مدلسازی ریسک و مهندسی مالی
Journal of Risk Modeling and Financial Engineering
دانشگاه خاتم
دورهٔ ۱، شمارهٔ ۱
پاییز ۱۳۹۵
ص. ۱-۱۹

ریسک سیستمی در بخش بانکی

محمدعلی رستگار[۱]، نسرین کریمی[۲]

چکیده: به دلیل بروز بحران مالی سال ۲۰۰۸، اهمیت مطالعهٔ ریسک سیستمی در بخش بانکی بیش از پیش آشکار شد. ریسک سیستمی به احتمال سقوط سیستم مالی می پردازد که ناشی از ارتباط بین مؤسسات است. پژوهش حاضر، به تخمین ریسک سیستمی در بخش بانکی بازار بورس اوراق بهادار تهران، با سنجه دلتا ارزش در معرض خطر شرطی (ΔCoVaR)، به کمک مدل همبستگی شرطی پویا (DCC) می‌پردازد. برای این منظور، داده‌های بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از ابتدای سال ۱۳۸۹ تا ابتدای ۱۳۹۴ انتخاب و سنجهٔ یاد شده برای این بانک‌ها محاسبه‌شده‌است. سپس با استفاده از رگرسیون داده‌های پانل، ارتباط آن با مشخصه‌های اصلی بانک شامل ارزش در معرض خطر، نسبت اهرمی و سرمایه بررسی می‌شود. این پژوهش نشان می‌دهد ریسک سیستمی بازار در دوره مورد بررسی وابستگی بالایی با بخش بانکی دارد. با معیار سنجهٔ یاد شده، بانک‌های مورد مطالعه رتبه‌بندی شده و نشان داده شدهٔ این سنجه، با نسبت اهرمی، سرمایه و ارزش در معرض خطر رابطهٔ مثبت و معناداری دارد.

واژه‌های کلیدی: دلتا ارزش در معرض خطر شرطی، ریسک سیستمی، همبستگی شرطی پویا.

JEL: G11, G21, G32

۱. استادیار گروه مهندسی مالی، دانشکده صنایع، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
۲. دانشجوی کارشناسی ارشد، مهندسی مالی، دانشگاه خاتم، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۳/۲۰ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۶/۳۱**

نویسندهٔ مسئول: محمدعلی رستگار **E-mail: ma_rastegar@modares.ac.ir**

نحوه استناد به این مقاله: رستگار، م.، و کریمی، ن. (۱۳۹۵). ریسک سیستمی در بخش بانکی. فصلنامهٔ مدلسازی ریسک و مهندسی مالی، ۱(۱)، ۱-۱۹.

مقدمه

یکی از بیم‌آورترین رخدادها در بانکداری، وقوع ریسک سیستمی است. اگرچه می‌توان وقوع این رخداد در صنعت بانکداری را معادل با یک آتش‌سوزی در ازدحام دانست اما برخلاف آتش، عبارت ریسک سیستمی تعریف دقیق و مشخصی ندارد. همچنین برعکس آتش‌نشان‌ها که به‌ندرت در قبال شروع و یا گسترش آتش‌سوزی مسئول هستند، بانک‌ها با سهل‌انگاری خود، مقصر اصلی وقوع ریسک سیستمی هستند (کافمن و اسکات، ۲۰۰۳).

ریسک سیستمی به‌احتمال سقوط کل سیستم مالی و یا سقوط جزیی از آن گفته می‌شود که به‌وسیله همبستگی بین بخشی از اجزا و یا همهٔ اجزا آشکار می‌شود، بنابراین ریسک سیستمی در بانکداری توسط همبستگی بسیار بالا و جمع شکست‌های توأم بانکی در یک کشور، چندین کشور و یا کل کشورها مشهود می‌شود (کافمن و اسکات، ۲۰۰۳). درسی که از بحران‌های مالی جهانی گرفته شد این است که نظارت بانکی روی مؤسسات مالی به‌تنهایی باعث می شود اثر ریسک سیستمی این مؤسسات در سیستم مالی نادیده گرفته شود. بحران مالی یاد شده، شکنندگی سیستم مالی، اهمیت ریسک سیستمی و پیامدهای ناشی از وقوع آن را به نهادهای مالی نشان داد. ارزش در معرض خطر (VaR)[1] که تا قبل از بحران، پراستفاده‌ترین سنجهٔ ریسک توسط نهادهای مالی بود، به علت عدم توانایی و ظرفیت برای نشان دادن ریسک سیستمی مورد نقد قرارگرفته است، زیرا فقط می‌تواند ریسک یک‌نهاد منحصر را اندازه‌گیری کند و قادر نیست ریسک سیستمی حاصل از ارزش در معرض خطر نهادهای مالی را اندازه بگیرد. به همین دلیل تلاش‌های زیادی برای معرفی سنجه‌های مختلف برای اندازه‌گیری ریسک معرفی شد که نقایص ارزش در معرض خطر را نداشته باشد. در سال‌های اخیر سنجه‌های بسیاری برای اندازه‌گیری مقدار مناسب ریسک معرفی‌شده است، در این میان چند مثال برجسته از مقیاس‌های پیشنهاد شده برای اندازه‌گیری ریسک سیستمی عبارتند از:

- دلتا ارزش در معرض خطر شرطی(ΔCoVaR)[2]
- زیان مورد انتظار حاشیه‌ای (MES)[3]
- زیان مورد انتظار سیستمی (SES)[4]
- زیان مورد انتظار جزء (CES)[5]

---

1. Value at Risk
2. Delta Conditional Value at Risk
3. Marginal Expected Shortfall
4. Systemic Expected Shortfall
5. Component Expected Shortfall

- وابستگی دنبالهٔ پایین (LTD)[1]
- حق بیمهٔ بحران (DIP)[2]
- شاخص پاسخ همبستگی (CRI)[3]
- شاخص پراکندگی بخشی (SDI)[4].

طبق نتایج پژوهش‌های حاصل از بررسی پیامدهای بحران مالی ۲۰۰۸، ریسک سیستمی اگر نادیده گرفته شود و یا جهتی معقول و منطبق با قوانین نظارتی نداشته باشد، لوازم و پیامدهای آن غیرقابل‌جبران و اصلاح خواهد بود، از اینرو چاره‌ای جز پیش‌بینی آن به کمک محاسبهٔ اثر هر نهاد بر وقوع آن و عوامل تأثیرگذار بر آن نیست. در این پژوهش وابستگی ریسک سیستمی به بخش بانکی به‌عنوان مؤثرترین صنعت اقتصاد کشور مورد بررسی قرار گرفته و سنجهٔ $\Delta CoVaR$ برای محاسبهٔ شدت اثر هر موسسه در ریسک سیستمی و مشخصه‌های بانکی تأثیرگذار بر آن برای بهبود قوانین نظارتی موجود ارائه می‌شود.

سنجهٔ $\Delta CoVaR$ توسط ادرین و برانرمیر (۲۰۱۱) به کمک رگرسیون چندک و توسط جراردی و ارگان (۲۰۱۳) به کمک مدل‌های چند متغیرهٔ گارچ محاسبه شده است. در این پژوهش، برای محاسبهٔ ریسک سیستمی از مدل DCC پیشنهاد شده توسط انگل (۲۰۰۲) که یکی از مدل‌های چند متغیرهٔ گارچ می‌باشد استفاده شده است. اگرچه روش رگرسیون چندک در محاسبهٔ ریسک سیستمی مؤسسات بسیار رایج است، اما ازآنجاکه مدل‌های چند متغیرهٔ گارچ این مزیت را دارند که پارامترهای ریسک سیستمی متغیر با زمان را در نظر می‌گیرند، از این روش استفاده شده است. همچنین در پژوهش‌های داخلی این سنجه توسط احمدی و فرهانیان (۲۰۱۴) برای شرکت‌های مختلف داخلی محاسبه شده‌اند. ازآنجاکه تاکنون محاسبه داخلی این سنجه به‌صورت پویا انجام نشده است به‌طور خاص در مطالعهٔ چنین موردی خلاء وجود دارد و لازم است این پژوهش با در نظر گرفتن متغیرهای تأثیرگذار به‌صورت پویا انجام شود.

در این پژوهش ریسک سیستمی، در بخش بانکی سیستم مالی بررسی و با استفاده از سنجهٔ $\Delta CoVaR$ به کمک مدل همبستگی شرطی پویا محاسبه شده و ارتباط آن با مشخصه‌های اصلی بانک شامل ارزش در معرض خطر، نسبت اهرمی و سرمایه به کمک رگرسیون داده‌های پنل بررسی می‌شود. کلیهٔ محاسبات برای بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار که

1. Lower Tail Dependence
2. Distress Insurance Premium
3. Correlation Response Index
4. Sector Diversity Index

اطلاعات مورد نیاز در دورهٔ زمانی موردنظر یعنی ابتدای سال ۱۳۸۹ تا ابتدای سال ۱۳۹۴ را داشته باشند انجام می‌شود.

در این مقاله ابتدا مروری بر پژوهش‌های انجام‌شده در موضوع‌های نزدیک به پژوهش در داخل و خارج از کشور داریم. سپس به معرفی مدل‌های به‌کاررفته شامل ارزش در معرض خطر شرطی، همبستگی شرطی پویا و رگرسیون داده‌های پنل می‌پردازیم. برای استفاده از مدل همبستگی شرطی مناسب آزمون ثبات همبستگی شرطی و برای انتخاب مدل مناسب پانل دیتا، آزمون چاو و هاسمن را به کار می‌گیریم و در بخش یافته‌های پژوهش نتایج مربوطه ارائه می‌شوند. درنهایت در بخش نتیجه‌گیری و پیشنهادها نتایج پژوهش جمع‌بندی شده و با نتایج پژوهش‌های پیشین مقایسه می‌شوند.

پیشینهٔ پژوهش

ریسک سیستمی برای اولین بار در اوایل دههٔ ۹۰، حول تصویب «قانون بهبود شرکت بیمهٔ سپردهٔ فدرال» در سال ۱۹۹۱ مورد بررسی قرار گرفت. از این زمان به بعد تعریف و شناخت ریسک سیستمی مورد توجه قرار گرفت اما عمدهٔ پژوهش‌های ریسک سیستمی بعد از بحران مالی سال ۲۰۰۸ انجام شده است.

ادرین و برانرمیر (۲۰۱۱) یک روش پیشگام در ریسک سیستمی به نام CoVaR پیشنهاد کردند، CoVaR درواقع VaR یک سیستم مالی است به شرطی که نهادها در بحران باشند. آن‌ها پویایی مشترک بازدهٔ سهام مؤسسات مالی و سیستم مالی را با روش رگرسیون چندک[1] مدل‌سازی کردند. درواقع سهم یک شرکت در ریسک سیستمی را تفاوت بین CoVaR در حالتی که موسسه در بحران باشد با هنگامی‌که در حالت نرمال باشد، تعریف کردند و این تفاوت را با ΔCoVaR نشان دادند و دریافتند در سری‌های زمانی یک رابطهٔ قوی بین VaR مؤسسات و ΔCoVaR آن‌ها است. اگرچه در سری‌های مقطعی این رابطهٔ کمی ضعیف بود.

CoVaR به طور گسترده‌ای در محاسبات ریسک سیستمی در اقتصادهای متنوع به کار رفته شد. یکی از مهم‌ترین پژوهش‌ها در این زمینه توسط جراردی و ارگان (۲۰۱۳) انجام شد که برای توجه بیشتر به پدیده‌های بحرانی شدید و یکنواختی بیشتر متغیرهای وابسته، مفهوم بحران را در مؤسسات مالی از «برابر با VaR» به «بیشتر از VaR» تغییر دادند. آن‌ها از مدل چندمتغیرهٔ گارچ برای نمایش ریسک سیستمی متغیر با زمان در مؤسسات مالی استفاده کردند.

---

1. Quantile Regression

برخلاف ادرین و برانرمیر، جراردی و ارگان دریافتند VaR وΔCoVaR در سری‌های زمانی نیز به‌اندازهٔ سری‌های مقطعی ضعیف عمل می‌کنند و سرمایهٔ مورد نیاز که بر اساس VaR یک نهاد محاسبه می‌شود، بسیار متفاوت از آن‌هایی است که سهم ریسک سیستمی هر بانک را در نظر می‌گیرند و این موضوع در مباحث مربوط به‌کفایت سرمایه بسیار مهم است.

درحالی‌که ادرین و برانرمیر از بازدهٔ سهم به‌عنوان ورودی داده برای محاسبه CoVaR استفاده می‌کردند، دامنک‌های سوآپ نکول اعتباری (CDS)[1] به‌طور گسترده‌ای در محاسبهٔ ریسک سیستمی مورداستفاده قرار گرفتند. برای مثال هوانگ و ژاو (۲۰۰۹) با استفاده از دامنک‌های CDS، احتمال نکول مورد انتظار را محاسبه و شاخصی برای اندازه‌گیری ریسک سیستمی معرفی کردند. سگویانو و گودارت (۲۰۰۹) یک شاخص پایدار بانکی را در برآورد همبستگی بین بانکی برای رویدادهای حدی با استفاده از CDS ابداع کردند. دانگی، لوسیانی و ورداس (۲۰۱۳) با استفاده از این اطلاعات و اندازهٔ MES یک متدولوژی برای اندازه‌گیری ریسک سیستمی در بازارهای مالی پیشنهاد کرد. پژوهش‌های زیادی نیز برای مقایسهٔ بازدهٔ سهام و دامنک‌های سوآپ نکول اعتباری صورت گرفت. رودریگز، مورنو و پنتا (۲۰۱۳) نشان دادند که اندازه‌های ریسک سیستمی با استفاده از CDS بهتر از این اندازه‌ها بر اساس بازده سهم عمل می‌کنند. چوی (۲۰۱۲) نشان داد یافته‌های سوآپ نکول اعتباری، قابل‌اتکا نیستند زیرا حجم معاملات آن در بازارهای نوظهور آسیایی بسیار کم است.

آچاریا، پدرسون، فیلیپ و ریچاردسون (۲۰۱۰)، MES را به‌عنوان ورودی اندازهٔ ریسک سیستمی به نام SES به کار گرفتند. آن‌ها یک متدولوژی جدید طبق این فرضیه که تخمین‌های رگرسیون بر اساس بحران مالی جهانی ممکن است در بحران‌های آتی مفید نباشد، پیشنهاد کردند.

براونلس و انگل (۲۰۱۲) مانند جراردی و ارگان (۲۰۱۳)، از مدل DCC که توسط انگل (۲۰۰۲) ارائه شده بود، برای مدل‌سازی رابطهٔ بین بازدهٔ سهام شرکت‌ها و بازدهٔ شاخص بازار استفاده کردند. مدل پیشنهادی انگل با عنوان DCC، تعمیم‌یافتهٔ مدل معرفی شده توسط بولرسلف (مدل CCC)[2] است که همانند مدل یاد شده یک گونه از مدل‌های MGARCH است اما در این مدل ماتریس همبستگی شرطی به زمان وابسته است. براونلس و انگل، MES و نسبت اهرمی را به‌عنوان عنصری از اندازهٔ ریسک سیستمی به نام SRISK به کمک مدل انگل در نظر گرفتند. در رویکرد براونلس و انگل سهم ریسک سیستمی کل شرکت‌ها از جمع SRISK

1. Credit Default Swap
2. Constant Conditional Correlation (CCC)

تک‌تک آن‌ها به دست می‌آید و این می‌تواند یک شاخص زودهنگام برای نشان دادن ثبات سیستم مالی باشد. با توجه به خاصیت جمع‌پذیری، سنجه‌های ریسک سیستمی براونلس و انگل نسبت به اندازه‌های CoVaR مزایای بیشتری دارند، زیرا می‌توانند اندازهٔ ریسک سیستمی کلی را نیز نشان دهند.

مادان، پیستوریوس و سوتن (۲۰۱۳) سنجه‌ای را تحت عنوان پراکندگی بخشی (SDI) برای محاسبهٔ ریسک سیستمی در بازار اوراق اختیار معرفی کردند که این سنجه با استفاده از شکاف قیمتی بین قیمت پیشنهادی خرید[1] و قیمت پیشنهادی فروش[2]، ریسک سیستمی را محاسبه می‌کند. آن‌ها در پژوهش دیگری به سنجه (CRI) پرداختند. معیار یاد شده همانند شاخص بتا به بررسی همبستگی حرکات قیمت سهم و شاخص می‌پردازد. این سنجه برای محاسبهٔ سنجهٔ ریسک سیستمی در بازار اوراق اختیار معرفی‌شده است.

بانولسکو، دنیسا و النا (۲۰۱۴) سنجهٔ (CES) را معرفی کردند که همانند MES محاسبه می‌شود، لیکن وزن شرکت در محاسبهٔ شاخص را نیز در محاسبهٔ ریسک سیستمی شرکت مدنظر قرار می‌دهد.

از پژوهش‌های داخلی می‌توان به پژوهش‌های انجام‌شده توسط احمدی و فرهانیان (۲۰۱۴) اشاره کرد. آن‌ها در مقاله‌ای تحت عنوان «اندازه‌گیری ریسک فراگیر با رویکرد CoVaR و MES در بورس اوراق بهادار تهران» ریسک سیستمی مربوط به ۲۰ شرکت معتبر در بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از دو رویکرد MES و CoVaR بررسی و با استفاده از قابلیت سنجهٔ CoVaR اثر بحران شرکت‌ها را با یکدیگر اندازه‌گیری کردند.

محسن صادقی (۲۰۱۱) در مقاله‌ای با عنوان بررسی راه‌کارهای مقابله با ریسک سیستمی در بازار سرمایه، اشاره نمود که سازوکار تنظیم و نظارت باید در جستجوی راه‌ها و ابزارهایی باشد تا بتواند آثار مستقیم و جانبی آن را کاهش داده یا خنثی نماید. همچنین حسینی و رضوی (۲۰۱۴) در مقاله‌ای با عنوان نقش سرمایه در مؤسسات مالی و ریسک سیستمی، نقش سرمایه و ارتباط آن با ریسک سیستمی را بررسی کردند.

همان‌طور که اشاره شد، سنجهٔ $\Delta CoVaR$ توسط ادرین و برانرمیر به کمک رگرسیون چندک و توسط جراردی و ارگان به کمک مدل‌های چند متغیرهٔ گارچ محاسبه شده است. ازآنجاکه تاکنون محاسبهٔ داخلی این سنجه به‌صورت پویا انجام نشده است به‌طور خاص در

---

1. Bid Price
2. Ask Price

مطالعهٔ چنین موردی خلأ وجود دارد و لازم است این پژوهش با در نظر گرفتن متغیرهای تأثیرگذار به‌صورت پویا انجام شود.

معرفی مدل

متدولوژی این پژوهش شامل دو مرحله است.

مرحلهٔ اول. تخمین سنجهٔ ΔCoVaR پیشنهادشده توسط ادرین و برانرمیر (۲۰۱۱) برای ۷ مورد از بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران.

مرحلهٔ دوم. بررسی رابطهٔ ΔCoVaR با مشخصه‌های بانک شامل سرمایه، نسبت اهرمی و VaR به کمک رگرسیون داده‌های پانل.

ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR)

محاسبهٔ CoVaR بر اساس رویکرد جراردی و ارگان (۲۰۱۳) انجام می‌شود. طبق این رویکرد، ارزش در معرض خطر بانک i ($VaR^i_{q,t}$) چندک q ام توزیع بازده به صورت رابطهٔ ۱، تعریف می‌شود.

$$\Pr\left(R_{i,t} \le VaR^i_{q,t}\right) = q \qquad \text{رابطهٔ ۱)}$$

که با استفاده از اطلاعات مربوط به بازدهٔ سهام موجود در وب‌سایت شرکت مدیریت فناوری بورس تهران قابل‌محاسبه است.

CoVaR نیز به صورت رابطهٔ ۲، تعریف می‌شود.

$$\Pr(\mathrm{R_{m,t}} \le \mathrm{CoVaR^{m|i}_{q,t}} | \mathrm{R_{i,t}} \le \mathrm{VaR^{i}_{q,t}} = \mathrm{q} \qquad \text{رابطهٔ ۲)}$$

$CoVaR^{m|i}_{q,t}$، چندک q ام بازده بازار درصورتی‌که این رویداد شرطی تحقق یابد، است.

سهم ریسک سیستمی هر بانک نیز با $\Delta CoVaR^{m|i}_{q,t}$ نشان داده می‌شود که به شکل رابطهٔ ۳، محاسبه می‌شود.

$$\Delta\mathrm{CoVaR^{m|i}_{q,t}} = 100 \times (\mathrm{CoVaR^{m|i}_{q,t}} - \mathrm{CoVaR^{m|b^i}_{q,t}})/\ \mathrm{CoVaR^{m|b^i}_{q,t}} \qquad \text{رابطهٔ ۳)}$$

$\Delta CoVaR^{m|i}_{q,t}$، درصد تفاوت ارزش در معرض خطر بازار به‌شرط آن‌که بانک i در بحران باشد و ارزش در معرض خطر بازار به‌شرط آن‌که بانک i در وضعیت معیار[1] باشد. این وضعیت معیار به شکل رابطهٔ ۴، تعریف می‌شود.

$$b^{\,i} \sim (\mu - \sigma \le R \le \mu - \sigma) \qquad \text{رابطهٔ ۴)}$$

1. Benchmark State

همبستگی شرطی پویا (DCC)

مدل‌های همبستگی شرطی درواقع، به‌عنوان ترکیبات غیرخطی از مدل‌های GARCH تک متغیره هستند. در این مدل‌ها واریانس شرطی و ماتریس همبستگی شرطی به‌صورت جداگانه تصریح شوند. ماتریس واریانس شرطی (H_t) این گروه از مدل‌ها از طریق فرآیند سلسله مراتبی تصریح می‌شود، به‌نحوی‌که نخست یک معادله میانگین که می‌تواند به‌صورت مدل ARMA باشد، برای هر سری بازدهی برآورد می‌شود تا از پسماندهای حاصل از آن (این پسماندها را در اصطلاح سری بازدهی با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس H_t می‌نامند) یک مدل از نوع تک‌متغیره GARCH برای واریانس شرطی همهٔ دارایی‌ها انتخاب و سپس، مبتنی بر واریانس شرطی مرحلهٔ اول، ماتریس همبستگی شرطی پویا مدل‌سازی می‌شود.

بولرسلف (۱۹۹۰)، یک‌گونه از مدل‌های MGARCH را معرفی می‌کند که همبستگی‌های شرطی ثابت بوده (مدل CCC) و بنابراین، کوواریانس‌های شرطی نسبتی از حاصل‌ضرب انحراف معیارهای شرطی متناظر است.

ثابت بودن همبستگی‌های شرطی ممکن است غیرواقعی به نظر برسد. کریستودولاکیس و ساشل (۲۰۰۲)، انگل (۲۰۰۲) و سه و سویی (۲۰۰۲) حالت تعمیم‌یافتهٔ مدل CCC را از طریق وابسته کردن ماتریس همبستگی شرطی به زمان پیشنهاد کرده‌اند. این مدل با عنوان مدل همبستگی شرطی پویا (DCC) شناخته می‌شود.

در مدل DCC ارائه‌شده توسط انگل (۲۰۰۲) ماتریس واریانس–کوواریانس شرطی (H_t) را می‌توان به‌صورت زیر تجزیه کرد.

$$H_t = D_t R_t D_t$$ رابطهٔ ۵)

$$D_t = diag\left(h_{1\,1t}^{\frac{1}{2}} \ldots . h_{NNT}^{\frac{1}{2}}\right)$$ رابطهٔ ۶)

و R_t ماتریس همبستگی متغیر طی زمان است.

Q_t ماتریس معین مثبت متقارن $N \times N$ است به‌نحوی‌که

$$Q_t = (1-\alpha-\beta)\bar{Q} + \alpha u_{t-1}u'_{t-1} + \beta Q_{t-1}$$ رابطهٔ ۷)

$u_{it} = \varepsilon_{it}/\sqrt{h_{iit}}$ بوده و $\bar{Q}$ ماتریس واریانس غیرشرطی u_t با ابعاد $N \times N$ است. α و β نیز پارامترهای اسکالر غیر منفی هستند که شرط $\alpha + \beta < 1$ را تأمین می‌کنند. محدودیت‌های بیان‌شده برای پارامترهای α و β تضمین می‌کند که Q_t معین مثبت باشد و این خود شرط لازم و کافی برای معین مثبت بودن ماتریس R_t است (انگل و شپارد، ۲۰۰۱).

بررسی رابطهٔ سنجهٔ معرفی‌شده با مشخصه‌های بانک

پس از محاسبهٔ سنجهٔ یاد شده، به بررسی رابطهٔ آن با مشخصه‌های بانک شامل سرمایه، نسبت اهرمی و VaR به کمک رگرسیون داده‌های پانل می‌پردازیم.

در مدل داده‌های پانل فرض می‌کنیم، مشاهدات مربوط به N فرد و در طول دوره T است. برای نشان دادن این دو بعد، از دو اندیس i و t استفاده می‌کنیم، یعنی:

Y_{it}, i=1,…,N, t=1,…,T

حال برای فرد i در زمان t معادلهٔ کلی به‌صورت رابطهٔ ۸، قابل تصریح است.

$$Y_{it} = \beta_{1it}X_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \cdots + \beta_{kit}X_{kit} + u_{it} = X'_{it}\beta_{it} + u_{it}$$ رابطهٔ ۸)

β_{kit} پارامترهایی است که باید برآورد شود و X'_{it} بردار سطری $(1 \times K)$ متغیرهای توضیحی و β_{it} بردار ستونی ضرایب رگرسیون است. از طرفی، در برخی از مدل‌ها دانستن این مسئله که آیا مدل شامل عرض از مبدأ خواهد بود یا خیر ضروری است (روشن است که هر دو مدل را می‌توان در نظر گرفت). اگر یک عرض از مبدأ کلی را برای رگرسیون در نظر بگیریم برای تمام i–ها و t–ها داریم X1it=1 . به عبارتی داریم:

$$Y_{it} = \beta_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \cdots + \beta_{kit}X_{kit} + u_{it} = \beta_{1it} + \tilde{X}'_{it}\tilde{\beta}_{it} + u_{it}$$ رابطهٔ ۹)

رابطه‌های یاد شده عمومی‌ترین تصریح مسئله در رگرسیون داده‌های پانل است و به این امر دلالت دارد که هر فرد ضرایب واکنش خاص خود را در هر دوره زمانی دارد. با این وجود، چنین شیوهٔ تصریحی تا حد زیادی توصیفی است، قدرت تبیین ندارد، قابل برآورد نبوده و برای پیش‌بینی مفید نیست، چون تعداد ضرایب برآوردی بیشتر از تعداد مشاهدات است.

راه‌حل این مسئله انجام فرض‌هایی در مورد متغیر توضیحی، خواص جمله اخلال و رابطهٔ آماری میان متغیرهای توضیحی و جملهٔ اخلال است (همچنین باید فرضیاتی در مورد تغییرپذیری جملات اخلال داشته باشیم).[۱] بنابراین تصریح منحصربه‌فرد وجود ندارد که همیشه معتبر باشد، انتخاب تصریح مناسب، به نوع مسئله و ماهیت داده‌ها بستگی دارد.

داده‌ها

ابتدا نوع داده‌ها از نظر پانل و یا پولین بودن مشخص شود. برای این منظور از آزمون لیمر استفاده می‌شود که دارای آماره F است. اگر داده‌ها از نوع پولین باشند، با روش اثرات مشترک تخمین زده می‌شوند و اگر از نوع پانل باشند، از یکی از دو روش اثرات ثابت یا اثرات متغیر که در

---

۱. آنچه در تصریح‌های بعدی منعکس می‌شود مبتنی بر این فرض اساسی است که متغیرهای توضیحی غیر تصادفی هستند و ازجمله اخلال مستقل هستند.

ادامه ارائه شده‌اند، تخمین زده می‌شوند. در مدل اثرات ثابت که در آن β_iها N پارامتر نامعلوم ولی ثابت هستند و در مدل اثرات تصادفی عرض از مبدأ ثابت نبوده و تصادفی است و همچنین مستقل از متغیرهای توضیحی است.

در این پژوهش ۷ بانک در بورس اوراق بهادار طوری انتخاب شده‌اند که از ابتدای سال ۱۳۸۹ تا ابتدای سال ۱۳۹۴ در بورس معامله‌شده باشند. داده‌های پژوهش شامل قیمت نهایی روزانهٔ سهام شرکت‌های حاضر، شاخص کل بورس اوراق بهادار، نسبت اهرمی و سرمایهٔ بانک‌های منتخب هستند. در این مقاله بازدهٔ بازار از طریق محاسبهٔ نرخ رشد شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و بازدهٔ سهم نیز از طریق محاسبه نرخ رشد قیمت سهام بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران محاسبه شده است.

آمار توصیفی ارائه شده در جدول۱، بیانگر اطلاعاتی در مورد پارامتر مرکزی (میانگین) و پارامترهای پراکندگی (انحراف معیار، ماکزیمم و مینیمم) متغیرهای پژوهش مربوط به هر یک از بانک‌های موردبررسی برای نمایش یک دید کلی است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

بانک ملت				
متغیرها	**مینیمم**	**ماکزیمم**	**میانگین**	**انحرف معیار**
بازدهی سهم	-۰/۱۸۱۲۸۲	۰/۱۹۹۱۱۱	۰/۰۰۰۷۶۵	۰/۰۲۱۸۳۵
نسبت اهرمی	۰/۰۰۲۸۶۳	۰/۰۹۲۷۹۹	۰/۰۴۹۱۴۲	۰/۰۳۰۱۷۹
لگاریتم سرمایه	۷/۱۱۷۲۷۱	۷/۵۱۹۸۲۸	۷/۲۹۵۶۶۴	۰/۲۰۷۶۸۲
بانک تجارت				
بازدهی سهم	-۰/۲۱۸۰۸۰	۰/۱۴۳۸۰۵	۰/۰۰۰۵۲۹	۰/۰۲۵۱۶۲
نسبت اهرمی	۰/۰۰۲۲۸۷	۰/۰۱۷۳۱۳	۰/۰۰۸۸۷۳	۰/۰۰۴۹۵۷
لگاریتم سرمایه	۷/۰۱۸۵۹۲	۷/۲۴۳۰۳۸	۷/۱۷۶۰۴۸	۰/۱۰۰۱۸۶
بانک صادرات				
بازدهی سهم	۰/۰۸۱۰۸۱	۰/۰۷۷۷۲۸	۰/۰۰۰۷۱۰	۰/۰۱۸۵۹۵
نسبت اهرمی	۰/۰۱۰۱۷۹	۰/۲۰۳۶۰۵	۰/۰۵۱۴۱۶	۰/۰۶۰۷۱۷
لگاریتم سرمایه	۷/۲۲۵۳۸۷	۷/۷۶۱۹۲۸	۷/۴۰۲۳۵۷	۰/۲۰۸۴۲۸
پست‌بانک				
بازدهی سهم	-۰/۱۱۵۲۰۵	۰/۱۲۲۶۰۱	۰/۰۰۰۵۱۲	۰/۰۲۶۸۸۷
نسبت اهرمی	۰/۰۵۸۰۳۶	۰/۳۷۵۱۸۷	۰/۱۷۳۲۰۱	۰/۰۸۵۰۰۰
لگاریتم سرمایه	۵/۷۴۹۰۷۴	۷/۸۴۹۰۷۴	۷/۲۰۹۰۷۴	۰/۸۹۳۳۰۸

ادامهٔ جدول ۱.

بانک پارسیان				
بازدهی سهم	−۰/۱۸۴۶۰۰	۰/۱۴۷۸۰۰	−۰/۰۰۰۲۱۱	۰/۰۲۵۵۰۴
نسبت اهرمی	۰/۰۰۲۸۱۶	۰/۳۸۴۲۷۷	۰/۱۶۶۶۴۷	۰/۱۴۲۵۴۷
لگاریتم سرمایه	۶/۳۰۱۰۳۰	۷/۱۲۰۵۷۴	۶/۹۰۷۵۶۳	۰/۳۴۵۹۴۸
بانک اقتصاد نوین				
بازدهی سهم	−۰/۰۵۵۱۰۰	۰/۰۸۱۴۰۰	۰/۰۰۰۸۹۳	۰/۰۰۹۲۵۵
نسبت اهرمی	۰/۰۰۶۵۳۲	۰/۰۲۶۵۰۸	۰/۰۱۵۴۲۵	۰/۰۰۶۷۲۴
لگاریتم سرمایه	۶/۳۰۱۰۳۰	۷/۱۲۰۵۷۴	۶/۵۸۵۳۵۱	۰/۳۳۴۹۲۵
بانک انصار				
بازدهی سهم	−۰/۱۵۲۴۰۰	۰/۱۵۹۰۰۰	۰/۰۰۰۴۱۸	۰/۰۲۲۴۵۷
نسبت اهرمی	۰/۰۵۲۱۵۶	۰/۳۰۵۹۶۶	۰/۱۳۶۱۹	۰/۰۳۵۹۶۶
لگاریتم سرمایه	۶/۳۰۱۰۳۰	۷/۱۲۰۵۷۴	۶/۵۸۵۳۵۱	۰/۳۳۴۹۲۵

یافته‌های پژوهش

در این بخش برای پیروی از مدل یاد شده ابتدا آزمون ثبات همبستگی شرطی را انجام و پس از حصول اطمینان از ثابت نبودن همبستگی‌های شرطی، سنجهٔ $\Delta CoVaR$ به کمک مدل همبستگی شرطی پویا در بعد زمانی و مقطعی محاسبه شده و بانک‌های نمونه با استفاده از این سنجه رتبه‌بندی می‌شوند. سپس برای بررسی رابطهٔ ریسک سیستمی با مشخصه‌های بانک شامل نسبت اهرمی، سرمایه و VaR از مدل پانل دیتا استفاده می‌شود. در این راستا بعد از انجام آزمون‌های تشخیصی لازم شامل آزمون چاو و هاسمن و تعیین مدل مناسب، از مقادیر برآورد شدهٔ سنجهٔ $\Delta CoVaR$ به‌عنوان متغیر وابسته و از مشخصه‌های بانکی ذکرشده به‌عنوان متغیرهای مستقل استفاده خواهد شد.

پس از انتخاب بانک‌های موردمطالعه، برای حصول اطمینان از ثابت یا متغیر بودن ماتریس همبستگی شرطی باید آزمون‌های آماری لازم شامل آزمون ضریب لاگرانژ و آزمون انگل و شپارد را انجام داد.

نتایج آزمون‌ها در جدول ۲، نشان داده شده است. نتایج آزمون ثبات همبستگی با استفاده از آزمون‌های پیشنهادی سه، انگل و شپارد بیان‌کنندهٔ رد فرضیه صفر مبنی بر ثابت بودن همبستگی شرطی طی زمان در این مدل است، بنابراین این آزمون‌ها توصیه به استفاده از مدلی دارد که همبستگی در طی زمان را به‌صورت متغیر (مدل DCC) در نظر گیرد.

جدول ۲. آزمون ثبات همبستگی

	Market R	**BanksR**	**DCC-GARCH**
ARCH(α)	0.070193 (8.94)	0.161711 (6.70)	Alpha=0.19 (3.70)
GARCH (β)	0.906370 (12.34)	0.820103 (39.6)	Beta=0.66 (11.3)
LM Test for Constant Correlation of Tse (2000)= 16.25 *P-value: (0.0003)*			
Engle and Sheppard (2001) Test for Dynamic Correlation = 5.79 *P-value: (0.005)*			

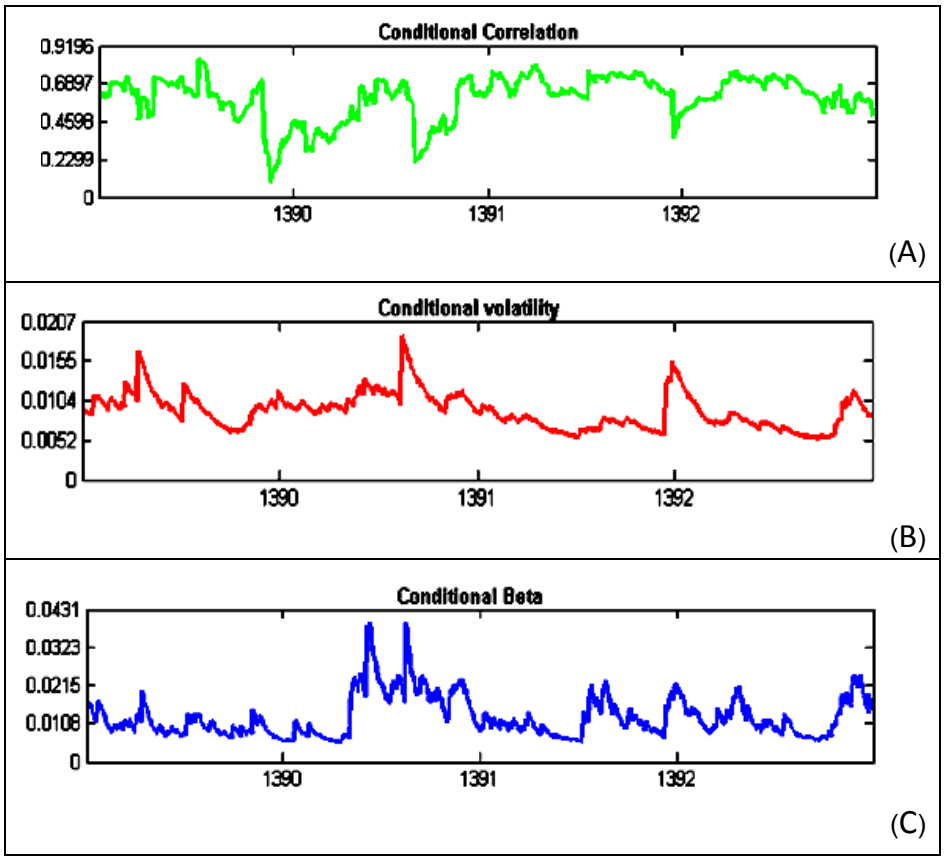
اعداد داخل پرانتز بیان کنندهٔ آمارهٔ t هستند.

بعد از تائید مدل DCC با استفاده از آزمون‌های آماری یاد شده در قدم بعد به برآورد این مدل می‌پردازیم. شکل ۱، نتایج کلی برآورد مدل DCC با استفاده ازسری‌های زمانی بازدهی بازار و بازدهی سهام بخش بانکی را نشان می‌دهد. در این شکل که از سه بخش تشکیل‌شده است ابتدا در قسمت A همبستگی شرطی در سری‌های زمانی نمایش داده شده است. همبستگی شرطی بین بازدهی سهام بخش بانکی و بازدهی بازار تغییرات زیادی در دامنه ۰/۱ تا ۰/۹ را نشان داده و چندین افت شدید داشته است.

بر طبق پژوهش‌های موجود، همبستگی شرطی در دوران بحران‌های مالی افزایش می‌یابد و به‌صورت هم‌زمان با افت همبستگی شرطی، قیمت سهام بخش بانکی افزایش قابل‌ملاحظه‌ای داشته است. نتایج یاد شده در پژوهش و در شکل۱، به‌خوبی قابل‌مشاهده است.

در قسمت B شکل ۱، انحراف استاندارد شرطی بازدهی سهام بخش بانکی نمایش داده شده است. با توجه به تعریف VaR، انحراف استاندارد شرطی بازدهی بسیار شبیه به VaR در بخش بانکی است. این معیار در موارد وجود حباب‌های قیمتی افزایش‌های قابل‌ملاحظه‌ای را نشان می‌دهد که به طور دقیق این حباب‌های قیمتی در روزهای قبل از بی‌ثباتی به وجود می‌آیند.

از سویی شکل۱، نشان می‌دهد این معیار، رفتاری نزدیک به برعکس همبستگی شرطی در مواقع بحرانی دارد. قسمت C شکل ۱، بتای شرطی بخش بانکی را نشان می‌دهد. ازآنجایی‌که بتای شرطی، همبستگی بانکی با سیستم مالی و انحراف معیارهای شرطی را باهم در نظر می‌گیرد، ابزار مناسبی برای ارزیابی ریسک بانکی در متن سیستم مالی است. انتظار می‌رود که بتای شرطی در دوران بی‌ثباتی مالی مقادیر نسبی بالایی را نشان دهد.



شکل ۱. نتایج برآورد مدل DCC

حال به محاسبهٔ سنجهٔ $\Delta CoVaR$ با استفاده از نتایج مدل DCC می‌پردازیم. این سـنجه در هر دو بعد سری زمانی و مقطعی محاسبه‌شده‌است. جدول۳، تغییرات میانگین این سـنجه در دورهٔ زمانی مورد بررسی را نشان می‌دهد.

جدول ۳. تغییرات میانگین سنجه

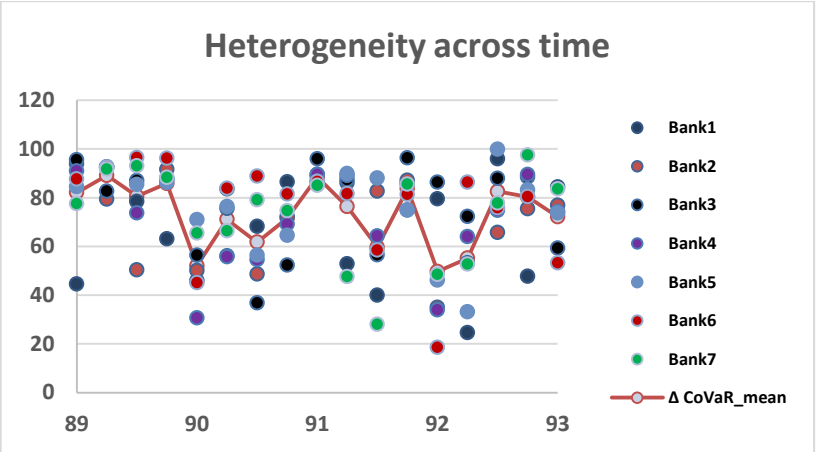
دوره مورد بررسی	Δ CoVaR
۸۹-۹۰	۸۴
۹۰-۹۱	۶۴
۹۱-۹۲	۷۶
۹۲-۹۳	۶۸
کل دوره	۷۱

در جدول ۴، بانک‌ها را با استفاده از سنجهٔ ΔCoVaR رتبه‌بندی می‌کنیم.

جدول ۴. رتبه‌بندی بانک‌ها با سنجه موردنظر

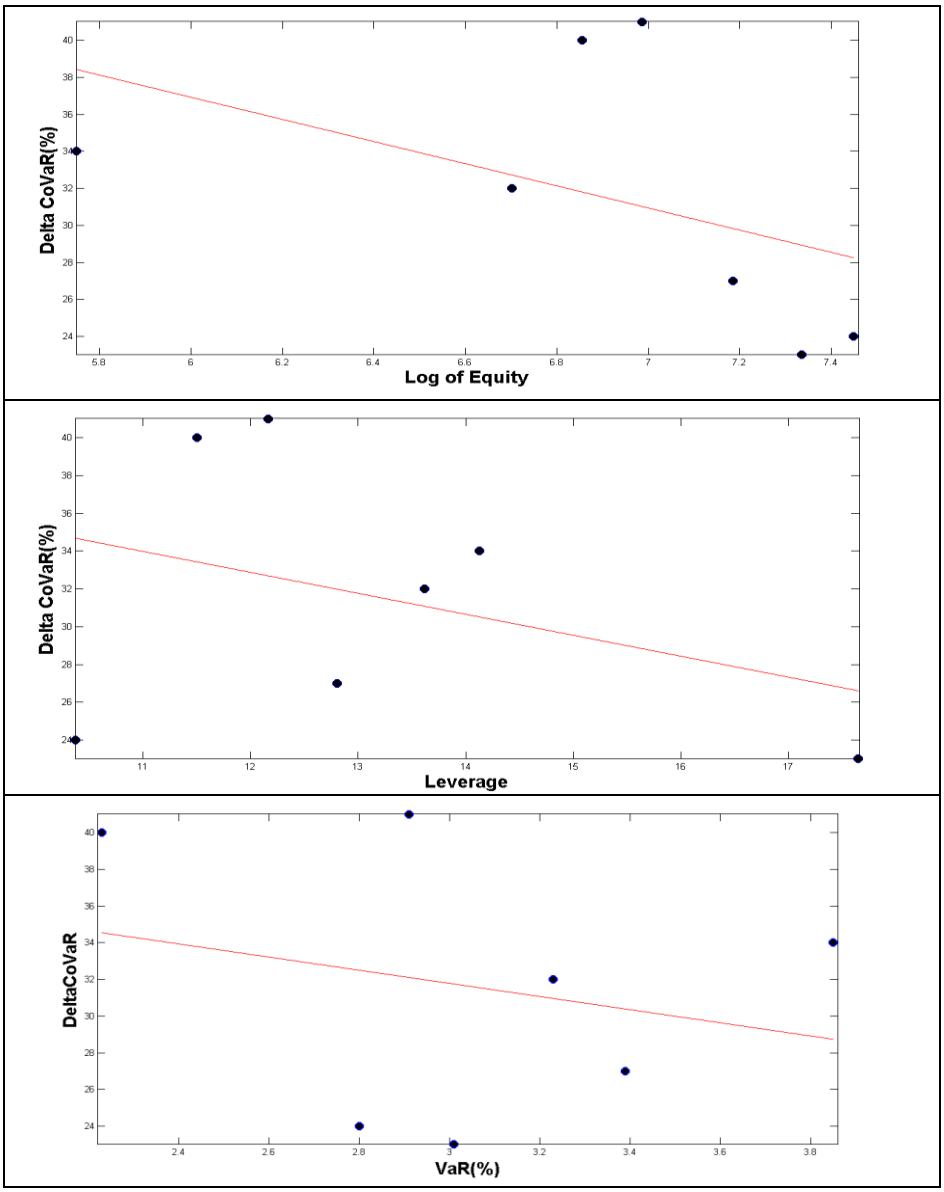
نام بانک	اقتصاد نوین	پارسیان	پست بانک	صادرات	انصار	ملت	تجارت
ΔCoVaR	(۷) ۲۳	(۶) ۲۴	(۵) ۲۷	(۴) ۳۲	(۳) ۳۴	(۲) ۴۰	(۱) ۴۱

در شکل ۲، بانک‌های ملت، تجارت، صادرات، پست‌بانک، پارسیان، اقتصاد نوین و انصار به ترتیب با اعداد ۱ تا ۷ شماره‌گذاری شده و تغییرات ریسک سیستمی در طول زمان بر اساس سنجهٔ ΔCoVaR ترسیم شده است.



شکل ۲. ریسک سیستمی در بخش بانکی

در شکل ۳، وضعیت کلی مشخصه‌های بانکی نسبت به معیار ΔCoVaR ترسیم شده است. در این شکل هرکدام از نقاط آبی نشان‌دهندهٔ یک وضعیت کلی میانگین مشخصه‌های بانکی نسبت به سنجهٔ Δ CoVaR است.



شکل ۳. رابطهٔ سنجه $\Delta CoVaR$ با مشخصه‌های بانکی

به‌منظور تخمین مدل پانل دیتا، ابتدا آزمون‌های تشخیصی انجام می‌شود. ابتـدا آزمـون چـاو برای انتخاب مدل پانل دیتا و یا پولین انجام و سپس برای انتخاب مدل اثرات تصادفی و یا اثرات

ثابت از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. جدول ۵ نتایج آزمون چاو برای انتخاب و یا رد مدل پانل دیتا را نشان می‌دهد.

جدول ۵. آزمون چاو

مدل	آماره F	احتمال	نتیجه آزمون	
تلفیقی	۳/۸۹	۰/۰۰۲	رد فرض	مدل پانل

با توجه به نتایج آزمون چاو، فرض (مدل تلفیقی) تأیید نمی‌شود. به‌بیان‌دیگر، آثار فردی یا گروهی وجود دارد و باید از روش داده‌های تابلویی (پانل) برای برآورد مدل رگرسیونی پژوهش استفاده شود که در ادامه برای تعیین نوع مدل پانل (با اثرات تصادفی یا اثرات ثابت) از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. جدول ۶ نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب و یا رد مدل اثرات تصادفی را نشان می‌دهد.

جدول ۶. آزمون هاسمن

مدل	آماره کای دو	احتمال	نتیجه آزمون	
رگرسیونی	۰/۸۰	۰/۸۴	تأیید فرض صفر	پانل با اثرات تصادفی

نتایج نشان می‌دهد که اثرات از نوع تصادفی هستند. درنهایت، بعد از تعیین مدل بهینه، مدل یاد شده برآورد شده است. مدل رگرسیونی برای بررسی رابطهٔ ریسک سیستمی و مشخصه‌های بانکی به‌صورت مدل‌های پانل دیتا از نوع اثرات تصادفی به‌صورت زیر تصریح می‌شود.

رابطهٔ ۱۰)
$$DeltaCoVaR_{it} = \alpha_i + \beta_1 VAR_{it} + \beta_2 LEVERAGE_{it} + \beta_3 LEQUITY_{it} + \varepsilon_{it}$$

در رابطهٔ ۱۰، متغیر وابسته سنجهٔ ΔCoVaR است و نتایج این برازش مدل رگرسیونی در جدول ۷، نشان داده شده است.

جدول ۷. نتایج برآورد مدل

شرح متغیرها		ضریب	آماره تی	P-value	نتیجه	نوع رابطه
C	ضریب ثابت	−۰.۰۰۳۵۰۶	−۱.۳۴۷۶۲۰	۰.۱۷۸۷	−	−
LEV	نسبت اهرمی	۰.۰۰۵۳۹۶	۲.۱۳۹۱۱۲	۰.۰۳۳۲	تأیید	مستقیم
CL	لگاریتم سرمایه	۰.۰۰۰۴۶۰	۲.۳۴۹۴۰۹	۰.۰۱۹۴	تأیید	مستقیم
V	VaR	۰.۰۲۲۰۸۹	۱.۸۴۷۵۲۴	۰.۰۶۵۶	تأیید	مستقیم
مقدار F کلی		۱۵.۴۸۶۲۱	P-value کلی	۰.۰۰	مدل معنادار	

در جدول ۷، هر سه متغیر توضیحی نسبت اهرمی، لگاریتم سرمایه و VaR رابطهٔ مثبت و معناداری با متغیر وابسته نشان می‌دهند. از طرفی دیگر با توجه به مقدار آمارهٔ F معناداری کلی مدل رگرسیونی را نشان می‌دهد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با در نظر گرفتن اندازه‌های ریسک سیستمی به‌عنوان ابزاری برای سنجش تأثیرگذاری آن‌ها بر سیستم مالی، می‌توان ادعا کرد که ناظران و قانون‌گذاران می‌توانند با برداشت درست از این ابزار، سیستم مالی را در زمان‌های بحران هدایت و مدیریت کنند. نتایج کلی این پژوهش را می‌توان به‌صورت خلاصه با عناوین زیر بیان نمود.

۱. وابستگی ریسک سیستمی کل بازار به بخش بانکی زیاد است (همان‌طور که در جدول ۳، جزییات آن ارائه‌شده است، بر اساس $\Delta CoVaR$ برابر با ۷۱ درصد است.)
۲. تغییرات شدید رتبهٔ ریسک سیستمی بانک ها با سنجهٔ $\Delta CoVaR$ در طول دورهٔ مورد مطالعه (همان‌طور که در شکل ۲، نمایش داده‌شده است، میانگین سنجه برای بانک‌ها در طول دوره بسیار متفاوت است.)
۳. رابطهٔ مثبت نسبت اهرمی، سرمایه و VaR با ریسک سیستمی در بخش بانکی (نتیجهٔ محاسبات مربوطه در جدول ۷، آورده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود هر سه متغیر توضیحی نسبت اهرمی، لگاریتم سرمایه و VaR رابطهٔ مثبت و معناداری با سنجهٔ یاد شده نشان می‌دهند.)

بالا بودن وابستگی ریسک سیستمی کل بازار به بخش بانکی مهم‌ترین نتیجهٔ این مقاله است که در پژوهش‌های پیشین در بازار ایران مطالعه نشده است. اگرچه از نظر ارزش بازار، بخش بانکی مورد مطالعه تنها ۹ درصد از ارزش کل بازار را شامل می‌شود اما نتایج محاسبات پژوهش نشان می‌دهد وابستگی ریسک سیستمی کل بازار به بخش بانکی مطالعه شده، بسیار بالا و در حدود ۷۱ درصد است. همچنین درحالی‌که محاسبات انجام‌شده در این پژوهش نشان می‌دهد رابطهٔ مثبت و معناداری بین معیارهای بررسی‌شده (شامل نسبت اهرمی، سرمایه و ارزش در معرض خطر دارایی‌ها) و سنجه‌های ذکرشده در بازار ایران وجود دارد، پژوهش انجام‌شده توسط ادرین و برانرمیر (۲۰۱۱) و جراردی و ارگان (۲۰۱۳) رابطهٔ بسیار ضعیفی با معیارهای یاد شده در سری‌های مقطعی و در بازارهای مورد مطالعه ایشان را نشان داد.

پیشنهاد می‌شود در صورت رفع شدن مشکلات مربوط به وجود بانک‌های اطلاعاتی جامع، در پژوهش‌های آتی، از سایر معیارها و مدل‌های اندازه‌گیری ریسک سیستمی نظیر CES،

LTD، DIP و ... در بخش بانکی استفاده شود. همچنین تأثیر نوع مالکیت (دولتی و خصوصی) بر ریسک سیستمی و رابطهٔ کارایی و ریسک یاد شده مورد بررسی قرار گیرد.

منابع

احمدی، ز.، و فرهانیان، م. (۱۳۹۳). اندازه گیری ریسک فراگیر با رویکرد CoVaR و MES در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۱(۲۶)، ۳-۲۲.

حسینی، ع.، و رضوی، س. (۱۳۹۳). نقش سرمایه در ریسک سیستمی موسسات مالی. پژوهش های تجربی حسابداری، ۱(۱۳)، ۱۲۷-۱۴۷.

صادقی، م.(۱۳۸۹). بررسی راه‌کارهای مقابله با ریسک سیستمی در بازار سرمایه. نشریه سازمان بورس و اوراق بهادار، ۲(۱۲)، ۴-۱۸.

References

Acharya, V., Pederson, L., Philippe, T. & Richardson, M. (2010). Measuring Systemic Risk, Technical Report. Department of Finance, NYU.

Adrian, T., & Brunnermier, M. K. (2011).CoVaR. NBER Working Paper, No.17454.

Bollerslev, T. (1990). Modeling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model. The Review of Economics and Statistics, 72.

Ahmadi, Z., & Farhanian, M. (2014). Measuring Systemic Risk in the Tehran Stock Exchange, CoVaR and MES Approach. Quarterly Journal of Securities Exchange,7(26), 3-23. (In Persian).

Banulescu, G., Denisa, D., & Elena, I. (2014). Which are the SIFIs a CES Approach to Systemic Risk, European University Institute.

Brownlees, C. T., & Engle, R. (2012).Volatility, Correlation, and Tails for Systemic Riskmeasurement, Working Paper.

Caufman, G., & Scott, E. (2003). What is the Systemic Risk and Do Bank Regulations Retard or Contribute to It, The Independent Review, 371.

Christodoulakis, E., & Satchell, S. (2002). A Model with Time-varying Correlations , Working Paper.

Choi, H. (2012). Predicting the Present with Google Trends, Working Paper.

Dungey, M., Luciani, M., & Verdas, D. (2013). Googling SIFIs

Engle, R. (2002). Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model.J.Bus, Econ, Stat, 20, 339-350.

Engle, R., & Sheppard, K. (2001). Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH, Working Paper.

Girardi, G., & Ergun, A. T. (2013). Systemic Risk Measurement: Multivariate GARCH Estimation of Covar. J. Bank. Finance, 37, 3169-3180.

Hosseini, A., & Razavi, S. (2014). The Role of Capital in Systemic Risk of Financial Institutions. Empirical Research in Accounting, 4(13), 127-147. (In Persian).

Huang, X., & Zhou, H. (2009). A Framework for Assessing the Systemic Risk of Major Financial Institutions, J, Bank Finance, 2036-2049.

Madan, D., Pistorius, M., & Schoutens, W. (2013). The Valuation of Structured Products Using Markov Chain Models. Quantitative Finance, 13, 125-136.

Rodriguez , M., & Pena, J. (2013).Systemic Risk Measures,Working Paper.

Sadeghi, M. (2011). Systemic Risk Mitigation in Capital Market. (In Persian).

Segoviano, M., & Goodhart, C. (2009), Banking Stability Measures, Working Paper.

Tse, Y., & Tsui, A. (2002), A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model with Timevarying Correlations, Business & Economic Statistics, 3, 351-362.