند و بر این اساس یک رتبه‌بندی برای موسسات در مراحل مختلف بحران ارایه نمودند. لین و همکاران (۲۰۱۶)[6] از SRISK, MES, COVaR و سایر روش‌ها برای مطالعه میزان مواجهه با ریسک‌های سیستمیک موسسات مالی و سهم ریسک هر یک از موسسات در بازار مالی استفاده کردند و برای سنجش تجربی آن نیز، داده‌های موسسات مالی تایوان را مورد سنجش قرار دادند. یکی از یافته‌های اصلی آدریان و برونرمیر (۲۰۱۶) آن است که به دلیل عدم وجود همبستگی بین VaR و ΔCOVaR در داده‌های مقطعی برای یک موسسه، این دو سنجه اطلاعات یکسانی ارایه نمی‌کنند.

1. Derbali & Hallara (2015)
2. Grieb (2015)
3. Hedge Funds
4. Reboredo & A Ugolini (2015)
5. Brownlees & Engle (2016)
6. Lin et al. (2016)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

بخش دیگری از ادبیات نظری نیز به سنجش اهمیت موسسات مالی در یک سیستم از منظر سهم ریسک سیستمیک پرداخته است. در این خصوص در یک مطالعه پیشگام، آدریان و برونرمیر (۲۰۰۹) روش ارزش در معرض خطر شرطی (COVaR) را برای محاسبه ریسک سیستمیک در بازار مالی آمریکا ارائه کردند. برای محاسبه مشارکت بنگاه‌های فردی در ریسک سیستمیک، آنها مفهوم ΔCOVaR را به صورت تفاوت بین COVaR سیستم مالی مشروط به اینکه موسسه مورد نظر در بحران باشد و COVaR همان سیستم مالی مشروط به اینکه موسسه مورد نظر در حالت نرمال باشد، تعریف کردند. درهمن و تاراشف (۲۰۱۱)[1] از رویکرد تجزیه ارزش شیپلی برای اندازه‌گیری اهمیت سیستمی هر یک از نهادها استفاده نمودند. این رویکرد با شبیه‌سازی سیستم بانکی، سهم ریسک هر بانک را به عنوان میانگین وزنی اثری که به هر زیرسیستم اضافه می‌کند، تعریف می‌کند. بانولسکو و دیمیترسکو (۲۰۱۵)[2] از معیار ریزش انتظاری جزء (CES) برای شناسایی موسسات مالی مهم سیستمی در ایالات متحده استفاده کردند. بر اساس روش پیشنهادی آنها، ریسک کل سیستم مالی که با روش ریزش مورد انتظار برآورد شده، تجزیه شده و بر اساس ویژگی‌های هر یک از نهادهای مالی به آنها اختصاص می‌یابد. کاریمالیس و نومیکوس (۲۰۱۷)[3] سهم ریسک سیستمیک در بانک‌های بزرگ اروپایی را بر اساس مدل کاپولا[4] وCOVaR مورد بررسی قرار دادند. کلمنت (۲۰۱۸)[5] از یک مدل بر مبنای نظریه مقدار حدی(EVT)[6] برای تجزیه و تحلیل سهم یک موسسه مالی در شکل‌گیری ریسک سیستمیک استفاده نمود و ارتباط میان ریسک سیستمیک یک موسسه مالی با کل سیستم مالی را مشخص کرد.

1. Drehmann & Tarashev (2011)
2. Banulescu & Dumitrescu (2015)
3. Karimalis & Nomikos (2017)
4. Copula
5. AD Clemente (2018)
6. Extreme Value Theory (EVT)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

تجزیه و تحلیل نوسانات و همبستگی دارایی‌ها نیز از دیگر مباحث مورد توجه محققان در سال‌های اخیر بوده است. ادبیات مرتبط با همبستگی بازار سهام نشان می‌دهد که با توجه به داده‌های موجود و اهداف تحقیق، روش‌های مختلفی برای بررسی این موضوع بکار گرفته شده است. دسته‌های مختلفی از مدل‌های GARCH چند متغیره در ادبیات اقتصادی ارائه شده است. در این مدل‌ها به جای استفاده از واریانس‌های شرطی، همبستگی‌های شرطی مورد توجه قرار می‌گیرد. بولرسلف (۱۹۹۰)[1] یک دسته از مدل‌های GARCH چند متغیره را ارائه نمود که در آنها همبستگی‌های شرطی ثابت هستند و در نتیجه واریانس‌های شرطی با حاصل ضرب انحراف استانداردهای شرطی متناظر متناسب هستند. فرض ثابت بودن همبستگی‌های شرطی یک فرض غیر واقعی به نظر می‌رسید، لذا محققانی همچون لونجین و سولنیک (۱۹۹۵)[2]، تسه (۲۰۰۰)[3]، انگل و شپارد (۲۰۰۲)[4] و تسه و تسوی (۲۰۰۲)[5] نشان دادند که همبستگی‌ها در طول زمان ثابت نیستند. بنابراین انگل (۲۰۰۲)[6] و تسه و تسوی (۲۰۰۲) مدل همبستگی شرطی ثابت بولرسلف را گسترش داده و مدلی ارائه کردند که در آن ماتریس همبستگی شرطی، وابسته به زمان است. این مدل با نام مدل همبستگی شرطی پویا (DCC) شناخته می‌شود. بیلیو و همکاران (۲۰۰۵)[7] و اورسکائوگ (۲۰۰۹)[8] برای بررسی و تحلیل نوسانات سری‌های زمانی در مواقعی که نوسانات در طول زمان تغییر می‌کنند از مدل‌های DCC-GARCH چندمتغیره استفاده نمودند. یو و همکاران (۲۰۱۰)[9] از یک مدل DCC-GARCH برای تجزیه و تحلیل همبستگی بین ۱۱ بازار

1. Bollerslev (1990)
2. Longin & Solnik (1995)
3. Tse (2000)
4. Engle & Sheppard (2001)
5. Tse & Tsui (2002)
6. Engle (2002)
7. Billio et al. (2005)
8. Orskaug (2009)
9. Yu et al. (2010)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

استفاده کردند. نتایج آنها یک اثر سرایت قوی از اقتصاد آمریکا به اقتصاد کشورهای آسیایی در بحران سال ۲۰۰۷ را نشان داد. وانات و دنکووسکا (۲۰۱۸)[1] با استفاده از مدل copula-DCC-GARCH به تجزیه و تحلیل وابستگی در بین ۸ شرکت بیمه‌ای شامل ۵ شرکت اروپایی و ۳ شرکت از آمریکا، کانادا و چین و سهم آنها در ریسک سیستمیک در بخش بیمه پرداختند. هدف اصلی آنها تجزیه و تحلیل ساختار مشروط همبستگی در بازار بیمه اروپا و مقایسه ریسک سیستمیک در رژیم‌های مختلف این بازار است. این مطالعه در دو مرحله انجام شد. مرحله اول شامل شناسایی رژیم‌های بازار بیمه اروپا بود، در حالی که در مرحله دوم، همبستگی‌های مشروط بین شرکت‌ها، وابستگی‌های بین هر بیمه‌گر و بازار بیمه اروپا و همچنین تأثیر شرکت‌های بیمه در ریسک سیستمیک بازار بیمه اروپا مورد بررسی قرار گرفت. رژیم‌ها با پایش نرخ بازده هفتگی شرکتهای مورد بررسی و با استفاده از روش‌های خوشه‌بندی آماری شناسایی شدند. در هر یک از رژیم‌های مشخص شده در بازار، معیار ارزش در معرض خطر شرطی برای سنجش ریسک مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نشان داد که کلیه شرکتهای بیمه، دارای همبستگی مثبت بوده و این همبستگی در مواقع تلاطم در بازارهای جهانی قویتر است. این امر حاکی از آن است که بخش بیمه اروپا در زمان بحران، در معرض ریسک سیستمیک بیشتری قرار دارد. علاوه بر این، ملاحظه شد که بین مقادیر CoVaR در رژیم‌های عادی و بحرانی در مورد همه شرکتهای بیمه تفاوت وجود دارد و مقدار ریسک در شرایط بحرانی بسیار بالاتر از شرایط عادی است. اندرسون و لیندسکوگ (۲۰۱۹)[2] توانایی پیش‌بینی مدل DCC-GARCH را بررسی کردند. نتایج نشان داد که این مدل حرکت نوسان در همبستگی‌های شرطی را به طور دقیق پیش‌بینی کرده است، اگرچه مقادیر پیش‌بینی شده چندان صحیح نیست و کمتر از مقادیر واقعی پیش‌بینی می‌شود. لیو و همکاران (۲۰۲۰)[3] با هدف اندازه‌گیری و پیش‌بینی ریسک سیستمیک در بازارهای مالی جهانی و همچنین ایجاد یک مدل تصمیم‌گیری تجاری برای

1. Wanat &Denkowska(2018)
2. Andersson & Lindskog (2019)
3. Liu et al. (2020)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

سرمایه‌گذاران و موسسات مالی، مدل‌های GJR-GARCH(1,1) ،کاپولا-گارچ و اجزای ریزش انتظاری (CES)[1] را با یکدیگر ترکیب نمودند.استفاده از مدل‌های مبتنی بر عامل کاپولا، برآورد گام به گام مدل‌های مشترک را میسر نموده و در نتیجه میزان محاسبات را کاهش می‌دهد. نتایج حاصله توانایی مدل‌های عامل کاپولا را در ثبت وابستگی دنباله‌ای حتی در دوران بحرانی را تائید نمود. ضمن اینکه ریزش انتظاری، سطح بالاتری از ریسک را برای دوره‌های بحرانی در قیاس با دوره‌های دیگر را نشان داد. آنها برای پیش از بحران تا پس از بحران، تغییرات ساختاری در ریسک سیستمیک مشاهده نمودند. نتایج نشان داد که اجزای ریزش انتظاری ایالات متحده به کاهش خود ادامه داده ولی کماکان بیش از ٪۶۰ به ریسک سیستمیک کمک نموده است.

۳-۲. پیشینه مطالعات داخلی

دانش جعفری، بت‌شکن و پاشازاده (۱۳۹۵) برای بررسی ریسک سیستمیک در نظام بانکی، ارزش در معرض خطر را با استفاده از مدل همبستگی شرطی پویا و رگرسیون کوانتایل محاسبه نمودند. نتایج نشان داد که مدل همبستگی پویا در مقایسه با رگرسیون کوانتایل، نتایج واقعبینانه‌تری ارائه می‌کند. برخلاف مطالعات انجام شده خارجی، نتایج دو شاخص ریسک سیستمیک برای ایران یکسان نیست. رستگار و کریمی (۱۳۹۵) در مقاله خود به تخمین ریسک سیستمیک در صنعت بانکداری (شامل ۷ بانک) و با رویکرد CoVaR پرداختند. نتایج مقاله نشان داد که در دوره مورد بررسی بانک‌های تجارت، ملت، انصار، صادرات، پست بانک، پارسیان و اقتصاد نوین به ترتیب بیشترین تاثیر را بر کل سیستم از نظر ریسک سیستمیک دارا می‌باشند. نتایج بررسی آنها نشان داد که فرضیه ثابت بودن همبستگی شرطی طی زمان رد می‌شود. دانش جعفری و دیگران (۱۳۹۶)، برای بررسی ریسک سیستمیک نظام بانکی، شاخص کسری مورد انتظار نهایی را با استفاده از الگوی همبستگی شرطی پویا (DCC) محاسبه نموده و آنها را رتبه‌بندی کردند. طبق نتایج مقاله، در زمان وقوع بحران‌های مالی جهانی، بانک‌های داخلی از آن تاثیر نپذیرفته‌اند. با

1. Component Expected Shortfall (CES)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

توجه به اینکه بانک‌های ملت و صادرات بیشترین ارزش دارایی‌ها را دارند، بیشترین سهم را نیز در بروز ریسک سیستمیک بر عهده داشته‌اند. حکمتی فرید و دیگران (۱۳۹۷) با بکارگیری روش ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی ارائه شده توسط آدریان و برونرمیر و با استفاده از داده‌های بخش‌های مالی بانک، بورس و بیمه طی سالهای ۱۳۹۴-۱۳۷۴ ریسک سیستمی را برآورد کردند. آزمون‌های پسین، بیانگر اختلاف معنادار ریسک سیستمی با جمع جبری ریسک هر یک از زیربخش‌های مالی بانک، بیمه و بورس است. صنعت بیمه بیشترین و بخش بانکی کمترین سهم را در ایجاد ریسک سیستمی در دوره مذکور داشته‌اند. مهدوی کلیشمی و دیگران (۱۳۹۶) با استفاده از معیار تغییرات ارزش در معرض خطر شرطی، ریسک سیستمی در بخش بانکداری ایران و برای ۱۷ بانک را بررسی کردند. طبق نتایج حاصله بانک‌های خاورمیانه و سرمایه به ترتیب بیشترین و کمترین مقدار تغییرات ارزش در معرض خطر شرطی را دارا هستند. ابریشمی و همکاران (۱۳۹۸) ریسک سیستمیک را برای ۱۵ بانک فعال در بازار سرمایه برای دوره ۱۳۹۲/۰۲/۱۴ تا ۱۳۹۷/۰۶/۱۴ بر مبنای معیارهای MES، ΔCOVaR وSRISK محاسبه نمودند. پس از محاسبه شاخص‌ها، با استفاده از تحلیل‌های همبستگی و رگرسیونی، اثر برخی متغیرهای کلان اقتصادی، بر روی شاخص‌ها برآورد گردید. نتایج حاصله نشان داد، ریسک سیستمیک تنها معطوف به بانک‌های بزرگ نبوده و بانک‌های کوچک نیز در پیدایش و گسترش این ریسک نقش دارند. محاسبات نشان داد که بر اساس دو معیار MES و ΔCOVaR ریسک سیستمیک در بازه مورد بررسی روند نزولی را طی کرده در حالی که طبق معیار SRISK و تاثیرپذیری آن از ارزش دفتری برخی متغیرهای مالی، این شاخص همواره صعودی بوده است.

عیوضلو و رامشگ (۱۳۹۸) ریسک سیستمیک را برای ۱۱ بانک تجاری با دو روش ریزش نهایی مورد انتظار و ارزش در معرض خطر شرطی و با استفاه از الگوی نوسان شرطی پویا برآورد کردند. طبق معیار میانگین ریزش نهایی بانک‌های دی، سرمایه، سینا، اقتصاد نوین، انصار، ملت، تجارت، صادرات، کارآفرین، پاسارگاد و پارسیان به ترتیب بیشترین تاثیر را بر ریسک سیستمیک دارند. در حالی که طبق معیار میانگین ارزش در معرض خطر شرطی

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

بانک‌های سرمایه، دی، سینا، انصار، اقتصاد نوین، صادرات، ملت، تجارت، پارسیان، پاسارگاد و کارآفرین بیشترین تاثیر را بر ریسک سیستمیک داشته‌اند. البته مقدار ریسک محاسبه شده با دو معیار فوق الذکر متفاوت از یکدیگر است برای نمونه مقدار ریسک سیستمیک بانک سینا با معیارهای میانگین ریزش نهایی و میانگین ارزش در معرض خطر شرطی به ترتیب برابر با ۰/۰۱۵۵۴ و ۰/۳۴۸۸۴است. به طور کلی مقدار ریسک سیستمیک محاسبه شده بر اساس معیار میانگین ریزش نهایی بزرگتر از مقادیر بدست آمده بر اساس معیار میانگین ارزش در معرض خطر شرطی است. صیادی و کریمی (۱۳۹۸) به مدلسازی وابستگی بین سهام گروه محصولات شیمیایی، رشد قیمت نفت و رشد نرخ ارز پرداختند. آنها وابستگی خطی، وابستگی غیرخطی، و وابستگی به دم بالایی و پائینی را مورد بررسی قرار دادند. ابتدا توزیع‌های حاشیه‌ای با استفاده از رهیافت GJR-GARCH مدلسازی شدند، سپس با بهره‌گیری از رهیافت copula-GARCH بررسی ساختارهای وابستگی و محاسبه ارزش در معرض ریسک انجام شد. نتایج نشان داد هر جفت از بازدهی‌ها، وابستگی یکسانی به دنباله بالایی و پائینی دارد. همچنین مشخص شد که بین متغیرهای مورد بررسی ساختار مشخص و متقارنی در دنباله‌های توزیع وجود دارد که وجود سرایت بین آنها را نشان می‌دهد.

در این مقاله برای بررسی همبستگی متغیر در زمان علاوه بر مدل DCC-GARCH با توزیع نرمال که در سایر مقالات مورد استفاده قرار گرفته است، مدل DCC-GARCH طبق توزیع student-t نیز -که برای توصیف ویژگی دنباله‌های پهن شایع در داده‌های سری‌های زمانی مالی مناسب است- برآورد شده است. این دو مدل با یکدیگر مقایسه شده و با توجه به مقدار لگاریتم لایک‌لی‌هود و همچنین درجه آزادی مشاهده شده، مدل DCC_student_t نسبت به مدل DCC_normal ارجحیت دارد. ضمن اینکه در این مقاله ارزش شیپلی به عنوان توزیع‌کننده ریسک سیستمیک معرفی شده و به عنوان یک قانون تخصیص برای اختصاص سهم هر موسسه مالی از ریسک سیستمیک کلی مورد استفاده قرار گرفته است. ارزش شیپلی یک قانون تخصیص عادلانه و کارآمد برای تسهیم کردن

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

منافع یا هزینه‌های موجود بین عاملین است و ارزش شیپلی یک عامل برابر است با متوسط سهم حاشیه‌ای انتظاری عامل با در نظر گرفتن همه ترکیب‌های ممکن از عوامل. ارزش شیپلی را می‌توان در حالتی که موسسات مالی در یک بازار مالی با فعالیتهای ریسکی، مرتبط به یکدیگر بوده و این موضوع باعث ایجاد ریسک سیستمیک در سیستم می‌شود، بکار بست.

۴. مدل تحقیق و روش برآورد

۴ -۱. ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR)

می‌دانیم که ارزش در معرض خطر به صورت پاسخ معادله زیر تعریف می‌شود:

$$\left(r_t \leq VaR_t^q\right) = q \qquad (۱)$$

که درآن VaR_t^q، کوانتایل qام بازدهی (r_t) است. با این تعریف ذکر شده، VaR_t^q معمولا عددی منفی است. آدریان و برونرمیر (۲۰۱۱) $CoVaR_{q,t}^{sys|i}$ را به صورت ارزش در معرض خطر سیستم مالی مشروط بر وقوع رویداد $C(r_t^i)$ موسسه i در زمان t تعریف کردند. به عبارت دیگر، $COVaR_{q,t}^{sys|i}$ برای یک سیستم مالی و در سطح اطمینان q زمانی‌که موسسه i در زمان t در رویداد $C(r^i)$ است به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\mathbb{P}(r_t^{sys} \leq CoVaR_{q,t}^{sys|C(r_t^i)} | C(r_t^i)) = q \qquad (۲)$$

و سهم موسسه i ام در سیستم با فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$\Delta CoVaR_{q,t}^{(sys|i)} = CoVaR_{q,t}^{\left(sys \middle| r_t^i \in \left\{adverse\ case1_t^i\right\}\right)} - CoVR_{q,t}^{\left(sys \middle| r_t^i \in \left\{normal\ case_t^i\right\}\right)} \qquad (۳)$$

در عمل، از $\{r^i = VaR_q^i\}$ به عنوان رخداد شرطی استفاده می‌شود و نمادها به صورت زیر خلاصه می‌شوند:

۱. حالت غیرنرمال

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

$$CoVaR_{q,t}^{(sys|r^i = VaR_q^i)} = CoVaR_q^i \qquad (۴)$$
$$\Delta\mathrm{CoVaR}_{q,t}^{(sys|i)} = \Delta\mathrm{CoVaR}_q^i$$

در حالت‌های نرمال $\{r^i = \mathrm{Median}^i\}$ نشان‌دهنده رویداد شرطی بوده و برای ارزش در معرض خطر شرطی از عبارت $CoVaR_{q,t}^{sys|r^i=Median^i}$ استفاده می‌شود. بنابراین $\Delta CoVaR_q^i$ اختلاف بین ارزش در معرض خطر سیستم، مشروط بر اینکه موسسه مالی iام آن سیستم در یک رویداد حدی باشد و ارزش در معرض خطر سیستم، مشروط بر اینکه موسسه مالی iام آن در شرایط نرمال باشد را نشان می‌دهد.

۴ -۲. ارزش در معرض خطر شرطی چند متغیره (Multi-CoVaR)

در قسمت قبل به تعریف آدریان و برنرمیر از ارزش در معرض خطر اشاره شد. آنها ΔCoVaR را به عنوان یک سنجه سیستمیک برای تعیین مقدار اثرات ریسک سر ریز – بدین معنا که اگر یک موسسه خاص در بحران مالی باشد چه اثری بر کل سیستم خواهد گذاشت- پیشنهاد کردند. با این وجود، در طول بحران مالی ممکن است چند موسسه به طور همزمان در مضیقه مالی و بحران باشند، بنابراین می‌توان تعریف ارزش در معرض خطر شرطی را به شکل زیر گسترش داد:

تعریف۱: $CoVaR_{q,t}^{1,\dots,S}$ ، ارزش در معرض خطر یک سیستم مالی مشروط به رویدادهای $\{C(r_t^1),\dots, C(r_t^S)\}$ با مجموعه موسسات $\{1,\dots S\}$ در زمان t می‌باشد. $CoVaR_{q,t}^{1,\dots,S}$ یک سیستم مالی در سطح اطمینان q و با مجموعه موسسات $\{1,\dots S\}$ با رخدادهای $\{C(r_t^1),\dots, C(r_t^S)\}$ در زمان t به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\mathbb{P}\left(r_t^{sys} \le CoVaR_{q,t}^{1,\dots,S} \middle| C(r_t^1),\dots,C(r_t^S)\right) = q \qquad (۵)$$

سهم موسسات $\{1,\dots S\}$ در سیستم مالی به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$\Delta CoVaR_{q,t}^{1,\dots,S} = CoVaR_{q,t}^{r^1 \le VaR_q^1,\dots,r^S \le VaR_q^S} - CoVaR_{q,t}^{-\alpha\sigma_t^1 \le r_t^1 \le \alpha\sigma_t^1,\dots,-\alpha\sigma_t^S \le r_t^S \le \alpha\sigma_t^S} \qquad (۶)$$

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

بر خلاف آنچه ذکر شده، در حالت‌های غیر نرمال $\{r_t^i \leq VaR_{q,t}^i\}$ i=1,…S را به عنوان رویداد شرطی به کار برده و نمادها به صورت زیر ساده می‌شوند:

$$CoVaR_{q,t}^{sys|r_t^1 \leq VaR_{q,t}^1,\ldots,r_t^S \leq VaR_{q,t}^S} = ACoVaR_{q,t}^S \qquad (۷)$$

در حالت نرمال نیز بر $\{-\alpha\sigma_t^i \leq r_t^i \leq \alpha\sigma_t^i\}$ i=1,…,S به عنوان رویداد شرطی تمرکز نموده و عبارات به شکل ذیل ساده می‌گردد:

$$CoVaR_{q,t}^{-\alpha\sigma_t^1 \leq r_t^1 \leq \alpha\sigma_t^1,\ldots,-\alpha\sigma_t^S \leq r_t^S \leq \alpha\sigma_t^S} = NCoVaR_{q,t}^S \qquad (۸)$$

حالت نرمال حالتی است که انحراف استانداردی به میزان α حول مد داشته باشد. همچنین فرض شده که مد برابر صفر و σ_t^i انحراف استاندارد شرطی موسسه i ام است. واضح است که

$$\Delta CoVaR_q^{sys|1,\ldots,S} = ACoVaR_{q,t}^S - NCoVaR_{q,t}^S$$

به عبارتی

$$\Delta CoVaR_q^{sys|1,\ldots,S} = \Delta CoVaR_q^S$$

بنابراین $\Delta CoVaR_q^S$ اختلاف بین ارزش در معرض خطر سیستم در حالتی که مجموعه موسسات مالی {1,..,S}آن در رویدادهای حدی هستند با ارزش در معرض خطر سیستم مذکور در حالتی که مجموعه موسسات {1,..,S}آن در شرایط نرمال هستند را در یک زمان مانند t نشان می‌دهد.

ارزش در معرض خطر شرطی چند متغیره تقریباً مشابه ارزش در معرض خطر شرطی استاندارد می‌باشد. هر دو آنها اثرات سر ریز را با توجه به مقداری که موسسه (یا موسسات) به ریسک کلی سیستم اضافه می‌کنند، می‌سنجند. نکته قابل توجه این است که ارزش در معرض خطر شرطی چند متغیره تاثیرات اضافی را بدست می‌آورد و سهم ریسک سیستمیک مجموعه بانک‌های ورشکسته را محاسبه می‌کند.

۴-۳. محاسبه ارزش در معرض خطر شرطی چند متغیره Multi-CoVaR

همانند محاسبه ارزش در معرض خطر برای یک موسسه، برای بدست آوردن ارزش در معرض خطر شرطی چند متغیره به محاسبه $\boldsymbol{ACoVaR_{q,t}^S}$ و $\boldsymbol{NCoVaR_{q,t}^S}$ برای

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

مجموعه ای از موسسات پرداخته می شود تا $\Delta \boldsymbol{CoVaR_q^S}$ دست یابد. معادله (۵) را می‌توان به شکل زیر بازنویسی کرد:

$$\frac{\mathbb{p}(r_t^{sys} \leq CoVaR_{q,t}^{1,\dots,S}, C(r_t^1), \dots, C(r_t^S))}{\mathbb{p}(C(r_t^1), \dots, C(r_t^S))} = q \qquad (۹)$$

جهت محاسبه $ACoVaR_{q,t}^S$، رویداد شرطی $C(r_t^i)$ را با $\{r_t^i \leq VaR_{q,t}^i\}$ جایگزین می‌کنیم. از آنجا که $VaR_{q,t}^i$ به سادگی به دست می‌آید؛ بنابراین می‌توان مخرج کسر معادله (۵) را که یک احتمال مشترک با مقدار q_d است، محاسبه نمود (d به مخرج کسر اشاره دارد).

(۱۰)

$$\int_{-\propto}^{VaR_{q,t}^1} \dots \int_{-\propto}^{VaR_{q,t}^S} D_{S,t}(r_t^1, \dots, r_t^S)\, dr_t^1 \dots dr_t^S = q_d$$

$D_{S,t}(.)$ تابع چگالی احتمال بردار تصادفی S بعدی $r_{S,t} = (r_t^1, \dots, r_t^S)'$ است. بنابراین صورت کسر معادله (9) را می‌توان به شکل زیر نوشت:

(۱۱)

$$\int_{-\infty}^{ACoVaR_{q,t}^S} \int_{-\propto}^{VaR_{q,t}^1} \dots \int_{-\propto}^{VaR_{q,t}^S} D_{S+1,t}(r_t^{sys}, r_t^1, \dots, r_t^S) dr_t^{sys}\, dr_t^1 \dots dr_t^S = q \times qd$$

که $D_{S+1,t}(.)$ تابع چگالی احتمال بردار تصادفی S+1 بعدی $r_{S+1,t} = (r_t^{sys}, r_t^1, \dots, r_t^S)'$ است. چون $ACoVaR_{q,t}^S$ تنها متغیر نامشخص معادله است، پس می‌توان پاسخ معادله (11) را بدست آورد. با توجه به اینکه در $NCoVaR_{q,t}^S$، رویداد شرطی به صورت $\{-\alpha\sigma_t^i \leq r_t^i \leq \alpha\sigma_t^i\}$ است و انحراف استاندارد شرطی σ_t^i را می‌توان با استفاده از پروسه GARCH به دست آورد، در این شرایط، از مخرج کسر معادله (۹) معادله زیر بدست می‌آید:

$$\int_{-\alpha\sigma_t^1}^{\alpha\sigma_t^1} \dots \int_{-\alpha\sigma_t^S}^{\alpha\sigma_t^S} D_{S,t}(r_t^1, \dots, r_t^S)\, dr_t^1 \dots dr_t^S = P_d \qquad (۱۲)$$

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

و از صورت کسر به دست می‌آید:

(۱۳)

$$\int_{-\infty}^{NCoVaR_{q,t}^{S}} \int_{-\alpha\sigma_t^1}^{\alpha\sigma_t^1} \dots \int_{-\alpha\sigma_t^S}^{\alpha\sigma_t^S} D_{S+1,t}(r_t^1, \dots, r_t^S) dr_t^{sys}\, dr_t^1 \dots dr_t^S = q \times P_d$$

بنابراین می‌توان $NCoVaR_{q,t}^{S}$ را مانند $ACoVaR_{q,t}^{S}$ محاسبه کرده و در نتیجه $\Delta CoVaR_{q}^{S}$ را با استفاده از تفریق آن دو بدست آورد.

۴-۴. ارزش شیپلی[1]

در این مقاله، ارزش شیپلی نقش توزیع‌کننده ریسک سیستمیک را دارد. بدین ترتیب که ما از ارزش شیپلی به عنوان روشی جهت تعیین سهم هر یک از موسسات در ریسک سیستمیک کل استفاده می‌کنیم. در این بخش به معرفی این روش می‌پردازیم. روش شیپلی اولین بار در بازی‌های همکارانه پیشنهاد شد. در این بازی‌ها گروهی از بازیکنان یک ارزش مشارکتی (مانند ثروت، هزینه) را برای کل گروه تولید می‌کنند. ارزش شیپلی یک بازیکن در یک بازی به صورت سهم (نسبت) نهایی انتظاری وی در مجموعه همه جایگشت‌ها[2] بر مجموعه بازیکنان تعریف می‌شود. برای مثال، تعدادی کارگزار تمایل دارند تا به سروری جهت بهرمندی از سرویس‌های پر سرعت کامپیوتر متصل شوند. نگهداری سرور دارای هزینه می‌باشد. ارزش شیپلی، یک تخصیص عادلانه و کارآمد هزینه‌های نگهداری سرور بین کارگزاران است. ارزش شیپلی هر کارگزار به صورت سهم نهایی انتظاری وی بر همه مجموعه‌های ممکن کارگزاران تعریف می‌شود. این روش می‌تواند در مواردی که موسسات مالی با فعالیت‌های ریسکی با همبستگی زیاد، در بازار مالی با یکدیگر در ارتباطند و موجب ریسک سیستمیک سیستم یا مجموعه می‌شوند، به کار گرفته شود. در اینجا «ارزش» اشاره شده در بالا، ریسک سیستمیکی است که توسط موسسات مالی (بانک‌ها) ایجاد می‌شود.

1 . Shapley
2. Permutations

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

به منظور استفاده از روش ارزش شیپلی در سیستم مالی، کافی است "توابع مشخصه"[1] را تعریف کنیم. همانطور که قبلاً اشاره شد در اینجا توابع مشخصه، ارزش در معرض خطر شرطی چند متغیره تعریف می‌شوند. این تابع، برای مجموعه همه جایگشت‌های روی مجموعه بانک‌ها یکسان است و هر زیر سیستم را به یک مقدار ریسک مربوط می‌نماید. تابع مشخصه υ، هر کدام از $2^N - 1$ زیر سیستم از بانک‌ها را به عنوان ورودی می‌گیرد و مقادیر سنجه‌های ریسک را برای همه سیستم، به عنوان خروجی تابع می‌دهد. روند ارزش شیپلی به شکل زیر است:

N بازیکن در یک بازی فوق جمع‌پذیر[2] حضور دارند که در اینجا موسسات مالی هستند. تابع $\upsilon : 2^N \to R^+$ ریسک سیستمیک هر زیر مجموعه از N را نشان می‌دهد و $\upsilon(\emptyset) = 0$ هدف یافتن تخصیص ریسک سیستمیک غیر منفی $\{Sh_i\}_{i\in N}$ به نحوی است که اصول موضوعه چهارگانه زیر برقرار باشد.

- اصل موضوع ۱ (جمع پذیری/کارایی): $\sum_{i\in N} Sh_i = \upsilon(N)$

- اصل موضوع ۲ (مجازی[3]): اگر i به نحوی باشد که برای همه Sهایی که $i \notin S$ در شرط $\Delta_i(S) = \upsilon(\{i\})$ صدق کند، آنگاه $Sh_i = \upsilon(\{i\})$

- اصل موضوع ۳ (تقارن): اگر $i \neq j$ بوده به نحوی که $\Delta_i(S) = \Delta_j(S)$ ، برای هر S، به طوریکه $i,j \notin S$ آنگاه $Sh_i = Sh_j$

- اصل موضوع ۴ (خطی بودن): فرض کنید $\upsilon(S)=\upsilon_1(S) + \upsilon_2(S)$ و $\upsilon_1(\emptyset) =$ $\upsilon_2(\emptyset)=$۰ و $\{Sh_i^1\}_i$ سهم ریسک سیستمیک υ_1 و $\{Sh_i^2\}_i$سهم ریسک سیستمیک υ_2 باشد. آنگاه به ازای هر i داریم: $Sh_i = Sh_i^1 + Sh_i^2$ که نشان‌دهنده سهم ریسک سیستمیک υ است.

تنها یک روش جهت برقرار بودن اصول موضوع ۱ و ۲ و ۳ و ۴ وجود دارد و آن ارزش شیپلی است و مقدار آن برای بانک i عبارت است از:

1. Characteristic Function
2. Superadditive
3. Dummy

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

$$Sh_i(\upsilon) = \sum_{S \subseteq N \setminus \{i\}} \frac{|S|!\,(n-|S|-1)!}{n!} \left(\upsilon(S \cup \{i\}) - \upsilon(S)\right) \qquad (۱۳)$$

در معادله (۱۳)، n تعداد کل بانک‌ها و سیگما، جمع بر روی همه زیر مجموعه‌های S از N به جز بانک i ام می‌باشد. این فرمول می‌تواند به عنوان نسبت (سهم) انتظاری حاشیه‌ای بانک iام بر مجموعه جایگشت‌های مجموعه بانک‌ها تفسیر شود.

۴ -۵. مباحث نظری نحوه برآورد مدل DCC_GARCH

روش‌های مختلفی برای محاسبه ارزش در معرض خطر شرطی وجود دارد. آدریان و برونرمیر (۲۰۱۱) استفاده از رگرسیون کوانتایل را جهت تخمین ΔCoVaR و VaR متغیر در زمان پیشنهاد کردند. آنها برای تخمین پارامترهای کوانتایل-q از مجموعه‌ای از متغیرهای حالت به عنوان رگرسور استفاده کردند. مزیت مهم این روش آن است که برای برآورد VaR و COVaR هیچ توزیع خاصی روی متغیرهای تصادفی اعمال نمی‌شود. در این مقاله، از چارچوب اقتصادی دیگری برای توضیح روش بالا استفاده شده است. به منظور اجتناب از این فرآیند که چه متغیرهای حالتی می‌بایست انتخاب شوند، بطور مستقیم از بازده‌های انفرادی استفاده شده است. در این مقاله از متدولوژی GARCH_DCC ارایه شده توسط انگل (۲۰۰۲ و ۲۰۰۹)[1] استفاده شده است. جهت شفاف کردن این ایده، ابتدا تعیین می شود که کدام اجزا برای محاسبه ارزش در معرض ریسک شرطی چند متغیره (Multi-CoVaR) ضروری هستند:

۱. تابع چگالی احتمال بازده‌های سیستم و هر یک از موسسات

۲. نوسان[2] شرطی بازده‌های موسسات جهت تعریف «نمونه نرمال»

۳. ریسک Idiosyncratic ارزش در معرض خطر جهت تعیین «نمونه غیر نرمال» برای موسسات.

1. Engle, (2002, 2009).
2. Volatility

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

محاسبه مدل DCC-GARCH نسبت به بسیاری از مدل‌های پیچیده MGARCH ساده‌تر است. برجسته‌ترین مزیت این مدل آن است که تعداد پارامترهایی که در فرآیند همبستگی تخمین زده می‌شوند، مستقل از تعداد سری‌هایی است که برآورد می‌گردند. این موضوع یک مزیت بزرگ محاسباتی برای این مدل به خصوص به هنگام برآورد ماتریس-های بزرگ کوواریانس فراهم می‌نماید. مدل GARCH_DCCبا استفاده از یک روش دو مرحله‌ای برآورد می‌شود. در حالت کلی چند متغیره، در مرحله اول مدل GJR_GARCH یک متغیره برای هر یک از داده‌ها برآورد شده و در مرحله دوم با استفاده از باقیمانده‌های استاندارد شده، پارامترهای همبستگی پویا مورد تخمین قرار می‌گیرد.

۴ -۶. توزیع t-چند متغیره[1]

با توجه به معادلات ۶ تا ۹، عامل کلیدی در محاسبه Multi-CoVaR تابع چگالی احتمال مشترک است. نکته قابل توجه این است که در بازارهای مالی مشخص شده که توزیع بازده دارایی‌ها معمولا دنباله پهن‌تری نسبت به توزیع نرمال دارند. فرض شده بردار $r_{S+1,t}$ توزیع t چند متغیره با میانگین صفر و واریانس و کواریانس $\sum_t$ با υ_t درجه آزادی دارد:

(۱۴)

$$\begin{pmatrix} r_t^{sys} \\ r_t^{1} \\ \vdots \\ r_t^{S} \end{pmatrix} \sim t_{\upsilon_t}\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{sys,t}^2 & \rho_{sys1,t}\sigma_{sys,t}\sigma_{1,t} & \dots & \rho_{sysS,t}\sigma_{sys,t}\sigma_{S,t} \\ \rho_{1sys,t}\sigma_{1,t}\sigma_{sys,t} & \sigma_{1,t}^2 & \dots & \rho_{1S,t}\sigma_{1,t}\sigma_{S,t} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \rho_{Ssys,t}\sigma_{S,t}\sigma_{sys,t} & \rho_{S1,t}\sigma_{S,t}\sigma_{1,t} & \dots & \sigma_{S,t}^2 \end{pmatrix}\right)$$

در رابطه فوق $\sigma_{i,t}$ نوسان شرطی i و $\rho_{ij,t}$ همبستگی شرطی بین i و j می‌باشد. بنابراین برای تخمین توزیع t چند متغیره در زمان t کافی است نوسانات شرطی و همبستگی‌های شرطی محاسبه گردند. توجه کنید که این تنها موردی است که از فرض وجود توزیع

1 . Multi-t

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

خاصی جهت محاسبه ارزش در معرض خطر شرطی چندگانه (Multi-CoVaR) استفاده شده است.

۴ -۷. بی‌ثباتی[1]

همانطور که قبلاً اشاره شد، برای محاسبه $NCoVaR_{q,t}^{S}$ لازم است تا ابتدا نوسان شرطی $\sigma_{i,t}$ محاسبه شود. بدین منظور روش GARCH مورد استفاده قرار گرفته است. با توجه به وجود انواع مختلفی از مدل‌های GARCH به منظور توصیف "اثر اهرمی"[2] از GJR-GARCH برای مدل‌سازی نوسان استفاده شده است. مدل GJR توسط گلوستن، جاگاناتان و رانکل (۱۹۹۳)[3] ارایه گردید. نسخه تعمیم‌یافته این مدل به شکل زیر است:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q}\left(\alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_i S_{t-i}^{-} \varepsilon_{t-i}^2\right) + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 \qquad (۱۵)$$

که در آن S_t^- متغیر موهومی بوده و در صورت منفی بودن ε_t برابر با ۱ و در صورت مثبت بودن ε_t برابر با صفر است. در این مدل فرض شده که اثر ε_t^2 بر واریانس شرطی σ_t^2 در حالت مثبت یا منفی بودن ε_t متفاوت است. در رابطه فوق α_i توصیف‌کننده اثر علامت[4] و γ_i بیانگر اثر اندازه[5] است. مدل TGARCH معرفی شده توسط زاکویان (۱۹۹۴)[6] شباهت بسیاری به مدل GJR دارد ولی این مدل به جای واریانس شرطی، انحراف استاندارد شرطی را مدل‌سازی می‌کند. ویژگی جالب مدل GJR این است که آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود اثر اهرمی بسیار ساده است. در واقع $\gamma_1 = \ldots = \gamma_q = 0$ بر این امر دلالت می‌کند که اخبار اثر متقارنی بر منحنی دارد. به عبارتی شوک‌های مثبت و منفی گذشته، اثر یکسانی را بر نوسان امروز دارند.

دینامیک واریانس شرطی در این مدل به شکل زیر ارایه شده است:

---

1 . Volatility

۲. درآمد منفی بیشتر از درآمد مثبت واریانس را افزایش می‌دهد حتی اگر مقدار یکسانی داشته باشند.

3. Glosten et al. (1993)
4. Sign Effect
5. Size Effect
6. Zakoian (1994)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

$$r_t = \epsilon_t \sigma_t \qquad (۱۶)$$
$$\sigma_t^2 = \omega_G + \alpha_G r_{t-1}^2 + \gamma_G r_{t-1}^2 I_{t-1}^- + \beta_G \sigma_{t-1}^2$$

که در آن $I_{t-1}^- = 1$ است اگر $r_{t-1} < 0$ باشد و در غیر این صورت $I_{t-1}^- = 0$ است. در مدل GJR_GARCH اخبار خوب توسط $r_{t-1} > 0$ و اخبار بد توسط $r_{t-1} < 0$ داده شده است. اخبار خوب دارای اثر α_G و اخبار بد دارای اثر $\alpha_G + \gamma_G$ هستند. اگر $\gamma_G > 0$ باشد، آنگاه اخبار بد نوسان بیشتری ایجاد می‌نمایند که این امر از وجود اثر اهرمی حکایت دارد. به عبارتی اگر $\gamma_G \neq 0$ باشد آنگاه اخبار دارای اثر نامتقارن می‌باشند. این مدل با Quasi-MLE تخمین زده شده است که سازگاری برآوردکننده‌ها را تضمین می‌کند. بنابراین:

$$\sqrt{T}(\hat{\theta}^{MLE} - \theta^o) \sim N(0, J_0^{-1} I_0 J_0^{-1}) \qquad (۱۷)$$

$\hat{I} = \frac{1}{T}\sum S_t(\hat{\theta}) S'_t(\hat{\theta})$ و $\hat{J} = \frac{1}{T}\sum \frac{\partial^2 logL}{\partial\theta\partial'\theta}$ هشین تابع لگاریتم لایک‌لی‌هود هستند و $\theta = (\alpha_G, \gamma_G, \beta_G)$.

۴ -۸. همبستگی

همبستگی وابسته به زمان[1] با استفاده از روش DCC[2] مدل‌سازی شده است. ماتریس همبستگی عبارت است از:

$$P_t = diag(Q_t)^{-\frac{1}{2}} Q_t diag(Q_t)^{-\frac{1}{2}} \qquad (۱۸)$$

که Q ماتریس همبستگی Pseudo بوده و یک ماتریس مثبت معین است. تصریح مدل DCC به صورت زیر تعریف شده است:

$$Q_T = (1 - \alpha_C - \beta_C)\bar{Q} + \alpha_C \epsilon_{t-1}^* \epsilon_{t-1}^{*\prime} + \beta_C Q_{t-1} \qquad (۱۹)$$

که ϵ_t^* بازده‌های استاندارد شده با فرمول $\epsilon_t^* = diag(Q) \times \epsilon_t$ بوده و $\bar{Q}$ ماتریس عرض از مبدا با مقدار $\bar{Q} = \mathbb{E}[\epsilon_t^* \epsilon_t^{*\prime}]$ است. به عبارتی ماتریس $\bar{Q}$ کوواریانس غیر شرطی

1. Time Varying Correlation
2. Dynamic Conditional Correlation

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

باقیمانده‌های استاندارد شده حاصل از مرحله اول هستند. α_C و β_C پارامترهای ساختار همبستگی در داده‌ها بوده و به ترتیب اثرات شوک‌های تاخیری استاندارد شده $\epsilon_{t-1}^{*}\epsilon_{t-1}^{*\prime}$ و همبستگی شرطی پویای تاخیری Q_{t-1} را بر همبستگی شرطی پویای فعلی توصیف می‌کنند. شروط $\alpha_C, \beta_C > 0$ و $\alpha_C + \beta_C < 1$ تضمین‌کننده مانایی و مثبت معین بودن Q_T هستند. Q_T میانگین وزنی ماتریس‌های همبستگی $\bar{Q}$ و $\epsilon_{t-1}^{*}\epsilon_{t-1}^{*\prime}$ و Q_{t-1} است. لازم به ذکر است که مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC) در درون مدل DCC قرار گرفته و با آزمون $\alpha_C = \beta_C = 0$ می‌توان وجود مدل همبستگی پویای شرطی را بررسی نمود. همانند مدل تک متغیره، پارامترهای مدل DCC_GARCH توسط برآوردگر حداکثر راستنمایی تخمین‌زده می‌شوند. برای برآورد همبستگی دینامیک شرطی از روش تخمینی که در بالا ذکر شد، استفاده شده است.

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

در این بخش، متدولوژی و چارچوب اقتصادسنجی توصیف شده در بخش‌های قبلی را بکار برده و ریسک سیستمیک را برای سیستم بانکی کشور بررسی می‌کنیم.

به منظور انجام برآوردها و برای به تصویر کشیدن وابستگی متقابل ریسک بین چندین بنگاه اقتصادی موجود در یک بازار که ممکن است به طور همزمان در تنگنا قرار گرفته باشند، این پژوهش صنعت بانکی کشور را هدف قرار داده و برای محاسبه میزان و چگونگی وابستگی بانک‌های کشور به یکدیگر در ریسک سیستمیک موجود، از داده‌های بازدهی هفتگی بانک‌های ملت، تجارت، صادرات، پارسیان و اقتصاد نوین (که از شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس تهران هستند) و همچنین شاخص گروه بانک برای دوره زمانی ۲۷خرداد ۱۳۸۸ تا ۱۷ اردیبهشت ۱۳۹۸ شامل۵۱۷ داده برای هر سری زمانی، استفاده شده است. بانک‌های انتخاب شده از بانک‌های بزرگ نیمه دولتی و خصوصی کشور بوده و در مجموع ۳۰/۸٪ از کل دارایی‌های سیستم بانکی کشور را دارا می‌باشند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

طلاعات مورد نیاز از سایت بورس اوراق بهادار تهران و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران دریافت شده است.

به منظور بدست آوردن اطلاعات خلاصه در مورد داده‌ها، آمارهای توصیفی بازده هفتگی سری‌های زمانی مورد بررسی در جدول (۱) ارایه شده است.

جدول ۱. خلاصه آمارهای توصیفی داده‌ها

	اقتصاد نوین	پارسیان	ملت	تجارت	صادرات	کل سیستم
میانگین	۰/۰۰۱۱۵۷۳	−۰/۰۲۵۸۱۹۸	۰/۰۰۱۵۱۸۴	۰/۰۰۰۴۵۲۸۸	۰/۰۰۰۲۹۲۶۹	−۰/۰۰۲۱۴۶۸
حداکثر	۰/۵۷۵۳۰	۰/۲۰۷۲۹	۰/۲۰۶۳۴	۰/۲۷۶۳۵	۰/۲۷۳۰۳	۰/۱۲۷۵۶
حداقل	−۰/۲۹۰۸۴	−۰/۳۳۳۵۲	−۰/۳۹۵۹۶	−۰/۷۹۵۸۱	−۰/۶۰۳۹۲	−۱/۳۰۰۰
انحراف استاندارد	۰/۰۵۲۷۱۴	۰/۰۴۱۸۷۱	۰/۰۴۶۷۳۳	۰/۰۶۳۶۶۷	۰/۰۵۰۲۸۰	۰/۰۷۷۶۹۴
چولگی	۲/۱۸۸۸	−۰/۴۲۶۱۹	−۱/۹۱۷۴	−۵/۳۷۴۴	−۴/۶۱۱۱	−۱۲/۲۳۰
کشیدگی	۳۲/۹۶۳	۱۰/۸۶۰	۲۰/۴۸۱	۶۵/۴۹۲	۵۸/۸۶۳	۱۷۸/۶۴
نرمال بودن	۹۲۳/۷۰	۵۷۸/۰۶	۴۵۸/۷۹	۶۹۸/۰۲	۳۶۱/۵۰	۳۱۷۵۶
p_value	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

بانک‌های ملت و پارسیان با متوسط بازدهی ۰/۰۰۱۵۱۸۴ و ۰/۰۲۵۸۱۹۸ در طول دوره مورد بررسی، به ترتیب بیشترین و کمترین بازده را دارا هستند. انحراف استاندارد، ریسک یا نوسان داده‌ها را نشان می‌دهد. بانک پارسیان با ۰/۰۴۱۸۷۱ کمترین نوسان و بانک تجارت با مقدار ۰/۰۶۳۶۶۷ بیشترین نوسان را در بین داده‌ها دارند. چولگی همه داده‌ها بجز اقتصاد نوین منفی است و این امر عدم تقارن در داده‌ها را نشان می‌دهد. متغیر کشیدگی، پهن بودن دنباله‌های توزیع و توزیع داده‌ها حول میانگین را نشان می‌دهد. مقادیر کشیدگی همه داده‌ها بزرگتر از ۳ بوده و نشان می‌دهد که توزیع داده‌ها نرمال نیستند. با توجه به مقادیر p-value ارایه شده در جدول (۱)، فرض صفر مبنی بر نرمال بودن برای تمامی داده-ها رد می‌شود. در نمودار (۱) بازده هفتگی قیمت سهام هر یک از بانک‌ها و شاخص گروه

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

بانکی رسم شده است. در نمودارهای مربوطه علاوه بر بازگشت بازده‌ها به مقادیر میانگین خود، تغییر پذیری خوشه‌ای نیز قابل رویت است؛ به این معنی که دوره‌های با نوسان اندک با دورهای زمانی با نوسان زیاد درهم آمیخته شده‌اند. این موضوع اثر ARCH را در سری‌های زمانی نشان می‌دهد. پیش از انجام برآوردها، آزمون‌های تشخیصی اعم از دیکی فولر تعمیم یافته برای تشخیص مانایی، آزمون لیونگ باکس برای تشخیص وجود خودهمبستگی بین اجزای اخلال انجام شده و نتایج حاصله در جدول (۲) ارائه شده است. برای انجام تخمین‌ها با استفاده از مدل GARCH در ابتدا باید سری زمانی داده‌های مورد بررسی مانا باشند. نتایج حاصل از آزمون دیکی فولر بسط یافته، حاکی از مانایی بازده هفتگی تمامی داده‌ها است. آماره Q لیونگ باکس نشان می‌دهد که فرضیه صفر عدم وجود خود همبستگی در سطح ۵ درصد برای سری‌های بانک‌های اقتصاد نوین، پارسیان، تجارت و صادرات رد می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های تشخیصی

	اقتصاد نوین	پارسیان	ملت	تجارت	صادرات	کل سیستم
دیکی فولر بسط یافته	-۱۶/۲۵۲۵۹	-۱۹/۶۱۳۸۷	-۲۲/۹۴۲۵۹	-۲۳/۸۵۶۹۸	-۲۷/۰۳۷۲۲	-۲۲/۶۲۲۵۰
احتمال	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰
لیونگ باکس	۵۰/۷۴۲	۳۸/۳۳۸	۱۳/۴۰۳	۳۸/۲۸۱	۴۵/۵۶۵	۲/۹۲۱۳
احتمال	۰/۰۰۱۱	۰/۰۳۲۰	۰/۹۵۹۰	۰/۰۳۲۴	۰/۰۰۵۰	۱/۰۰۰۰
اثر آرچ	۰/۷۲۵۳۶۸	۰/۷۶۳۰۹۸	۰/۰۸۱۰۶۹	۰/۰۰۲۹۹۳	۰/۹۷۷۳۸۱	۰/۰۱۳۱۹۵
احتمال	۰/۳۹۴۴	۰/۳۸۲۴	۰/۷۷۵۹	۰/۹۵۶۴	۰/۳۲۲۸	۰/۹۰۸۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

طبق نظر انگل (۲۰۰۱) GARCH(1,1) ساده‌ترین و قوی‌ترین مدل از خانواده تکنیک‌های مدل‌سازی نوسان یا بی‌ثباتی است. هانسن و لوند (۲۰۰۵) نشان دادند که استفاده از مدل‌های پیچیده‌تر عملکرد بهتری نسبت به مدل GARCH(1,1) ندارد.کوهه

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

(۲۰۱۸)، اورکاسوگ (۲۰۰۹)[1] و بروکس (۲۰۱۴)[2] در مطالعات خود به این نتیجه رسیدند که مدل GARCH (1,1) برای توصیف بی‌ثباتی سری‌های زمانی داده‌های مالی کافی است.

برای بررسی وجود اثر ARCH و GARCH در داده‌ها، یک مدل GARCH(1,1) برای هر یک از سری‌های زمانی برآورد نموده (بجز متغیر سیستم که مدل GARCH(0,1) برای آن برآورد گردید) و در صورت معنادار بودن ضرایب مربوط به متغیرهای ARCH و GARCH وجود اثر ARCH در داده‌ها مورد تائید قرار می‌گیرد. در جدول (۳) نتایج برآورد شده برای هر یک از سری‌های زمانی ارائه شده است. ملاحظه می‌شود که تمامی ضرایب برآورد شده در سطح ۱٪ معنادار هستند و فقط ضریب GARCH برای اقتصاد نوین در سطح ۱۰٪ معنادار است. بنابراین وجود اثر ARCH و GARCH در داده‌ها مورد تائید قرار می‌گیرد.

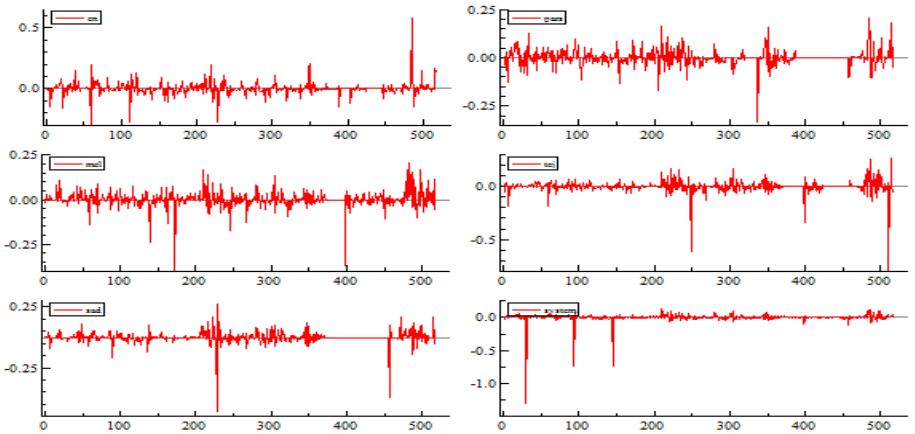
جدول ۳. آزمون وجود اثر ARCH و GARCH در داده‌ها

	اقتصاد نوین	پارسیان	ملت	تجارت	صادرات	کل سیستم
مدل برآورد شده	GARCH(1,1)	GARCH(1,1)	GARCH(1,1)	GARCH(1,1)	GARCH(1,1)	GARCH(0,1)
ضریب ARCH	۰/۱۳۴۳۱۹	۰/۱۵۷۳۲۷	-۰/۰۲۲۸۹۵	۰/۰۸۴۳۷۵	۰/۱۱۶۷۵۷	-
prob	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	-
ضریب GARCH	۰/۲۲۲۸۴۴	۰/۶۰۰۳۴۶	۱/۰۱۹۲۳۰	۰/۹۲۴۶۲۰	۰/۸۰۴۷۸۲	۰/۸۴۰۳۲۹
prob	۰/۰۶۳۱	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

1 Orskaug (2009).
2 Brooks (2014).

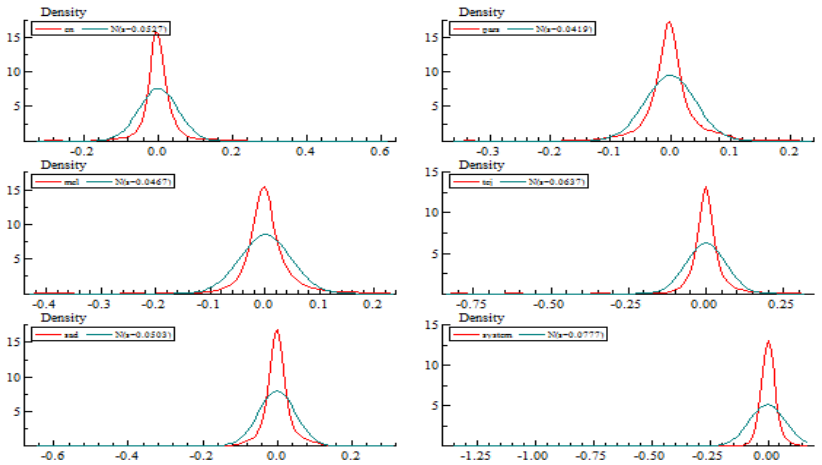
[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]



نمودار ۱. بازده هفتگی قیمت سهام هر یک از بانک‌های منتخب

مأخذ: محاسبات تحقیق

در نمودار (۲) نیز توزیع غیر شرطی بازده هر یک از بانک‌ها و بازده هفتگی شاخص گروه بانکی ترسیم شده و با توزیع نرمال مربوط به آن داده مقایسه شده است. ملاحظه می‌شود کشیدگی توزیع داده‌ها بسیار بیشتر از کشیدگی توزیع نرمال است. در نتیجه نتایج موید آن است که توزیع هر یک از داده‌ها با توزیع نرمال متفاوت است.



نمودار ۲. توزیع غیر شرطی بازده هر یک از بانک‌های منتخب و مقایسه آن با توزیع نرمال

مأخذ: محاسبات تحقیق

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

در جدول (۴) نتایج مربوط به ماتریس همبستگی بین داده‌ها نشان داده شده است. همه مقادیر موجود در جدول مثبت هستند و این موضوع حاکی از آن است که بازده سهام بانک‌های مختلف و کل بازده شاخص گروه بانکی در یک جهت تغییر می‌کنند. طبق جدول (۴) همبستگی بین بازده‌ها از ۰/۱۳ تا ۰/۳۲ متفاوت بوده و با توجه به اینکه این مقادیر از ۰/۸کوچکتر هستند، حاکی از وجود هم‌حرکتی‌های کوچک بین بازده سهم‌ها و فقدان Multicollinearity است. همبستگی بین اقتصاد نوین و کل سیستم با مقدار ۰/۱۳ کمترین مقدار و همبستگی بین اقتصاد نوین با بانک‌های پارسیان و صادرات با ۰/۳۲ بیشترین مقدار است. همبستگی پیرسون، یک همبستگی متوسط بوده و تغییرات در همبستگی در گذر زمان را نشان نمی‌دهد. جزییات بیشتر در خصوص همبستگی با استفاده از مدل DCC_GARCH بررسی شده است.

جدول ۴. ضرایب همبستگی بین داده‌ها

	اقتصاد نوین	پارسیان	ملت	تجارت	صادرات	کل سیستم
اقتصاد نوین	۱					
پارسیان	۰/۳۲	۱				
ملت	۰/۲۸	۰/۱۹	۱			
تجارت	۰/۲	۰/۱۶	۰/۳	۱		
صادرات	۰/۳۲	۰/۲۴	۰/۳۱	۰/۲۸	۱	
کل سیستم	۰/۱۳	۰/۱۸	۰/۲۳	۰/۱۶	۰/۲۱	۱

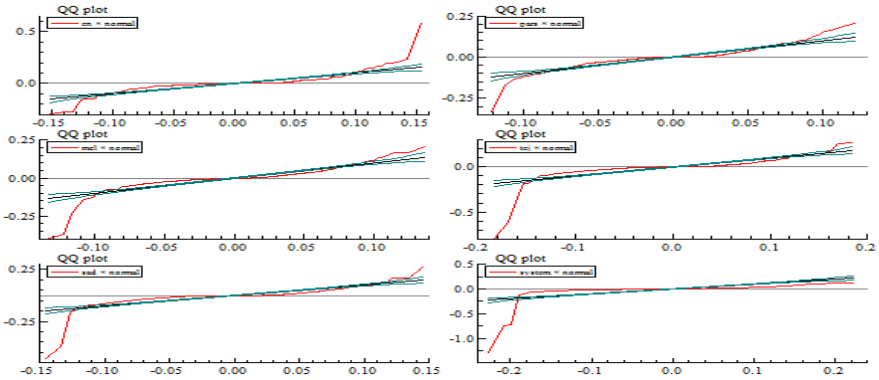
مأخذ: محاسبات تحقیق

در زیر نمودار کوانتایل-کوانتایل تمامی متغیرها رسم شده است. این نمودار کوانتایل‌های مشاهده شده برای هر یک از داده‌ها را با کوانتایل تئوریک توزیع نرمال مقایسه می‌کند. در نتیجه در صورت نرمال بودن توزیع سری زمانی مورد بررسی، نمودار کوانتایل-کوانتایل آن باید به صورت خط مستقیم باشد. نمودارهای کوانتایل-کوانتایل ترسیم شده عمدتاً دارای الگوی S چرخش شده[1] هستند که طبق آن بیشترین اختلاف با

1. S Rotated

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

خطوط مستقیم ترسیم شده (مربوط به توزیع نرمال) در نقاط ابتدایی و انتهایی مشاهده می‌شود. این موضوع دلالت می‌کند که توزیع سری‌های زمانی، دنباله‌های پهن‌تری نسبت به توزیع نرمال دارد. بنابراین نتایج آزمون‌های مقدماتی تایید می‌کنند که استفاده از مدل DCC_GARCH برای مطالعه پیش‌رو مناسب است. ضمن اینکه با توجه به نتایج آزمون‌های انجام شده و نمودارهای رسم شده، فرض نرمال بودن توزیع سری‌های زمانی مورد استفاده، فرض صحیحی به نظر نمی‌رسد.



نمودار ۳. نمودار کوانتایل-کوانتایل برای بازده هر یک از بانک‌های منتخب

مأخذ: محاسبات تحقیق

نوسانات متغیر در زمان و همبستگی‌ها برای تعیین منافع حاصل از تنوع‌بخشی به پرتفوی حایز اهمیت هستند. در اینجا از دو مدل DCC_GARCH با توزیع‌های گوسی و t-استیودنت برای مقایسه نتایج و انتخاب مدل صحیح استفاده می‌شود. مدل‌های GJR و DCC برای هر یک از بانک‌ها بر روی نمونه کامل داده‌ها برازش شده‌اند و در این قسمت نتایج حاصل از تخمین پارامترها، سری‌های برازش شده و خودهمبستگی‌ها ارایه می‌شود. در جداول (۵) و (۶) پارامترهای برآورد شده مدل GJR و DCC برای هر یک از بانک‌ها و همچنین کل سیستم با فرض وجود توزیع‌های نرمال و t-استیودنت ارایه شده است. تخمین‌های مدل GARCH-GJR (1,1) در جدول (۵) همه بر اساس فرض وجود توزیع نرمال ارایه شده‌اند. پارامترهای برآورد شده برای بانک‌های ملت و صادرات در شرایط

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

عدم وجود همگرایی ارایه شده است و با توجه به اینکه در این حالت t-prob توسط نرم‌افزار محاسبه نمی‌شود، در جدول (۵) نیز مقادیر آنها درج نشده است. محاسبات مدل با فرض وجود توزیع t-استیودنت نیز انجام پذیرفت که برای هیچ یک از داده‌ها همگرایی مشاهده نگردید لذا نتایج حاصل از تخمین‌ها ارایه نگردید. در جدول (۷) نیز برآورد حاصل از مدل DCC به صورت چند متغیره در دو حالت و با فرض وجود توزیع نرمال و t-استیودنت و برای بررسی همبستگی شرطی پویای بین بانک‌های منتخب ارایه شده است.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل GARCH-GJR (1,1)

نام بانک	α_G	γ_G	β_G	نتیجه همگرایی
کل سیستم	۰/۲۹۸۳۵۸	۶/۰۳۰۶۴۹	۰/۵۵۹۱۷۹	همگرایی قوی
t-prob	۰/۰۰۵۳	۰/۰۵۶۵	۰/۰۰۰۰	
اقتصاد نوین	۱/۸۳۶۴۵۶	−۱/۷۷۹۶۰۶	۰/۲۸۷۷۵۶	همگرایی قوی
t-prob	۰/۴۳۲۴	۰/۴۴۰۱	۰/۲۵۷۳	
پارسیان	۰/۲۱۱۵۸۲	−۰/۲۱۴۶۷۵	۰/۷۳۹۶۰۲	همگرایی قوی
t-prob	۰/۰۲۸۱	۰/۰۲۳۱	۰/۰۰۰۰	
ملت	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰	عدم وجود همگرایی[1]
t-prob				
تجارت	۰/۱۲۳۴۱۶	−۰/۱۴۲۵۷۹	۰/۹۸۵۲۵۲	همگرایی ضعیف
t-prob	۰/۰۴۳۰	۰/۰۶۵۲	۰/۰۰۰۰	
صادرات	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۱۲۵۲۰۹	۰/۰۸۰۰۰۴	عدم وجود همگرایی
t-prob				

مأخذ: محاسبات تحقیق

۱. مشکل عدم وجود همگرایی در محاسبات عمدتاً زمانی که تعداد پارامترها زیاد باشد یا در داده‌ها، داده‌های پرت وجود داشته باشد، مشاهده می‌شود. در صورت وجود داده‌های پرت در داده‌ها به احتمال بسیار زیاد الگوریتم بهینه‌سازی مقادیر ۰ یا ۱ را برای α یا β یا هر دو ثبت خواهد کرد. در صورت بروز مشکل همگرایی به احتمال بسیار زیاد به جای دستیابی به یک اپتیمم سراسری، یک مقدار بهینه موضعی دست یابیم. در این حالت تغییر مقادیر شروع برای اجرای عملیات بهینه‌سازی در الگوریتم مورد استفاده یکی از روش‌های حل مشکل است. به رغم عدم دستیابی به همگرایی، ضرایب ارایه می‌شوند، زیرا که برای برآورد پارامترها از روش‌های عددی استفاده می‌شود. اما این نتایج نباید مورد استفاده قرار گیرند زیرا از قابلیت اطمینان اندکی برخوردارند و با ورود داده‌های جدید می‌توانند به سرعت تغییر نمایند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

جدول ۶. نتایج تخمین مدل‌های DCC-GARCH-normal و DCC-GARCH-student-t

	DCC-normal			DCC-student-t			
نام بانک	α_C	β_C	Log-likelihood	α_C	β_C	v	Log-likelihood
اقتصاد نوین	۰/۱۶۵۰۷۵	۰/۶۳۹۸۱۲	۱۳۵۶/۳	۰/۱۳۶۸۶۱	۰/۸۵۰۲۶۶	۲/۲۲۱۹۶۷	۲۰۱۵/۳۱
t-prob	۰/۰۷۸۳	۰/۰۰۰۰		۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	
پارسیان	۰/۳۴۴۷۱۵	۰/۱۷۴۵۷۶	۱۴۷۳/۸۱	۰/۰۴۸۸۴۵	۰/۸۳۲۳۷۷	۲/۲۸۱۲۷۱	۲۰۲۵/۲۳
t-prob	۰/۰۳۸۱	۰/۴۱۹۸		۰/۱۸۷۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	
ملت	۰/۰۹۰۰۱۶	۰/۹۰۹۹۷۴	−۱۴۶۸/۶۸	۰/۸۴۸۵۵۴	۰/۱۳۵۵۱۹	۲/۰۴۹۰۶۹	−۳۲۴/۸۸
t-prob	−	−		۰/۰۰۰۰	۰/۰۴۸۴	۰/۰۰۰۰	
تجارت	۰/۲۸۱۷۰۲	۰/۵۶۴۱۴۳	۱۴۰۰/۷۴	۰/۰۵۴۱۷۱	۰/۸۵۲۰۱۸	۲/۲۳۲۳۳۹	۲۰۷۳/۳
t-prob	۰/۵۹۲۰	۰/۳۳۲۶		۰/۰۲۰۵	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	
صادرات	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۸۴۵۰۳۱	۷۷۸/۶۱۴	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۹۹۸۹۷۲	۲/۰۶۴۱۲۳	۱۸۷۷/۶۳
t-prob	۰/۴۹۹۰	۰/۰۱۱۲		۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۷. نتایج برآورد مدل‌های GJR_GARCH و DCC با فرض وجود توزیع‌های نرمال و استیودنت-t

	α_C	β_C	v	Log-likelihood
توزیع نرمال	۰/۰۰	۰/۰۰۸۴۹۷	−	۱۰۱۴/۹۲۵
t-prob	۱/۰۰۰۰	۰/۹۹۷۰		
توزیع استیودنت-t	۰/۰۰	۰/۰۰۴۸۵۲	۲/۲۴۷۱۴۵	۲۶۲۴/۸۵۲
t-prob	۰/۹۹۵۷	۰/۹۹۶۰	۰/۰۰۰۰	

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج ارایه شده مدل DCC در جدول (۶) همبستگی شرطی پویای بازده هر یک از بانک‌ها را با بازده شاخص بانکی ارایه می‌نماید. به منظور مقایسه دو مدل DCC-normal و DCC-student-t برای برآوردهای ارایه شده در جداول (۶) و (۷) ملاحظه می‌شود که با توجه به اینکه:

۱. مقدار لگاریتم لایک‌لی‌هود در مدل DCC_student_t بزرگتر از این مقدار در مدل DCC_normal است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

۲. درجه آزادی در مدل $DCC_student_t$ در حالت‌های مختلف در حدود ۲ است و این مقدار از ۳۰ کوچکتر است مدل $DCC_student_t$ نسبت به مدل DCC_normal ارجحیت دارد.

در جداول فوق مقادیر برآورد شده حداکثر راستنمایی به همراه ضرایب نوسان ($\alpha_G.\gamma_G.\beta_G$) و ضرایب همبستگی ($\alpha_C$ و β_C) در دو مدل DCC_normal و $DCC_student_t$ ارایه شده‌اند. ضرایب مثبت و معنادار عبارت مربوط به ARCH و GARCHیعنی ($\alpha_G.\beta_G$) نشان می‌دهد که اخبار بورس در مورد نوسانات گذشته، قدرت تعیین‌کننده‌ای بر روی نوسانات جاری دارد. با این حال، اگر مجموع این دو ضریب بزرگتر از ۱ باشد، این موضوع نشان‌دهنده آن است که واریانس شرطی، ناپایدار و غیرقابل پیش-بینی بوده و کل فرآیند نامانا‌ست. این امر نشانگر ماندگاری شوک‌ها در بازار سهام بوده و در نهایت می‌توانند تا بی‌نهایت گسترش یابد. بازارهای سهام با شوک‌های انفجاری برای سرمایه‌گذاری بلندمدت مناسب نیستند چرا که سرمایه‌گذاران در این بازارها به صورت نامحدود و نامعین سود یا زیان کسب می‌کنند.

وجود واکنش‌های نامتقارن در بازده سهام هفتگی داده‌ها با مقادیر غیر صفر پارامتر γ_G مورد تایید قرار می‌گیرد. مقادیر مثبت و معنادار پارامتر اثر اهرمی در مدل (۱و۱) GJR-GARCH دلالت بر آن دارد که شوک‌های منفی (اخبار بد) نوسانات را بیش از شوک-های مثبت (اخبار خوب) افزایش می‌دهد. بنابراین شواهد تجربی وجود عدم تقارن و عدم وجود اثر اهرمی را در داده‌ها نشان می‌دهد. هنگامی که مدل‌های GARCH با فرض وجود توزیع student-t و skewed student-t برآورد می‌شوند، در صورتی که مقدار پارامتر درجه آزادی توزیع t-استیودنت بزرگتر از ۲ باشد، آنگاه با توزیع پهن دنباله مواجه خواهیم بود. با توجه به نتایج تخمین مدل که در جداول (۶) و (۷) ارایه شده است، پارامتر شکل یا درجه آزادی در مدل DCC_student_t در تمامی حالت‌ها بزرگتر از ۲ بوده و این نشان می‌دهد سری‌های زمانی مورد بررسی پهن دنباله هستند. مجموع ضرایب همبستگی برای بیشتر بازده‌های سری زمانی بانک‌ها فقط به مقدار اندکی کمتر از ۱ هستند (بجز

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

پارسیان و اقتصاد نوین در مدل DCC_normal) و این امر حاکی از آن است که همبستگی‌های شرطی به میانگین خود برمی‌گردند و سیستم به آرامی به حالت نرمال خود برمی‌گردد. در صورتی که این ضرایب در هر جفت از داده‌ها به لحاظ آماری معنادار باشند، در این صورت همبستگی‌های پویای متغیر در زمان را بین آنها شاهد خواهیم بود.

زمانی که $\alpha_C = \beta_C = 0$ باشند، آنگاه مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC) معرفی شده توسط بولرسلف (۱۹۹۰)[1] را بین داده‌ها بدست خواهیم آورد. لازم به ذکر است که ضرایب برآورد شده β_C و α_C مثبت بوده و شرط $\alpha_C + \beta_C < 1$ برای هر جفت از داده‌ها برقرار است. طبق نتایج ارایه شده در جدول (۵) ملاحظه می‌شود که برای تمامی داده‌ها بجز بانک پارسیان $\beta_c > \alpha_c$ است و این موضوع حاکی از آن است که واریانس-های دوره t بیش از آن که از جملات خطای استاندارد شده دوره قبلی تاثیر بپذیرند، از واریانس دوره قبلی متاثر می‌گردند. همانگونه که در جدول (۶) نشان داده شده است، پارامتر α_C بجز بانک پارسیان، برای سایر بانک‌ها در مدل $DCC_student_t$ به لحاظ آماری معنادار است. هر چند پارامتر β_C برای تمامی بانک‌ها در مدل مذکور به لحاظ آماری معنادار است. معناداری پارامترهای مدل DCC از وجود هم‌حرکتی قابل توجه متغیر در زمان بین متغیرها و در نتیجه ماندگاری بالای همبستگی شرطی حکایت می‌کند. مجموع این پارامترها نزدیک به ۱ بوده و در دامنه ۰/۹۸۸،۹۷۲ برای بانک صادرات و ۰/۸۸۱،۲۲۲ برای بانک پارسیان نوسان می‌کند. این بدان معناست که نوسانات در حالت بسیار پایداری قرار دارند. از آنجا که $\alpha_C + \beta_C < 1$ است، همبستگی‌های پویا حول یک سطح ثابت تغییر می‌کنند و به نظر می‌رسد روند پویا، بازگشت‌کننده به میانگین است. در جدول (۷) ملاحظه می‌شود که β_C و α_C برای هر دو حالت تخمین معنادار نیستند در نتیجه در هر دو حالت برآورد شده $\alpha_C = \beta_C = 0$ بوده و مدل به صورت همبستگی شرطی ثابت تبدیل می‌شود. همبستگی شرطی بازده هفتگی هر یک از بانک‌های منتخب با بازدهی هفتگی شاخص گروه بانک (متغیر سیستم) در بازه زمانی مورد بررسی بر اساس تخمین مدل

1. Bollerslev's (1990)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

DCC_student_t در نمودار (۴) ترسیم شده است. مقادیر ترسیم شده بر روی نمودار، ماهیت متغیر در زمان نوسانات را نشان می‌دهد.

نمودار ۴. همبستگی شرطی پویای بازده هفتگی هر یک از بانک‌های منتخب با بازده هفتگی شاخص گروه بانک

مأخذ: محاسبات تحقیق

به رغم ارجحیت مدل DCC_student_t نسبت به مدل DCC_normal به دلیل پیچیدگی محاسبات ارزش در معرض خطر شرطی در حالت استفاده از توزیع استیودنت-t ، این معیار با استفاده از روش DCC_normal برای هر یک از بانک‌های مورد بررسی محاسبه

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

شده است. مقادیر ارائه شده در جدول (۸) متوسط مقدار ارزش در معرض خطر شرطی در طول دوره زمانی مورد بررسی هستند.

جدول ۸. نتایج برآورد ارزش در معرض خطر شرطی با روش DCC-Normal

اقتصادنوین	پارسیان	ملت	صادرات	تجارت
−۰/۰۰۹۲	−۰/۰۱۵۸	−۰/۰۱۷۱	−۰/۰۱۵۰	−۰/۰۱۱۷

مأخذ: محاسبات تحقیق

ارزش در معرض خطر شرطی را می‌توان با استفاده از کوانتایل رگرسیون نیز محاسبه نمود. با استفاده از سری‌های زمانی می‌توان رگرسیون کوانتایل مقابل را انجام داد:

$$X^j = \alpha_q^i + \beta_q^i X^i + \varepsilon \qquad (۲۰)$$

این معادله، رگرسیون X^j (j می‌تواند سیستم یا هر بانک $j \neq i$ باشد) بر X^i برای هر موسسه i را نشان می‌دهد. ضریب رگرسیون کوانتایل β_q^i، تغییرات یک کوانتایل مشخص q از X^j را که توسط یک واحد تغییر در X^i ایجاد شده است، برآورد می‌کند. به عبارتی:

$$\hat{X}_q^{j,i} = \hat{\alpha}_q^i + \hat{\beta}_q^i X^i \qquad (۲۱)$$

با استفاده از تعریف و روابط (۶) و (۲۱) داریم:

$$\mathrm{CoVaR}_q^{j|X^i=\mathrm{VaR}_q^i} = \hat{\alpha}_q^i + \hat{\beta}_q^i \mathrm{VaR}_q^i \qquad (۲۲)$$

با توجه به اینکه برای محاسبه ارزش در معرض خطر شرطی، می‌بایست مقادیر ارزش در معرض خطر در دسترس باشد، ابتدا مقادیر ارزش در معرض خطر محاسبه و نتایج در جدول (۹) ارایه شده است.

جدول ۹. ارزش در معرض خطر برای هر یک از بانک‌ها و کل سیستم در سطوح اطمینان مختلف

	اقتصاد نوین	پارسیان	ملت	صادرات	تجارت	کل سیستم
VaR(5%)	−۵/۵۷٪	−۶/۳۹٪	−۵/۰۵٪	−۵/۳۲٪	−۵/۸۱٪	−۳/۱۳٪
VaR(1%)	−۱۵/۰۸٪	−۱۱/۷۲٪	−۱۴/۱۹٪	−۱۲/۰۰٪	−۱۸/۱۵٪	−۹/۶۹٪
VaR(50%)	۰٪	۰٪	۰٪	۰٪	۰٪	−۰/۰۷٪

مأخذ: محاسبات تحقیق

پس از انجام محاسبات فوق، مقادیر بدست آمده برای ارزش در معرض خطر شرطی همه زیر مجموعه‌های ممکن از سری‌های زمانی مورد بررسی در جدول (۱۰) ارایه شده است. برای نمونه در ردیف ۳ جدول، ارزش در معرض خطر شرطی بانک ملت و در سطر ۸ ارزش در

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

معرض خطر مشروط بانک‌های اقتصاد نوین و صادرات درج شده است. در سطر آخر جدول، ریسک کلی برابر با ۰/۰۵۲۶۵- محاسبه شده که به عنوان معیار استانداردی توسط نهادهای تنظیم مقررات برای ارزیابی ریسک سیستمیک هر یک از بانک‌ها به صورت انفرادی قابل استفاده است. این معیار، ریسک سیستمیک کل مجموعه را زمانی که همه بانک‌های موجود در سیستم (در اینجا ۵ بانک) در وضعیت اضطرار قرار دارند، بدست می‌دهد. طبق نتایج حاصله، بانک پارسیان با ۴/۹۷٪ و صادرات با ۴/۰۶٪ به ترتیب بیشترین و کمترین ارزش در معرض خطر شرطی را دارا هستند. در جدول (۱۱) نتایج مربوط به ارزش شیپلی برای هر یک از بانک‌ها گزارش شده است. ارزش شیپلی عبارت است از متوسط مشارکت نهایی هر بانک در تمامی حالت‌های ممکن.

جدول ۱۰. مقادیر ارزش در معرض خطر مشروط برای زیرمجموعه‌های مختلف از ۵ بانک در سطح ۵٪

ردیف	نام بانک	COVaR	ردیف	نام بانک	COVaR
۱	en	۰/۰۴۳۰۶-	۱۷	en, pars, sad	۰/۰۵۳۳۱-
۲	pars	۰/۰۴۹۷۵-	۱۸	en, pars, tej	۰/۰۵۳۱۴-
۳	mel	۰/۰۴۴۰۹-	۱۹	en, mel, sad	۰/۰۵۱۳۲-
۴	sad	۰/۰۴۰۶۴-	۲۰	en, mel, tej	۰/۰۵۳۲۵-
۵	tej	۰/۰۴۱۰۲-	۲۱	en, sad, tej	۰/۰۴۷۴۲-
۶	en,pars	۰/۰۵۲۳۹-	۲۲	pars, mel, sad	۰/۰۵۴۴۴-
۷	en,mel	۰/۰۴۸۶۸-	۲۳	pars, mel, tej	۰/۰۵۵۵۷-
۸	en, sad	۰/۰۴۷۱۲-	۲۴	pars, sad, tej	۰/۰۵۳۶۴-
۹	en, tej	۰/۰۴۶۲۹-	۲۵	mel, sad, tej	۰/۰۴۸۸۱-
۱۰	pars, mel	۰/۰۵۷۴۶-	۲۶	en, pars, mel, sad	۰/۰۵۳۲۳-
۱۱	pars, sad	۰/۰۴۸۳۹-	۲۷	en, pars, mel, tej	۰/۰۵۴۷۲-
۱۲	pars, tej	۰/۰۵۲۳۸-	۲۸	en, mel,sad,tej	۰/۰۵۳۴۳-
۱۳	mel, sad	۰/۰۴۷۹-	۲۹	en, pars,sad, tej	۰/۰۵۴۲۵-
۱۴	mel, tej	۰/۰۴۹۷۳-	۳۰	pars, mel, sad, tej	۰/۰۵۵۸۴-
۱۵	sad, tej	۰/۰۴۶۳۷-	۳۱	en, pars, mel, sad, tej	۰/۰۵۲۶۵-
۱۶	en, pars, mel	۰/۰۵۷۰۹-			

مأخذ: محاسبات تحقیق

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

جدول ۱۱. نتایج مربوط به محاسبات ارزش شیپلی

	مشارکت نهایی هر یک از بانکها در هر زیر گروه				
نام بانک	**en**	**pars**	**mel**	**sad**	**tej**
ارزش شیپلی	−۰/۰۰۹۵۲	−۰/۰۱۴۱۱	−۰/۰۱۱۳۷	−۰/۰۰۸۲۶	−۰/۰۰۹۳۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

طبق نتایج جدول (۱۱) به ترتیب بانک‌های پارسیان، ملت، اقتصاد نوین، تجارت و صادرات دارای بیشترین اهمیت سیستمیکی در دوره مورد بررسی هستند.

۶.نتیجه‌گیری

ریسک سیستمیک یکی از مفاهیم دشوار در مباحث مالی به شمار می‌رود. یک سنجه خوب برای محاسبه ریسک سیستمیک می‌بایست وجوه مختلفی را که گویای اهمیت یک موسسه مالی در سیستم مالی است به خوبی توصیف نماید. در این مقاله سنجه ارزش در معرض خطر شرطی چندگانه (Multi-COVaR) برای محاسبه ریسک سیستمیک بکار گرفته شده و سپس از روش ارزش شیپلی برای تخصیص کارآمد ریسک سیستمیک محاسبه شده در قسمت قبل، میان هر یک از بانک‌ها استفاده شده است. ویژگی جمع‌پذیری ارزش شیپلی تضمین می‌کند که مجموع ارزش شیپلی هر بانک از کل ریسک سیستمیک دقیقاً برابر با ارزش در معرض خطر شرطی چندگانه (Multi-COVaR) همه بانک‌هایی است که در معرض بحران قرار گرفته‌اند. در نتیجه سیاست احتیاطی کلان اقتصادی بر اساس کاربست این سنجه بطور کارا و بالقوه قابلیت اجرا دارد. محاسبات مربوط به ارزش شیپلی نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی بانک‌های پارسیان، ملت، اقتصاد نوین، تجارت و صادرات به ترتیب دارای بیشترین اهمیت سیستمیکی هستند. بنابراین در صورت بروز بحران و نیاز به مداخله نهادهای بالاسری از جمله دولت برای کنترل بحران و با توجه به مقادیر بدست آمده ارزش شیپلی، بانک پارسیان در اولویت خروج از بحران قرار دارد. علیرغم اینکه انتظار اولیه مبنی بر اینکه تاثیر سیستمیکی بانک‌های بزرگی مانند صادرات و تجارت بیش از بانک‌های کوچک باشد، لیکن نتایج

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

حاصله خلاف این موضوع را نشان می‌دهد. نتیجه حاصله در این خصوص با نتایج مقالات عیوضلو و رامشگ (۱۳۹۸)، ابریشمی و همکاران (۱۳۹۸)، مهدوی کلیشمی و همکاران (۱۳۹۶)و رستگار و کریمی (۱۳۹۵) که نشان دادند لزوماً بانک‌های بزرگ دارای ریسک سیستمیک بزرگتری نیستند، مطابقت دارد. اگر چه تفاوت‌هایی در مقدار ریسک و رتبه بانک‌ها از نظر ریسک وجود دارد که عمدتاً از موارد زیر ناشی شده است: ۱- تفاوت معیار سنجش ریسک و روش مورد استفاده ۲- تفاوت دوره زمانی مورد بررسی ۳- رتبه‌بندی بانک‌ها از منظر ریسک با دو رویکرد تاثیرپذیری بانک‌ها از ریسک موجود در کل سیستم یا از منظر تاثیرگذاری هر یک از بانک‌ها بر کل سیستم صورت پذیرفته است.

مدل DCC-GARCH یک مدل مناسب برای مطالعه وابستگی‌های متغیر در زمان است. این مدل نوسان و همبستگی موجود بین سهام‌های مختلف را در هر نقطه از زمان توصیف می‌کند. برآورد مدل DCC-GARCH در دو حالت و با فرض وجود توزیع نرمال و توزیع t-استیودنت صورت پذیرفته است. مقایسه نتایج با استفاده از مقدار لگاریتم لایک‌لی‌هود و درجه آزادی در مدل t-استیودنت نشان داد که مدل t-استیودنت نسبت به مدل نرمال برتری دارد. به منظور بررسی وجود اثر اهرمی از مدل GJR-GARCH استفاده گردید و نتایج حاصل از تخمین وجود عدم تقارن و عدم وجود اثر اهرمی را در داده‌ها نشان داد.

معناداری پارامترهای مدل DCC از وجود هم‌حرکتی قابل توجه متغیر در زمان بین سری زمانی هر یک از بانک‌ها با شاخص گروه بانکی و در نتیجه ماندگاری بالای همبستگی شرطی حکایت می‌کند. مجموع این پارامترها نزدیک به ۱ بوده و در دامنه ۰/۹۸۸،۹۷۲ برای بانک صادرات و ۰/۸۸۱،۲۲۲ برای بانک پارسیان نوسان می‌کند. این بدان معناست که نوسانات در حالت بسیار پایداری قرار دارند. از آنجا که $\alpha_C + \beta_C < 1$ است، همبستگی‌های پویا حول یک سطح ثابت تغییر می‌کنند و به نظر می‌رسد روند پویا، بازگشت‌کننده به میانگین است. در بررسی همبستگی شرطی پویای بین بانک‌های منتخب، ملاحظه می‌شود که α_C , β_C برای هر دو حالت تخمین معنادار نیستند در نتیجه در هر دو

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

حالت برآورد شده با فرض وجود توزیع نرمال و توزیع t-استیودنت، $\alpha_C = \beta_C = 0$ بوده و مدل به صورت همبستگی شرطی ثابت تبدیل می‌شود. به عبارتی همبستگی شرطی بین سری زمانی بانک‌های منتخب در دوره مورد بررسی در طول زمان متغیر نبوده و ثابت است.

با عنایت به تجارب بشری در خصوص بروز بحران در حوزه بازارهای مالی که به سرعت می‌تواند به سایر بخش‌های اقتصادی سرایت نموده و تبعات منفی اقتصادی و اجتماعی ایجاد نماید، پیشنهاد می‌شود به منظور ایجاد ثبات در اقتصاد، نهادهای مسئول نسبت به بررسی دائمی و منظم ریسک سیستمیک بازارهای مالی مختلف اقدام نموده سپس در داخل هر یک از این بازارها موسسات مهم از نظر ریسک سیستمیک در دوره‌های مختلف شناسایی گردند. ضمن اینکه از مدل‌های مناسب برای پیش‌بینی ریسک سیستمیک استفاده گردد تا نهادهای قانونی فرصت لازم برای اعمال سیاست‌های متناسب با شرایط را داشته باشند. برای اجرای اقدامات سیاستی به منظور تنظیم ریسک سیستمیک، لازم است مقامات نظارتی ریسک‌های سیستمی را اندازه‌گیری و عملیاتی کنند. انجام اقدامات برای شناسایی و کنترل ریسک سیستمیک می‌بایست در ابعاد زمانی و مقطعی به صورت جداگانه مورد بررسی قرار گیرد. در بعد زمانی، شاخص‌های پیش‌نگر پریشانی مالی مورد نیاز است، در حالی که در بعد مقطعی، تعیین مقدار کمی سهم هر یک از موسسات در ریسک سیستمیک ضرورت دارد. در بعد زمانی محاسبه ۴ اندیکاتور پیش‌نگر زیر که ریسک سیستمیک را از منظرهای مختلف محاسبه می‌کنند، می‌تواند به سیاستگذاران پولی و مالی هشدارهای لازم در خصوص احتمال بروز ریسک سیستمیک را صادر نماید. این اندیکاتورهای پیش‌نگر عبارتند از: ۱) شاخص‌های همزمانی ثبات مالی که وضعیت بی-ثباتی فعلی در سیستم مالی را اندازه‌گیری می‌کنند. ۲) مدل‌های سیگنال هشدار دهنده اولیه برای تشخیص انباشت بحران‌های سیستمیک. ۳) آزمون‌های استرس کلان که می‌توانند انعطاف‌پذیری سیستم مالی را در برابر شوک‌های کلان ارزیابی کنند. ۴) استفاده از مدلهای سرایت و سرریز برای تحلیل تأثیر بحران بر ثبات سیستم مالی. با استفاده از مجموعه‌ای از

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

این شاخص‌ها، بانک مرکزی و مقامات نظارتی می‌توانند ابعاد مختلف ریسک سیستمیک را ارزیابی کنند. پیش شرط لازم برای سنجش مفید ریسک سیستمیک این است که تمام ابعاد ریسک‌های سیستمیک در نظر گرفته شده و در نتیجه ضرورت دارد که همه یا حداقل ترکیبی از برخی از شاخص‌های ریسک سیستمیک مورد استفاده قرار گیرد.

در بررسی ریسک سیستمیک از بعد مقطعی، می‌بایست اهمیت سیستمیکی موسسات مالی انفرادی مورد ارزیابی قرار گیرند. هدف از انجام این رویکرد، تحمیل الزامات نظارتی اضافی و نظارت دقیقتر بر موسساتی است که به لحاظ سیستمیکی حائز اهمیت بیشتری هستند تا از این رهگذر امکان جذب و برطرف نمودن زیان‌های موسسه مالی توسط ابزارهای احتیاطی در نظر گرفته شده توسط خود آن موسسه فراهم شده و از گسترش آن به سایر موسسات و سایر بخش‌های اقتصادی و نهایتاً کل اقتصاد جلوگیری گردد. از آنجا که بسیاری از مطالعات تجربی انجام شده، نشان دادند که بین اهمیت سیستمیکی یک موسسه مالی و اندازه آن رابطه وجود ندارد، می‌بایست در گام نخست نسبت به شناسایی موسسات مهم از منظر ریسک سیستمیک بر مبنای معیارهای مختلف محاسبه ریسک سیستمیک اقدام گردد. در این خصوص و برای شناسایی موسسات مهم از نظر ریسک سیستمیک، یک رویکرد استفاده از معیارهای مختلف محاسبه ریسک سیستمیک مانند CoVaR, SRISK, MES و رویکرد دیگر بهره‌گیری از تئوری بازی‌های همکارانه و نسبت دادن سهم هر موسسه از ریسک کلی با استفاده از رویکرد ارزش شیپلی است. پس از شناسایی موسسات مهم از نظر ریسک سیستمیک، می‌بایست برخی مقررات اضافی و سختگیرانه بر این موسسات توسط نهادهای سیاستگذار در نظر گرفته شود. از جمله این مقررات و به عنوان نمونه می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

- الزام موسسات مالی برای تحقق برخی الزامات نقدینگی به منظور کاهش احتمال بروز بحران در موسسه مالی و کاهش احتمال سرایت این مشکلات از طریق بازار بین بانکی. در این خصوص در بازل ۳ موسسات مالی ملزم به رعایت دو نسبت نقدینگی هستند. نسبت

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

پوشش نقدینگی با رویکرد کوتاه‌مدت و نسبت خالص وجوه پایدار[1] با رویکرد بلندمدت. در چارچوب نسبت پوشش نقدینگی، برای جلوگیری از اختلالات کوتاه‌مدت، موسسات مالی ملزم به نگهداری مقدار کافی دارایی نقد با کیفیت بالا هستند. در حالی که نسبت خالص وجوه پایدار شامل کل ترازنامه موسسه مالی برای جلوگیری از بروز مشکلات ساختاری بلندمدت ناشی از عدم تطابق نقدینگی است.

- افزایش اختیارات ناظران برای نظارت‌های بیشتر بر موسسات دارای ریسک سیستمیک بیشتر و الزام اینگونه موسسات برای شفافیت بیشتر در ارائه اطلاعات و انتشار صورت‌های مالی.

- الزام SIFI ها به ایجاد ظرفیت جذب زیان بیشتر تا ریسک بیشتری را که عدم موفقیت آنها برای سیستم مالی کشوری ایجاد می‌کنند، پاسخگو باشند. به عنوان نمونه در بازل ۳ SIFI ها ملزم به نگهداری سرمایه اضافی متناسب با اهمیت سیستمی موسسه مالی شده‌اند.

- تقویت زیرساخت‌های اصلی بازار مالی برای کاهش ریسک سرایت بحران‌های انفرادی به سایر مجموعه‌ها

شایان ذکر است در خصوص تنظیم مقررات برای موسسات مالی دارای اهمیت سیستمی، می‌توان به موارد بسیار زیادی اشاره نمود که ارائه همه این موارد خود نیازمند یک مقاله و پژوهش جداگانه با تمرکز بر این موضوع است.

ترکیب مدل DCC-GARCH با مدل رژیم سوئیچینگ و بررسی نحوه تغییرات ریسک سیستمیک بر اساس معیارهای مختلف از جمله CoVaR, MES, SRISK در رژیم‌های مختلف به منظور شناسایی دقیقتر رفتار ریسک سیستمیک و در نتیجه سیاستگذاری بهینه‌تر در این خصوص می‌تواند موضوع پژوهش‌های آتی باشد. در این چارچوب پیشنهاد می‌شود علاوه بر شناسایی موسسات مهم از نظر ریسک سیستمیک، نسبت به پیش‌بینی این ریسک در چارچوب مدل یاد شده نیز اقدام گردد.

1 net stable funding ratio (NSFR)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

تقدیر و تشکر

مقاله حاضر، حاصل بخشی از رساله دکتری رشته علوم اقتصادی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران است و نویسندگان مقاله از مساعدت‌های دانشکده یاد شده، تشکر و قدردانی می‌کنند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]

[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

منابع و مآخذ

- Abdoli, Q., Rezaei, M.J.,& Movahedi Beknazar, M.(2015). Comparison of Theoretical Solutions and Experimental Results of Gains Allocation in Cooperative Games. Biannual Journal Eqtesad-e Tatbigi,(1)2,117-131. (In Persian)
- Abrishami, H., Mehrara, M.,& Rahmani, M. (2019). Measuring and Analysis of Systemic Risk in Iranian Banking Sector and Investigating Its Determinants. Journal of Econometric Modeling, (4)3, 11.36.(In Persian)
- Acharya, V. & Pedersen, L. H. & Philippon, T. & Richardson, M. P. (2010). measuring systemic risk, FRB of Cleveland Working Paper.
- Acharya, V. & Engle, R.,& Richardson, M. (2012). Capital shortfall: A new approach to ranking and regulating systemic risks, The American Economic Review, 102 (3).
- Adrian, T. & Brunnermeier, M.K. (2009). CoV aR, Staff Reports 348, Federal Reserve Bank of New York.
- Adrian, T & Brunnermeier, M.K. (2014). CoVaR, Staff Reports, (106)7, 1705-1741.
- Ali, R. & Vause, N. & Zikes, F. (2016). Systemic Risk in Derivatives Markets: A Pilot Study Using CDS Data, Bank of England Financial Stability Papers, 8, 3-21.
- Andersson, S.T. & Lindskog, J. (2019). A study on the DCC-GARCH model's forcasting ability with value-at-risk applications on the Scandinavian foreign exchange market, Independent thesis Basic level (degree of Bachelor).
- Arias, M. & Mendoza, J. & Pérez-Reyna, D. (2010). Applying CoVaR to Measure systemic market risk: the Colombian case, Working Paper, Bogotá: Banco de la Republica.
- Babajani, J., Bolo,G.,& Ghazali, A. (2018). A Framework for Measuring and Predicting Systemic Risk with the Marginal Expected Shortfall Approach (MES) in Iran Capital Market. Journal of Financial Management Strategy,(6)3,1-29. (In Persian)
- Baillie, R. & Bollerslev, T. (1989). The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional-Variance Tale, Journal of Business & Economic Statistics, (7)3, 297-305.
- Banulescu, G.D. & Dumitrescu, E.I. (2015). Which are the SIFIs? A Component Expected Shortfall approach to systemic risk,. Journal of Banking & Finance, 50, 575-588.
- Benoit, S. & Colletaz, G. & Hurlin, C. & Pérignon, C. (2013). A Theoretical and Empirical Comparison of Systemic Risk Measures, HEC Paris Research Paper No. FIN-2014-1030. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=1973950 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1973950

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]

[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

- Billio, M. & Caporin, M. & Gobbo, M. (2005). Flexible Dynamic Conditional correlation Multivariate GARCH models for Asset Allocation.,Ca´Foscari University of Venice Department of Economics.
- Bollerslev, T. (1987). A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return, the Review of Economics and Statistics, (69)3, 542-547.
- Bollerslev, T. (1990). Modelling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model, The Review of Economics and Statistics, (72)3, 498-505.
- Bollerslev, T. & Wooldridge, J.M. (1992). Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances,. Econometric Reviews, 11, 143-172.
- Brownlees, C.T., & Engle, R. (2012). Volatility, correlation and tails for systemic risk measurement. Working paper.
- Brownlees, C. & Engle, R. (2016). SRISK: A Conditional Capital Shortfall Measure of Systemic Risk, Esrb Working Paper, (30)1, 48-79.
- Cao, Z. (2013). Multi-CoVaR and Shapley Value: A Systemic Risk Measure., Working Paper, Banque de France.
- Clemente, AD. (2018). Estimating the Marginal Contribution to Systemic Risk by A CoVaR-model Based on Copula Functions and Extreme Value Theory, Economic Notes, (47)4, 1-44.
- Dajčman, S. & Festić, M. (2012). Interdependence between the Slovenian and European Stock Markets – A DCC-Garch Analysis, Economic Research, (25)2, 379-395.
- Danesh Jafari, D., Mohammadi, T., Botshekan, M.H.,& Pashazadeh, H.(2017). Analysis of the Systemic Risk in the Banking System Using Dynamic Conditional Correlation (DCC). Journal of Monetary and Banking Research, (10)33,457-480. (In Persian)
- Derbali, A. & Hallara, S. (2015). Systemic risk of European financial institutions: Estimation and ranking by the Marginal Expected Shortfall, Research in International Business & Finance, (37)2, 32-40.
- Derbali, A. & Hallara, S. (2015). Dependence of Default Probability and Recovery Rate in Structural Credit Risk Models: Empirical Evidence from Greece, International Journal of Management and Business Research , (5)2, 141-158.
- Dias, D. & Fernando, L. & Lucena Aiube, A. & Baidya, T. & Nanda, K. (2016). Hedging stocks through commodity indexes: a DCC-GARCH approach, Journal of Financial and Quantitative Analysis,(51) 5 , 1545–1574.
- Drakos, A.A. & Kouretas, G.P. (2014). Measuring Systemic Risk in Emerging Markets Using CoVaR. In Emerging Markets and the Global

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

Economy. M. Arouri, S. Boubaker, dan D. K. Nguyen (eds). Oxford: United Kingdom.
- Drehman, M. & Tarashev, N. (2011). Systemic importance: Some simple indicators, BIS Quarterly Review, 25-37.
- Eivazloo, R.,& Rameshg, M. (2020).Measuring systemic risk in the financial institution via dynamic conditional correlation and delta conditional value at risk mode and bank rating. Asset Management & Financing, 4(4), 1-16. (In Persian)
- Engle, R. (2002). Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models, Journal of Business & Economic Statistics, (20) 3, 339-50.
- Engle, R, (2009). Anticipating Correlations: A New Paradigm for Risk Management, Princeton University Press.
- Engle, R. & Gonzalez-Rivera, G. (1991). Semi parametric ARCH Models, Journal of Business & Economic Statistics, (9) 4, 345-59.
- Engle, R.F. & Sheppard, K. (2001). Correlation Multivariate GARCH:Theoretical and Empirical properties of Dynamic Conditional, NBER Working Paper no. 8554 Issued in October 2001
- Farzinvash, A., Elahi, N.,Gilanipour, J.,& Mahdavi, GH. (2017). The evaluation of Systemic Risk in the Iran Banking System by Delta Conditional Value at Risk (CoVaR) Criterion. Financial Engineering and Portfolio Management, (8)33, 265-281. (In Persian)
- Girardi, G. & Ergün, AT. (2013). Systemic risk measurement: Multivariate GARCH estimation of CoVaR, Social Science Electronic Publishing, (37) 8, 3169-3180.
- Glosten, L.R. & Jagannathan, R. & Runkle, D.E. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, Journal of Finance, (48) 5, 1779-1801.
- Grieb, F. (2015). Systemic Risk and Hedge Funds, Social Science Electronic Publishing, (49) 2, 235-340.
- Hekmati Farid, S., Rezazade, A.,& Malek, A. (2019). The Estimation of Systematic Risk in Iranian Financial Sectors (ΔCoVaR Approach). Journal of Economical Modeling,(12)43,99-122.(In Persian)
- Hsieh, D.A. (1989). Testing for Nonlinear Dependence in Daily Foreign Exchange Rates, The Journal of Business, (62) 3, 339-68.
- Huang, W.Q. & Uryasev, S. (2018). The CoCVaR approach: systemic risk contribution measurement, Journal of Risk, 20(4), 75–93.
- Karimalis, EN. & Nomikos, NK. (2017). Measuring Systemic Risk in the European Banking Sector: A Copula CoVaR Approach, European Journal of Finance, 1, 1-38.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

- Kiani,T., Fareed, D.,& Sadeghi, H. (2016). The Measurement of Risk based on the Criterion of Value at Risk via Model of GARCH (A Study of Stock of Listed Companies in Tehran Stock Exchange (TSE) in the Cement Industry). Journal of Financial Management Strategy, 3(3),149-168. (In Persian)
- Kuhe, D.A. (2018). Modeling Volatility Persistence and Asymmetry with Exogenous Breaks in the Nigerian Stock Returns, CBN Journal of Applied Statistics ,(9) 1, 167-196.
- Lin, E. & Sun, EW. & Yu, MT. (2016). Systemic Risk, Interconnectedness, and Non-core Activities in Taiwan Insurance Industry, Annals of Operations Research, 12, 1-25.
- Liu, J. & Song, Q. & Qi, Y. & Rahman, S. & Sriboonchitta, S. (2020). Measurment of systemic risk in Global Financial Markets and Its Application in Forecasting Trading Decisions, Sustainability, MDPI, Open Access Journal, 12(10), 1-15.
- Longin, F. & Solnik, B. (1995). Is the Correlation in International Equity Returns Constant?, Journal of International Money and Finance, 14, 3-26.
- Mighri, Z. & Mansouri, F. (2013). Dynamic Conditional Correlation Analysis of Stock Market Contagion: Evidence from the 2007-2010 Financial Crises, International Journal of Economics and Financial Issues, (3) 3, 637-661.
- Minović, J.Z. (2009).Modeling Multivariate Volatility Processes: Theory and Evidence, Theoretical and Applied Economics, (534) 5, 21-44.
- Muharam, H. (2017). Measuring Systemic Risk of Banking in Indonesia: Conditional Value at Risk Model Application, Jurnal Ilmu Ekonomi, (6) 2, 301 – 318.
- Orskaug, E. (2009). Multivariate DCC-GARCH Model, Norwegian University of Science and Technology, Department of Mathematical Sciences.
- Palm, F. & Vlaar, P. (1997). Inflation differentials and excess returns in the European Monetary System, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, (7) 1, 1-20.
- Pascual, L. & Nieto, M. & Ruiz, E. (2006). Bootstrap prediction intervals for VaR and ES in the context of GARCH models, Computational Statistics & Data Analysis, 50, 2293-2312.
- Rastegar,M.A.,& Karimi, N.(2016).Systemic Risk in TSE Banking Sector, Journal of Risk Modeling and Financial Engineering, 1(1), 1-19. (In Persian)
- Reboredo, JC. & Ugolini, A. (2015). Systemic risk in European sovereign debt markets: A CoVaR-copula approach, Journal of International Money & Finance, 51, 214-244.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]
[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

- Restrepo, M. I. (2012). Estimating Portfolio Value at Risk with GARCH and MGARCH models, Perfil de Coyuntura Económica, 19, 77-92.
- Sakti, M.R.P. & Masih, M. & Saiti, B. & Tareq, M.A. (2018). Unveiling the diversification benefits of Islamic equities and commodities: Evidence from multivariate-GARCH and continuous wavelet analysis, Managerial Financ, 44, 830–850.
- Sayadi, M.,& Karimi, N. (2020). Modeling the Dependency Structure between Stocks of Chemical Products Return, Oil Price and Exchange Rate Growth in Iran; an Application of Vine Copula. Journal of Economic Modeling Research,10(38),45-94. (In Persian)
- Smaga, P. (2014). The concept of systemic risk, LSE Research Online Documents on Economics 61214, London School of Economics and Political Science, LSE Library.
- Espinosa, G. L. & Moreno, A. & Rubia, A. & Valderrama, L. (2015). Systemic risk and asymmetric responses in the financial industry, Journal of Banking & Finance,(58), 471-485.
- Tse, Y. K. (2000). A Test for Constant Correlations in a Multivariate GARCH Model, Journal of Econometrics, 98, 107-127.
- Tse, Y. K. & Tsui, K. C. (2002). A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model with Time-Varying Correlations, Journal of Business & Economic Statistics, (20) 3, 351-362
- Wanat, S. & Denkowska, A. (2018). Dependencies and systemic risk in the European insurance sector: Some new evidence based on copula-DCC-GARCH model and selected clustering methods. Xiv:1905.03273.
- Weiss, A. A. (1986). Asymptotic Theory for ARCH Models: Estimation and Testing, Econometric, (2) 1, 107-131.
- Yu, I. W. & Fung, K. P. & Tam, Ch. S. (2010). Assessing financial market integration in Asia - Equity markets, Journal of Banking & Finance, (34) 12, 2874-2885.
- Zakoian, J. M. (1994). Threshold heteroskedastic models, Journal of Economic Dynamics and Control, (18) 5, 931-955.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]

[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]

[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]

Investigating the Correlation of Selected Banks with Dynamic Conditional Correlation (DCC) Model and Identifying Systemically Important Banks with Conditional Value at Risk and Shapley Value Method

Seyed Ali Naseri , Farkhondeh Jabal Ameli , Sajad Barkhordary Dorbash

Received: 2020/06/1 Accepted: 2020/12/1

Abstract

Systemic risk arises from simultaneous movement or correlations between market segments; Thus, systemic risk occurs when there is a high correlation between the risks and crises of different market segments or institutions operating in the economy, or when the risks of different segments in a market segment or a country are related to other segments and other countries. This paper presents a measure of systemic risk calculation to effectively describe the systemic importance of each financial institution in a system. The DCC-GARCH methodology with normal and t-student distributions has been used to examine the correlation of time-varying banks. The results of this section show that the application of DCC-GARCH-student-t model is preferable to DCC-GARCH-normal model. In order to investigate the presence of leverage effect, GJR-GARCH model was used and the results of estimation showed the presence of asymmetry and the absence of leverage effect in the data. In the study of dynamic conditional correlation between selected banks, it is also observed that α_C ,β_C are not significant for both estimation cases. Therefore, in both cases, it is estimated based on the normal distribution and t-student α_C=β_C=0 and the conditional correlation becomes constant. Based on the results of shapley value and in order to allocate the total risk between the banks in the sample, Parsian, Mellat, EN, Tejarat and Saderat banks have the most systemic importance for the period of June 17, 2009 to May 7, 2019.

Keywords: Systemic Risk, Conditional Value at Risk(CoVaR), DCC-GARCH Model, Shapley Value.

JEL Classification: G21,G32,C13.

1. Ph.D Student of Economics, University of Tehran, Email: salinaseri@yahoo.com
2. Associate Professor of Economics, University of Tehran, (Corresponding Author), Email: mahla.sinaeyan@gmail.com
. Assistant Professor of Economics, University of Tehran, Email: barkhordari@ut.ac.ir

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.41.5.9]

[DOI: 10.21859/jemr.11.41.145]