Asset Management and Financing
Vol. 7, Issue. 4, No. 27, Winter 2020
Document Type: Research Paper
Received: 18.08.2018 Accepted:04.02.2019
PP: 1-16

فصلنامه علمی مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال هفتم، شماره.چهارم، شماره پیاپی (۲۷) ، زمستان ۱۳۹۸
نوع مقاله: پژوهشی
تاریخ دریافت: ۹۷/۵/۲۷ تاریخ پذیرش: ۹۷/۱۱/۱۵
صص: ۱-۱۶

Measuring Systemic Risk via Marginal Expected Shortfall and Delta Conditional Value at Risk and Banks Rating

Reza Eivazloo[1*], Mehdi Rameshg [2]
1- Assistant Professor, Finance and Insurance Department, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran
eivazlu@ut.ac.ir
2- M.A. Finance and Insurance Department, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran
mehdirameshg@gmail.com

Abstract
Objectives: Systemic risk refers to the risk of failing a financial system or the failure of the entire market. This risk can arise from the instability or crisis in financial institutions and transfer to the whole of the financial system, through contagion. In other words, the systemic risk could be seen as the degree of the interconnection between different divisions of a financial system, where a failure in a financial institution may lead to a whole system crisis.
Method: In this paper, we study systemic risks in the Iranian banking sector by using two crucial systemic risk measures, the MES (marginal expected shortfall) and Co-VaR. To compute both measures, we employ Engle's dynamic conditional correlation model.
Results: According to our results, although these two systemic risk measures differ in defining the contributions to systemic risk, both are qualitatively very similar in explaining the cross-sectional differences in systemic risk contributions across banks. In addition, using a threshold VAR model, we suggest an overall systemic risk measure – the aggregate MES – and its associated threshold value for use as an early warning indicator. The paper is innovative in applying statistical models (dynamic conditional correlation model) to seek for a reliable commercial banks rating, using by approaches MES and COVAR.
Keywords: Systemic Risk, Marginal Expected Shortfall (MES), Conditional Value at Risk (COVAR), Dynamic Conditional Correlation (DCC), Threshold VAR

اندازه‌گیری ریسک سیستمیک با استفاده از کسری نهایی موردانتظار و ارزش در معرض خطر شرطی و رتبه‌بندی بانک‌ها

رضا عیوضلو [۱*]، مهدی رامشگ [۲]
۱- استادیار، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکدهٔ مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران
eivazlu@ut.ac.ir
۲- کارشناسی‌ارشد، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکدهٔ مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران
mehdirameshg@gmail.com

چکیده
اهداف: ریسک سیستمیک به خطر شکست سیستم مالی یا شکست کل بازار اطلاق می‌شود. این ریسک می‌تواند از بی‌ثباتی یا بحران در مؤسسات مالی نشئت بگیرد و به کل نظام مالی انتقال یابد؛ به عبارتی، ریسک سیستمیک به میزان به‌هم‌پیوستگی در یک سیستم مالی اشاره دارد؛ یعنی جایی که شکست در نهادی مالی می‌تواند سبب ایجاد بحران در کل سیستم شود.
روش: در مقالهٔ حاضر ریسک سیستمیک با استفاده از دو روش کسری نهایی موردانتظار و ارزش در معرض خطر شرطی[1] با استفاده از الگوهای نوسان شرطی پویا بین بانک‌های تجاری تخمین زده شده است.
نتایج: نتایج پژوهش نشان می‌دهد در سنجش ریسک سیستمیک بین بانک‌های تجاری، دو روش کسری نهایی موردانتظار و ارزش در معرض خطر شرطی نتایج مشابهی ارائه می‌کنند. پژوهش حاضر با استفاده از شاخص صنعت بانکداری و به‌کارگیری الگوهای آستانه‌ای خودهمبستگی برداری، یک آستانه برای الگوسازی بحران تعریف کرده است و نوآوری آن از این لحاظ است که با استفاده از الگوهای آماری (الگوی همبستگی شرطی پویا یکی از روش‌های مبتنی بر گارچ چندمتغیره) و داده‌های دردسترس به‌دنبال رتبه‌بندی بانک‌های تجاری با استفاده از دو رویکرد کسری نهایی موردانتظار و ارزش در معرض خطر شرطی است.
واژه‌های کلیدی: ریسک سیستمیک، کسری نهایی موردانتظار (MES)، ارزش در معرض خطر شرطی (COVAR)، الگوی همبستگی شرطی پویا (DCC)، الگوهای آستانه‌ای خودهمبستگی برداری

1. Conditional value at risk (COVAR)

* نویسنده مسؤول

Copyright©2020, University of Isfahan. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://creativecommons.org/licenses/BY-NC-ND/4.0), which permits others to download this work and share it with others as long as they credit it, but they can't change it in any way or use it commercially.
Doi: 10.22108/amf.2019.112150.1283

مقدمه

براساس مطالعات برانلس[1] و انگل[2] (۲۰۱۲) ریسک سیستمی در دانش مالی به معنای احتمال سقوط ناگهانی در کل یک سیستم مالی است. این ریسک می‌تواند سبب بی‌ثباتی یا آشوب در بازارهای مالی شود. موضوع مهم دیگر در بحث ریسک سیستمی، سرایت ریسک است که به معنی احتمال گسترش تغییرات مهم اقتصادی در یک کشور است.

حیدری، محمدزاده و رفاه‌کهریز (۲۰۱۸) نشان می‌دهند یکی از مسائل موجود در بانک‌ها این است که تا چه اندازه با ریسک سیستمیک روبه‌رو هستند و شیوهٔ اندازه‌گیری این ریسک چگونه می‌تواند انجام شود. رکود سال‌های اخیر در اقتصاد که بعضی اوقات با تورم نیز همراه بوده است، ضرورت بررسی موضوع ریسک سیستمیک را آشکارتر می‌کند و بر این مسئله اثر می‌گذارد که ناتوانی در یک نهاد سپرده‌پذیر تا چه حد می‌تواند بر سایر نهادها و کل بازار تأثیر بگذارد. زمانی که سیستم اقتصادی در یک دورهٔ رکود به سر ببرد مثل شرایط دوران عادی نمی‌تواند تأمین اعتبار لازم را داشته باشد؛ درنتیجه، سیستم اقتصادی به سختی به کار خود ادامه خواهد داد؛ بنابراین، کمبود سرمایه برای شرکت و طلبکاران آن خطرناک است. در سال ۲۰۰۸ ارزش در معرض خطر به‌طور گسترده‌ای و برای اقتصادهای گوناگون به‌منزلهٔ سنجه‌ای برای اندازه‌گیری ریسک سیستمی استفاده می‌شد. گرادی[3] و آرگون[4] (۲۰۱۳) ارزش در معرض خطر شرطی را با ایجاد تغییراتی به منزلهٔ سنجهٔ ریسک سیستمی تعریف کردند. آنها ارزش در معرض خطر شرطی را با استفاده از گارچ چندمتغیره برای به دست آوردن الگوهای خود تخمین زدند. برانلس و انگل (۲۰۱۲) برای سنجش ریسک سیستمیک ابتدا کسری نهایی موردانتظار را اندازه‌گیری و سپس با استفاده از داده‌های بدهی و ارزش بازار سهام شرکت‌های منتخب، ارزش دلاری ریسک سیستمیک با عنوان شاخص ریسک سیستمیک را محاسبه کردند.

یان[5] و مون[6] (۲۰۱۴) ریسک سیستمی در بانک‌های تجاری کره را به وسیلهٔ الگوهای ارزش در معرض خطر شرطی و کسری نهایی موردانتظار مطالعه کردند. آنها ابتدا تفاوت میان ارزش در معرض خطر شرطی و کسری نهایی موردانتظار و سپس ارتباط بین این دو سنجه با متغیرهای بنیادی بانک‌ها را بررسی و درنهایت آستانه‌ای برای وقوع بحران بانکی تعیین کردند.

پژوهش حاضر از این لحاظ نوآوری دارد که با استفاده از الگوهای آماری (الگوی همبستگی شرطی پویا که یکی از روش‌های مبتنی بر گارچ چندمتغیره است) و داده‌های دردسترس به‌دنبال رتبه‌بندی بانک‌های تجاری با استفاده از دو رویکرد کسری نهایی موردانتظار و ارزش در معرض خطر شرطی است. به‌علاوه این پژوهش رفتار و عملکرد بانک‌ها در طی زمان را بررسی می‌کند تا تفاوت میان ارزش در معرض خطر شرطی و کسری نهایی موردانتظار را بیان کند. درنهایت به تخمین آستانه‌ای برای ریسک سیستمیک پرداخته است که این آستانه هشداری برای نابسامانی مؤسسات مالی خواهد بود. در ادامه پس از ارائهٔ پیشینهٔ پژوهش، متغیرهای استفاده‌شده و روش‌های آزمون فرضیه‌ها و تعیین جامعهٔ آماری (چگونگی گردآوری داده‌ها) معرفی و در پایان، نتایج به‌دست‌آمده از آزمون فرضیه‌ها و یافته‌های پژوهش ارائه می‌شود.

1. Brownlees
2. Engle
3. Girardi
4. Ergün
5. Yun
6. Moon

مبانی نظری

اسربی[1] و تاسچه[2] (۲۰۰۲) کسری نهایی موردانتظار را پدیده‌ای طبیعی در نظر گرفته‌اند و آن را با روش سادهٔ میانگینی از بزرگ‌ترین زیان در نمونهٔ بازده‌های سبد تخمین زده‌اند و ریسک سیستمیک را با چنین روش آماری تعریف کرده اند. آدرین[3] و برانیرمیر[4] (۲۰۱۶) رویکردی پیشگام برای اندازه‌گیری ریسک سیستمیک را ارائه و برای اندازه‌گیری این ریسک، الگوی ارزش در معرض خطر شرطی را معرفی کردند. آنها با استفاده از رویکرد رگرسیون چندکی به‌صورت پویا میان بازده سهام هر مؤسسهٔ مالی و بازده بازار ارتباط برقرار کردند و توانستند ارزش در معرض خطر شرطی را به دست آورند. به‌علاوه سنجهٔ اندازه‌گیری ریسک سیستمیک را تفاضل ارزش در معرض خطر شرطی (تفاوت ارزش در معرض خطر شرطی بازار زمانی که مؤسسهٔ مالی در بحران قرار گیرد و ارزش در معرض خطر شرطی بازار زمانی که مؤسسهٔ مالی در حالت نرمال است) تعریف کردند. آنها به وجود رابطهٔ ضعیف در سطح مقطعی دست یافتند و به این نتیجه رسیدند که به‌صورت سری زمانی، رابطه‌ای قوی بین ارزش در معرض خطر شرطی شاخص بازار و ارزش در معرض خطر همان مؤسسهٔ مالی وجود دارد.

گرادی و آرگون (۲۰۱۳) به وجود رابطهٔ ضعیف بین ارزش در معرض خطر شرطی و ارزش در معرض خطر هم در سطح سری زمانی و هم در سطح مقطعی دست یافتند. علاوه بر ارزش در معرض خطر شرطی، اولین بار باتاگیلا[5] و گالو[6] (۲۰۱۷) رویکرد دیگری برای اندازه‌گیری ریسک سیستمیک به نام کسری نهایی موردانتظار معرفی کردند؛ پس از آن برانلس و انگل (۲۰۱۲) ریسک سیستمی را با استفاده از رویکرد کسری نهایی موردانتظار تعریف و چنین بیان کردند که در درجهٔ اول، هر چقدر مؤسسهٔ مالی بزرگ‌تر باشد، ریسک سیستمیک بیشتری بر اقتصاد تحمیل می کند و در درجهٔ دوم، در مواقع رکود در آمریکا هزینهٔ بیشتری را بر پیکرهٔ اقتصاد وارد خواهدکرد. آنها رویکرد خود را رویکردی به‌صرفه و آسان به منزلهٔ آزمون استرس بیان کردند و معتقدند نقش نهاد ناظر برای کنترل ریسک سیستمی بسیار مهم است و ضعف این نهاد در زمان رکود، صدمات جبران‌ناپذیری به اقتصاد وارد می کند. حاجیها و صفری (۲۰۱۸) دریافتند رابطهٔ مثبت و معناداری بین ریسک سیستمیک و چولگی مثبت سهام بانک‌های تجاری وجود دارد و می‌توان ریسک سیستمیک را رتبه‌بندی کرد؛ بنابراین، به سرمایه‌گذاران و تحلیلگران پیشنهاد می‌کنند در تحلیل طرح‌های سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی و اوراق بهادار به این رابطه توجه کنند. دانش‌جعفری، محمدی، بت‌شکن و پاشازاده (۲۰۱۷) عملکرد بانک‌ها در رویارویی با بحران‌های مالی جهانی و شوک‌های واردشده به سیستم مالی داخلی را نشان داده‌اند و نتیجه‌گیری کرده‌اند که سیستم بانکداری داخلی تأثیر معناداری از بحران‌های مالی اخیر جهانی نپذیرفته است. احمدیان و گرجی (۲۰۱۷) معتقدند با افزایش مطالبات غیرجاری هم قدرت وامدهی بانک‌ها کاهش می‌یابد و هم بانک‌ها از سودهای آینده محروم می‌شوند. نتیجهٔ این امر، کاهش سودآوری در دوره‌های آینده خواهد بود. سرمایهٔ بانک‌ها ازجمله مهم‌ترین اقلام از بدهی برای محافظت بانک‌ها در مقابل زیان‌های احتمالی است. بانک‌هایی که سرمایهٔ کمتر و ناکافی در مقایسه با سایر بانک‌ها دارند، بیشتر از سایر بانک‌ها در معرض خطر قرار گرفته‌اند؛ بنابراین، ریسک سیستمیک بالاتری خواهند

1. Acerbi
2. Tasche
3. Adrian
4. Brunnermeier
5. Battaglia
6. Gallo

داشت که این امر بر آستانهٔ سیستم هشدار تأثیرگذار است. باتاگیلا و گالو (۲۰۱۷) ریسک سیستمی را به‌صورت الگویی از بازده دارایی‌های نگهداری‌شده به وسیلهٔ بانک طراحی کردند و دریافتند که بحران مالی ازنظر ماهیت، سیستمی است و شکست یک بانک سبب سرایت ورشکستگی به دیگر بانک‌ها می‌شود؛ بنابراین، تعیین آستانه در جهت پیش‌بینی وقوع ریسک سیستمیک مهم است. انگل، جان دایو[1] و راگینگر[2] (۲۰۱۴) دریافتند که اندازهٔ بانک‌ها و مؤسسات مالی، یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر سهم بانک‌ها در ریسک سیستمیک بوده است و رتبه‌بندی بانک‌های تجاری ازلحاظ ریسک سیستمی می‌تواند دید مکملی را در جهت سیستم هشدار بانکی به وجود آورد.

یان و مون (۲۰۱۴) تفاوت میان ارزش در معرض خطر شرطی و کسری نهایی موردانتظار را بررسی کردند تا برای بررسی سیستم آستانهٔ هشدار به تفاوت‌های این دو سنجش در بانک‌های کره‌ای دست پیدا کنند. سؤال اصلی این پژوهش به صورت زیر بیان شده است:

- آیا در نتایج حاصل از رتبه‌بندی بانک‌ها به‌لحاظ ریسک سیستمیک بین الگوی کسری نهایی موردانتظار و الگوی ارزش در معرض خطر شرطی تفاوت وجود دارد یا خیر؟

روش پژوهش

کسری نهایی موردانتظار (MES)

ارزش در معرض خطر شرطی با کسری نهایی موردانتظار تفاوت‌هایی دارند و هرکدام از زوایای مختلفی ریسک سیستمیک را اندازه‌گیری کرده‌اند. کسری نهایی موردانتظار، بازده مؤسسات مالی را هنگامی که شاخص بازار در بحران است، در نظر می‌گیرد؛ پس در نتیجه‌گیری کلی، ریسک سیستمی برای مؤسسهٔ مالی زمانی به وقوع می‌پیوندد که بازده بازار از آستانهٔ انتخاب شده پایین‌تر است. در آن صورت بازده مؤسسه به منزلهٔ ریسک سیستمیک در نظر گرفته می‌شود؛ برای مثال بازده ماهانهٔ شاخص کل، منفی ۳ درصد است. برانلس و انگل (۲۰۱۲) نشان دادند در روش ارزش در معرض خطر شرطی، ریسک سیستمی زمانی به وقوع می‌پیوندد که بازده مؤسسهٔ مالی کمتر یا مساوی ارزش در معرض خطر آن مؤسسه است. ارزش در معرض خطر شرطی، عبارت است از بازده بازار مشروط بر وقوع ریسک سیستمیک (هنگامی که بازده مؤسسهٔ مالی کمتر یا مساوی ارزش در معرض خطر مؤسسهٔ مالی شود)؛ پس توجه به این نکته مهم است که دو روش کسری نهایی موردانتظار و ارزش در معرض خطر شرطی به‌صورت معکوس هم عمل می‌کنند؛ یعنی کسری نهایی موردانتظار بحران بازار را به صورت ریسک سیستمیک در نظر می‌گیرد و از آن بازده مؤسسهٔ مالی را به‌منزلهٔ مواقع بحرانی استخراج می‌کند. در نقطهٔ مقابل آن، ارزش در معرض خطر شرطی بحران در مؤسسهٔ مالی را به‌منزلهٔ وقایع ریسک سیستمیک در نظر می‌گیرد و از آن بازده بازار را به‌منزلهٔ بحران استخراج می‌کند.

آدرین و برانیرمیر (۲۰۱۶) برای اولین بار از تفاضل ارزش در معرض خطر شرطی به‌منزلهٔ سنجه‌ای از ریسک سیستمیک استفاده کردند و آن را تفاوت میان ارزش در معرض خطر بازده شاخص بازار مشروط بر بحران مؤسسهٔ مالی و ارزش در معرض خطر بازده بازار مشروط بر اینکه مؤسسهٔ مالی در وضعیت عادی است، بیان کردند.

می‌توان گفت کسری نهایی موردانتظار به بحران بازار توجه و از این طریق ریسک سیستمیک را اندازه‌گیری می‌کند؛ ولی ارزش در معرض خطر شرطی

1. Jondeau
2. Rockinger

به بحران هرکدام از مؤسسات مالی توجه می‌کند. در مقالهٔ حاضر علاوه بر ارزیابی ریسک سیستمیک بین تک‌تک نمونه‌های انتخاب‌شدهٔ بانک تجاری، ریسک سیستمیک کل بانک های بورسی با استفاده از بازده حاصل از داده‌های شاخص بانکی ارزیابی شده است.

برانلس و انگل (۲۰۱۲) کسری نهایی موردانتظار را در الگویی اندازه‌گیری کردند. مطابق با الگوی آنها کسری نهایی موردانتظار به صورت زیر تعریف شده است:

$$MES_{i,t}(\mathrm{C}) = \mathrm{E}_{t-1}[R_{i,t} \mid R_{m,t} < C] \qquad (۱)$$

که در این رابطه، $R_{m,t}$ بازده روزانهٔ حاصل از شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و $R_{i,t}$ بازده حاصل از قیمت بانک‌های تجاری انتخاب شده در نمونهٔ بررسی شده است. در رابطهٔ ۱ نماد C ارزش آستانه برای نشان‌دادن وقایع ریسک سیستمیک است که اگر بازده شاخص کل از این آستانه کمتر شود، ریسک سیستمیک به وقوع پیوسته است. این آستانه در الگوی برانلس و انگل (۲۰۱۲) به‌صورت ساده و با نظرسنجی از افراد، معادل با منفی ۲ درصد انتخاب شده است. در پژوهش حاضر این آستانه با مرتب کردن اعداد ماهانهٔ حاصل از شاخص کل، از کم به زیاد و فیلترکردن اعداد مثبت (اعداد منفی بازده شاخص کل باقی مانده است) و سپس انتخاب چندک ۴۰ درصدی عدد ۳/۰۳- درصد برای ماه - که برای روز معادل با ۱ صدم درصد در نظر گرفته می‌شود - انتخاب شده است.

همان‌طور که گفته شد برای برآورد کسری نهایی موردانتظار از الگوی همبستگی شرطی پویای انگل (۲۰۰۲) استفاده شده است. برای تخمین الگوهای پژوهش ابتدا از الگوهای میانگین شرطی ARMA(2,2)[1] استفاده شده است؛ سپس به تخمین الگوهای واریانس شرطی تک‌متغیره توجه شده است که برای تخمین الگوهای همبستگی شرطی داینامیک (به‌نوعی جزء الگوهای واریانس شرطی چندمتغیره) لازم است. به علاوه با استفاده از معیارهای اطلاعاتی، الگوی واریانس شرطی GJR(2,2)، بهترین الگو انتخاب شده است. درنهایت کسری نهایی موردانتظار هر بانک با استفاده از الگوهای زیر به دست می‌آید:

$$R_{m,t} = \mu_{m,t} + \sigma_{m,t}\varepsilon_{m,t} \qquad (۲)$$

$$R_{i,t} = \mu_{i,t} + \sigma_{i,t}\rho_{i,t}\varepsilon_{m,t} + \sigma_{i,t}\sqrt{1-\rho^2_{i,t}}\upsilon_{i,t} \qquad (۳)$$

در رابطه‌های ۲ و ۳ پارامترهای $\varepsilon_{m,t}$ و $\upsilon_{i,t}$ به ترتیب نشان‌دهندهٔ خطاهای بازده حاصل از تخمین الگوهای تک‌متغیره، گارچی برای شاخص کل و بازده سهام هر بانک به‌دست‌آمده از الگوی GJR(2,2) پارامترهای $\mu_{m,t}$ و $\mu_{i,t}$ میانگین شرطی به دست آمده از الگوهای میانگین شرطی و $\sigma_{i,t}$ و $\sigma_{m,t}$انحراف معیار شرطی حاصل از الگوهای نوسان شرطی است و درنهایت $\rho_{i,t}$ همبستگی شرطی پویای هر بانک با شاخص کل حاصل از الگوهای نوسان شرطی پویاست. وابستگی میان $\varepsilon_{m,t}$ و $\upsilon_{i,t}$ نیز صفر فرض شده است.

با بسط رابطهٔ ۳ می توان به بتای شرطی متغیر زمانی دست یافت که به‌صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$\begin{aligned} R_{i,t} &= \mu_{i,t} + \sigma_{i,t}\rho_{i,t}\varepsilon_{m,t} + \sigma_{i,t}\sqrt{1-\rho^2_{i,t}}\upsilon_{i,t} \\ &= \mu_{i,t} + \frac{\mathrm{cov}_{t-1}(R_{m,t}, R_{i,t})}{\sigma^2_{m,t}}(R_{m,t} - \mu_{m,t}) + \sigma_{i,t}\sqrt{1-\rho^2_{i,t}}\upsilon_{i,t} \\ &= \mu_{i,t} + \beta_{i,t}(R_{m,t} - \mu_{m,t}) + \sigma_{i,t}\sqrt{1-\rho^2_{i,t}}\upsilon_{i,t} \end{aligned} \qquad (۴)$$

درواقع، رابطهٔ ۴ به‌نوعی الگوی CAPM متغیر زمانی است. برای به دست آوردن الگوی همبستگی شرطی پویا، مراحل زیر طی می‌شود:

$$Var_{t-1}\begin{pmatrix} R_{i,t} \\ R_{m,t} \end{pmatrix} = D_{i,t}P_{i,t}D_{i,t} = \begin{vmatrix} \sigma_{i,t} & 0 \\ 0 & \sigma_{m,t} \end{vmatrix} \begin{Vmatrix} 1 & \rho_{i,t} \\ \rho_{i,t} & 1 \end{Vmatrix} \begin{vmatrix} \sigma_{i,t} & 0 \\ 0 & \sigma_{m,t} \end{vmatrix} \qquad (۵)$$

۱. البته سعی در تخمین بهترین الگوی ARMA شده است که درنهایت با توجه به معیار آکاییک الگوی ARMA(2,2) انتخاب شده است.

در رابطهٔ ۵ واریانس شرطی به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$\sigma_{m,t}^2 = \omega_m + \alpha_m r_{m,t-1}^2 + \gamma_m r_{m,t-1}^2 I_{m,t-1} + \beta_m \sigma_{m,t-1}^2 \qquad (۶)$$

$$\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + \alpha_i r_{i,t-1}^2 + \gamma_i r_{i,t-1}^2 I_{i,t-1} + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2 \qquad (۷)$$

رابطهٔ ۶ و ۷ الگوهای نوسان شرطی آستانه‌ای است که پژوهش حاضر الگوی **GJR(2.2)** را به کار گرفته است؛ درنهایت، به دست آوردن نوسان شرطی پویا به برآورد الگوی زیر نیازمند است:

$$\begin{vmatrix} 1 & \rho_{i,t} \\ \rho_{i,t} & 1 \end{vmatrix} = diag\,(Q_{i,t})^{-1/2} Q_{i,t}\, diag\,(Q_{i,t})^{-1/2} \qquad (۸)$$

برای به دست آوردن $Q_{i,t}$ در رابطهٔ ۸ مراحل زیر و به‌وسیلهٔ تخمین QML[1] به دست می‌آید:

$$Q_{i,t} = (1-\alpha_c-\beta_c)S_i + \alpha_c \varepsilon_{i,t-1}^{*} \varepsilon_{m,t-1}^{*'} + \beta_c Q_{i,t-1} \qquad (۹)$$

برای به دست آوردن $\varepsilon_{i,t-1}^{*}$ به روش زیر عمل می‌شود:

$$\varepsilon_{i,t-1}^{*} = (R_{i,t-1} - \mu_{i,t-1}) / \sigma_{i,t-1} \qquad (۱۰)$$

رابطهٔ ۱۰ درواقع نوعی خطای استاندارد الگو و $S_i = E(\varepsilon_{i,t-1}^{*} \varepsilon_{m,t-1}^{*})$ ضریب همبستگی غیرشرطی خطاهاست. حال با استفاده از داده‌های به‌دست‌آمده در قسمت‌های بالا می‌توان کسری نهایی موردانتظار با آستانهٔ C را به‌شرح زیر تخمین زد:

$$\begin{aligned} MES_{i,t}(C) &= E_{t-1}[R_{i,t} \mid R_{m,t} \langle C] \\ &= \mu_{i,t} + \sigma_{i,t} E_{t-1}[\rho_{i,t} \varepsilon m,t + \sqrt{1-\rho_{i,t}^2 \nu_{i,t}} \mid \varepsilon_{m,t} < \frac{C-\mu_{m,t}}{\sigma_{m,t}}] \\ &= \mu_{i,t} + \sigma_{i,t} \rho_{i,t} E_{t-1}[\varepsilon_{m,t} \mid \varepsilon_{m,t} < \frac{C-\mu_{m,t}}{\sigma_{m,t}}] \\ &+ \sigma_{i,t} \sqrt{1-\rho_{i,t}^2 \nu_{i,t}} E_{t-1}[\nu_{i,t} \mid \varepsilon_{m,t} < \frac{C-\mu_{m,t}}{\sigma_{m,t}}] \\ &= \mu_{i,t} + \sigma_{i,t} \rho_{i,t} E_{t-1}[\varepsilon_{m,t} \mid \varepsilon_{m,t} < \frac{C-\mu_{m,t}}{\sigma_{m,t}}] \end{aligned} \qquad (۱۱)$$

در رابطهٔ ۱۱ به دلیل فرض وجودنداشتن همبستگی میان $\varepsilon_{m,t}$ و $\upsilon_{i,t}$ امید ریاضی این بخش صفر فرض شده است.

ارزش در معرض خطر شرطی (COVAR)

همان‌طور که بیان شد، ارزش در معرض خطر شرطی در مقالهٔ گرادی و آرگون (۲۰۱۳) با استفاده از الگوهای نوسان شرطی پویا به دست آمده و به‌صورت زیر تعریف شده است:

$$\Pr(R_{m,t} \le CoVar_{q,t}^{m|i} \mid R_{i,t} \le Var_{q,t}^{i}) = q \qquad (۱۲)$$

با توجه به رابطهٔ ۱۲توجه شود که ارزش در معرض خطر شرطی ارائه‌شده ازطرف آدرین و برانیرمیر (۲۰۱۶) وقایع سیستمی به‌وسیلهٔ ارزش در معرض خطر شرطی و با استفاده از رگرسیون‌های چندکی است. حال آنکه تعریف گرادی و آرگون (۲۰۱۳) از ارزش در معرض خطر شرطی متفاوت است. به‌طوری که الگوی ارائه‌شده ازطرف آنها به دست آوردن بک‌تست‌ها را تسهیل می‌کند و تابعی پیوسته از وابستگی میان بازار و مؤسسهٔ مالی به دست می‌آورد؛ درنهایت، می‌توان ریسک سیستمیک هر مؤسسهٔ مالی را ازطریق تفاضل ارزش در معرض خطر شرطی به دست آورد که با رابطهٔ زیر نمایش داده می‌شود:

$$\Delta CoVaR_{q,t}^{m|i} = 100 * (CoVaR_{q,t}^{m|i} - CoVaR_{q,t}^{m|b^i}) / CoVaR_{q,t}^{m|b^i} \qquad (۱۳)$$

درواقع، تفاضل ارزش در معرض خطر شرطی، تفاوت میان ارزش در معرض خطر شرطی بازار است، مشروط بر اینکه بانک در بحران قرار دارد (کوانتایل ۹۰ درصدی بازده بانک) و ارزش در معرض خطر شرطی است، زمانی که بانک در وضعیت عادی (کوانتایل ۵۰ درصدی بازده بانک) قرار دارد. باید توجه داشت که نماد $CoVaR_{q,t}^{m|b^i}$ نشان می دهد بانک در وضعیت عادی قرار دارد؛ درواقع، معیار b^i نشان‌دهندهٔ این است که بازده بانک در محدودهٔ $\mu - \sigma \le R \le \mu + \sigma$ قرار می‌گیرد که حالت نرمال وضعیت بانک را بیان می‌کند.

1. Quasi-Maximum likelihood

در مقالهٔ حاضر فرض شده است که $\varepsilon_{m,t}$ و $\upsilon_{i,t}$ از یکدیگر مستقل‌اند و توزیع بازده به‌صورت نرمال در نظر گرفته شده است. تنها نکته این است که در دورهٔ بررسی‌شده، نماد بانک‌های انتخاب‌شده به‌طور معمول در برخی روزهای معاملاتی به عوامل مختلفی مانند تقسیم سود بستگی داشته است؛ بنابراین، در روزهایی که بازده نامعلوم است، از دو رویکرد استفاده می‌شود: واسطه‌یابی خطی یا استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو. رویکرد این مقاله استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو برای ارائهٔ نتایج بهتر است.

یافته‌ها

مقالهٔ حاضر کسری نهایی موردانتظار و ارزش در معرض خطر شرطی را میان بانک‌های تجاری و بورسی ایران بررسی کرده است. بانک‌های انتخاب‌شده عبارت‌اند از: ۱- بانک ملت، ۲- بانک کارآفرین، ۳- بانک اقتصاد نوین، ۴- بانک سینا، ۵- بانک سرمایه، ۶- بانک انصار، ۷- بانک پارسیان، ۸- بانک پاسارگاد، ۹- بانک تجارت، ۱۰- بانک دی و ۱۱- بانک صادرات. دورهٔ زمانی پژوهش از ابتدای سال ۱۳۹۰ تا انتهای سال ۱۳۹۴ است. داده‌های قیمت از شرکت مدیریت فناوری بورس تهران به‌صورت تعدیل شده گرفته شده و از لگاریتم برای تبدیل قیمت به بازده و از نرم‌افزاهای Matlab، OxMetrixs و R برای تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده شده است.

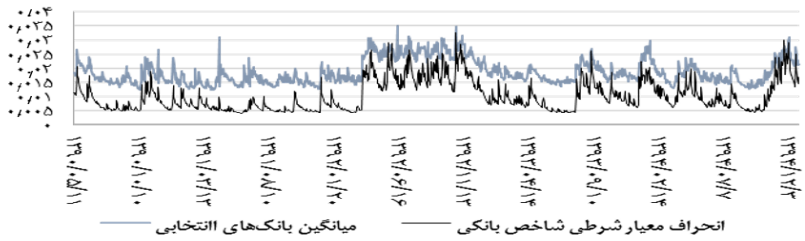
جدول (۱) آمار توصیفی از نمونه‌های استفاده شده اعم از میانگین بازده، انحراف معیار، ضریب همبستگی و بتای ساده را برای بازده روزانه و برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۰/۰۵ تا ۱۳۹۴/۱۲ را نشان می‌دهد.

جدول (۱) آمار توصیفی داده‌های بازده

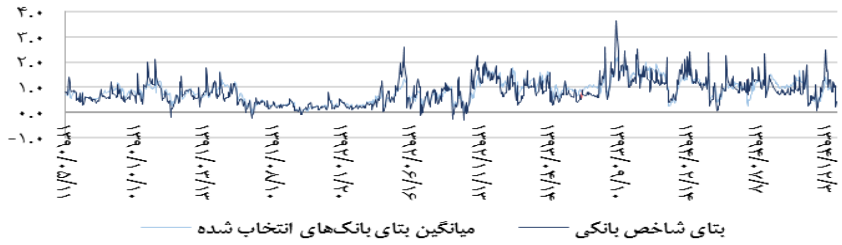
۱۳۹۰/۰۵ -۱۳۹۴/۱۲				
نام	**میانگین بازده روزانه**	**انحراف معیار**	**همبستگی**	**بتا**
شاخص کل	۰/۰۰۱	۰/۰۰۷		
شاخص صنعت بانکی	۰/۰۰۰۷	۰/۰۱۲	۰/۴۲۲	۰/۶۷۷
شاخص صنعت بیمه	۰/۰۰۰۸	۰/۰۱۱	۰/۴۶۸	۰/۶۹۰
شاخص صنعت لیزینگ	۰/۰۰۰۷	۰/۰۱۸	۰/۳۸۰	۰/۹۱۹
بانک ملت	۰/۰۰۱۱	۰/۰۱۷	۰/۳۳۸	۰/۷۵۸
بانک کارآفرین	۰/۰۰۱۲	۰/۰۱۴	۰/۲۰۵	۰/۳۸۳
بانک اقتصاد نوین	۰/۰۰۰۳	۰/۰۱۶	۰/۱۶۸	۰/۳۵۷
بانک سینا	۰/۰۰۰۶	۰/۰۱۹	۰/۲۳۰	۰/۵۸۸
بانک سرمایه	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۲۸	۰/۲۱۰	۰/۸۰۱
بانک انصار	۰/۰۰۰۵	۰/۰۱۹	۰/۳۱۸	۰/۸۰۱
بانک بارسیان	۰/۰۰۰۱	۰/۰۱۶	۰/۳۰۱	۰/۶۵۴
بانک باسارگاد	۰/۰۰۰۳	۰/۰۱۵	۰/۳۴۵	۰/۷۰۳
بانک تجارت	۰/۰۰۰۸	۰/۰۱۷	۰/۲۸۷	۰/۶۶۹
بانک دی	۰/۰۰۰۷	۰/۰۲۶	۰/۲۷۹	۰/۹۷۴
بانک صادرات	۰/۰۰۰۴	۰/۰۱۷	۰/۳۰۶	۰/۶۹۳

نمودارهای (۱) تا (۳) خروجی الگوی همبستگی شرطی پویا (DCC) را نشان می‌دهد. ریسک بانک‌های نمونهٔ بررسی‌شده به‌طور طبیعی از شاخص بانک بالاتر بوده است.

نمودار (۱) ضریب همبستگی شرطی زمانی



نمودار (۲) انحراف معیار شرطی



نمودار (۳) بتای متغیر زمانی

با استفاده از الگوی همبستگی شرطی پویا کسری نهایی موردانتظار و ارزش در معرض خطر شرطی بین ۱۱ بانک تجاری در طول سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۹۰ تخمین زده شده است. در این بخش نتایج حاصل از الگوهای ذکرشده در بخش روش پژوهش بررسی می‌شود. ابتدا ریسک سیستمیک هم به‌صورت مقطعی یعنی برای هر بانک و هم به صورت سری زمانی بررسی شده است.

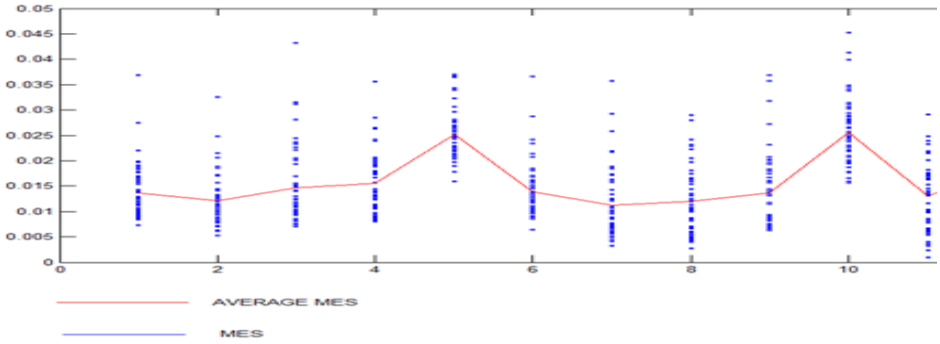
جدول (۲) اسامی بانک‌ها در نمودارهای ۴ و ۵ برحسب شماره

شمارهٔ بانک در نمودار ۴ و ۵	نام بانک	شمارهٔ بانک در نمودار ۴ و ۵	نام بانک
۱	ملت	۷	پارسیان
۲	کارآفرین	۸	پاسارگاد
۳	اقتصاد نوین	۹	تجارت
۴	سینا	۱۰	دی
۵	سرمایه	۱۱	صادرات
۶	انصار	۱۲	

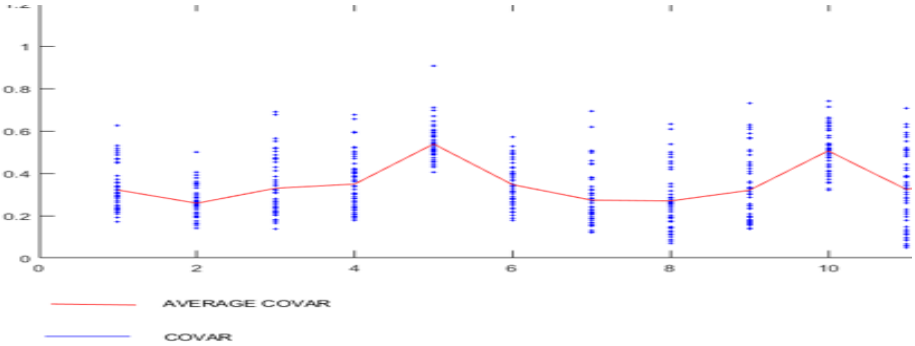
در نمودارهای (۴) و (۵) ریسک سیستمیک میان بانک‌ها (به صورت ماهانه) هم برای کسری نهایی موردانتظار و هم برای ارزش در معرض خطر شرطی اندازه‌گیری شده است.

همان‌طور که در این دو نمودار ملاحظه می شود، بین روش کسری نهایی موردانتظار و روش ارزش در معرض خطر شرطی ازلحاظ عددی و کمی تفاوت وجود دارد؛ ولی بین این دو ازنظر کیفی و اینکه در کدام مؤسسهٔ مالی یا در کدام سال ریسک سیستمیک از دو روش کسری نهایی موردانتظار یا ارزش در معرض خطر شرطی به دست آمده است، شباهت‌های زیادی وجود دارد؛ به عبارت دیگر، با وجود اینکه اعداد به‌دست‌آمده از دو روش کسری نهایی موردانتظار و ارزش در معرض خطر شرطی متفاوت اند، الگوی آنها مشابه است.

به‌جز دو بانک سرمایه و دی بقیهٔ بانک‌ها کسری نهایی موردانتظار شبیه به هم دارند. همین نتایج در نمودار (۵) برای ارزش در معرض خطر شرطی صادق است.

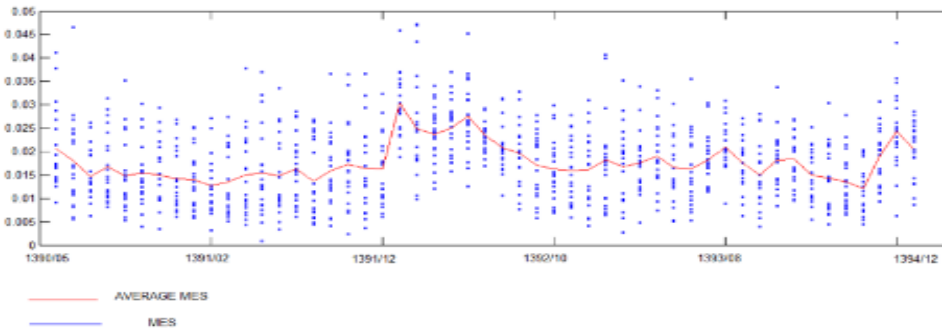


نمودار (۴) کسری نهایی موردانتظار

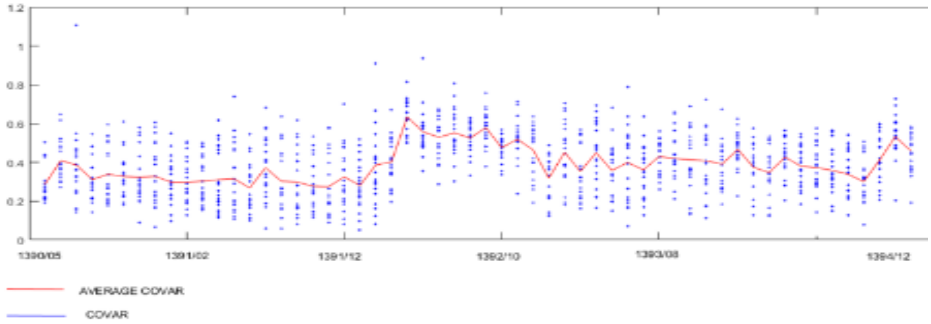


نمودار (۵) ارزش در معرض خطر شرطی

نمودارهای (۶) و (۷) ریسک سیستمیک را به صورت سری زمانی (ماهانه) هم برای کسری نهایی موردانتظار و هم برای ارزش در معرض خطر شرطی اندازه‌گیری کرده‌اند. ریسک سیستمیک به‌صورت سری زمانی هم برای حاشیهٔ کمبود سرمایهٔ موردانتظار و هم برای ارزش در معرض خطر شرطی نتایج مشابهی دارد. به‌طوری که در طی ماه‌های اسفند ۱۳۹۱ تا دی ۱۳۹۲ ریسک سیستمیک بالاست. می‌توان بالابودن این ریسک در این دورهٔ زمانی را به بالابودن نرخ بهرهٔ سپرده و بالابودن حجم تسهیلات معوق و مهم‌تر از همه تشدید تحریم‌ها و درنتیجه، رکود اقتصادی و نظارت نداشتن مؤثر بانک مرکزی در آن دوره مربوط دانست.



نمودار (۶) کسری نهایی موردانتظار



نمودار (۷) ارزش در معرض خطر شرطی

جدول (۳) رتبه‌بندی از بانک‌ها برحسب ریسک سیستمیک هم به‌وسیلهٔ کسری نهایی موردانتظار هم به‌وسیلهٔ ارزش در معرض خطر شرطی را ارائه کرده است. در این بین بانک دی و سرمایه در حاشیهٔ کمبود موردانتظار و بانک سرمایه و دی در ارزش در معرض خطر شرطی بالاترین ریسک را به خود اختصاص داده‌اند.

جدول (۳) رتبه‌بندی بانک‌ها برحسب ریسک سیستمیک

نام بانک	میانگین کسری نهایی بانک	نام بانک	میانگین ارزش در معرض خطر شرطی
بانک دی	۰/۰۲۵۵۹	بانک سرمایه	۰/۵۳۸۴۳
بانک سرمایه	۰/۰۲۵۲۴	بانک دی	۰/۵۰۵۸۷
بانک سینا	۰/۰۱۵۵۴	بانک سینا	۰/۳۴۸۸۴
بانک اقتصاد نوین	۰/۰۱۴۶۱	بانک انصار	۰/۳۴۶۳۱
بانک انصار	۰/۰۱۳۸۶	بانک اقتصاد نوین	۰/۳۲۹۵۱
بانک ملت	۰/۰۱۳۶۴	بانک صادرات	۰/۳۲۹۵۱
بانک تجارت	۰/۰۱۳۶۴	بانک ملت	۰/۳۲۱۱۰
بانک صادرات	۰/۰۱۲۹۶	بانک تجارت	۰/۳۱۹۴۹
بانک کارآفرین	۰/۰۱۲۰۷	بانک پارسیان	۰/۲۷۳۲۸
بانک پاسارگاد	۰/۰۱۲۰۲	بانک پاسارگاد	۰/۲۶۹۲۸
بانک پارسیان	۰/۰۱۱۲۵	بانک کارآفرین	۰/۲۵۸۵۰

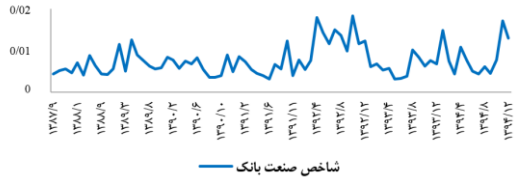
به‌طور خلاصه، نمودار (۸) همبستگی میان کسری نهایی موردانتظار و ارزش در معرض خطر شرطی را نشان می‌دهد که بیان کنندهٔ وجود همبستگی مثبت بین این دو روش است.

نمودار (۸) همبستگی بین کسری نهایی موردانتظار و ارزش در معرض خطر شرطی

اندازه‌گیری ریسک سیستمیک کل شبکهٔ بانکی

در این قسمت از پژوهش، با استفاده از کسری نهایی موردانتظار، شیوهٔ الگوسازی آستانهٔ ریسک سیستمیک تشریح شده است. یکی از مزایای کسری نهایی موردانتظار، توانایی آن برای اندازه‌گیری ریسک سیستمیک کل صنعت بانک است. هدف پژوهش در این قسمت، به دست آوردن آستانهٔ بهینه با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی یعنی الگوهای آستانه‌ای خودهمبستگی برداری است تا هر وقت کسری نهایی موردانتظار از آن آستانه بالاتر برود، سیستم مالی در وضعیت هشدار قرار بگیرد؛ درواقع، این کار برای پیش‌بینی مواقع بحرانی در شبکهٔ بانکی است. توجه به این نکته مهم است که بسیاری از سیاست‌های اقتصادی اعم از سیاست‌های پولی بانک مرکزی یا حتی سیاست‌های مالی یا هر نوع سیاست اثرگذار بر اقتصاد یک کشور، بر ریسک سیستمیک تأثیر می‌گذارد. در پژوهش حاضر، از کسری نهایی موردانتظار و بازده لگاریتمی حاصل از شاخص کل به صورت ماهانه برای پیداکردن آستانهٔ بهینه استفاده شده است. حال برای تعیین آستانهٔ بهینه از الگوی ارائه شده به وسیلهٔ لو[1] و زیوت[2] (۲۰۰۱) و داده‌های کسری نهایی موردانتظار و بازده حاصل از شاخص کل استفاده شده است. تعداد وقفه‌ها با دو معیار آکاییک و شوارتز تعیین شده است که درنهایت تعداد وقفه‌های بهینهٔ انتخاب‌شده عدد ۲ است. برای به دست آوردن تعداد آستانه‌های بهینه و الگوی نهایی، از نرم‌افزار R بستهٔ "tsDyn" و برای به‌دست آوردن تعداد آستانه‌های بهینه از روش بوت استرپ استفاده شده است.

نمودار (۹) کسری نهایی موردانتظار سیستم بانکی را از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴ به‌صورت ماهانه نشان می‌دهد. همان طور که ملاحظه می شود، بیشترین میزان آن طی سال ۱۳۹۲ است و برای بهمن‌ماه ۱۳۹۴ نیز این میزان بالاست.



نمودار (۹) کسری نهایی موردانتظار سیستم بانکی

الگوی به دست‌آمده نشان دهندهٔ وجود یک آستانه است. مقدار این آستانه با کمترین خطای الگو (عدد

1. Lo

2. Zivot

۰/۰۱۰۷۶۴) انتخاب شده است که عدد الگوها و نتایج به‌کار گرفته‌شدهٔ الگو به شرح زیر است.

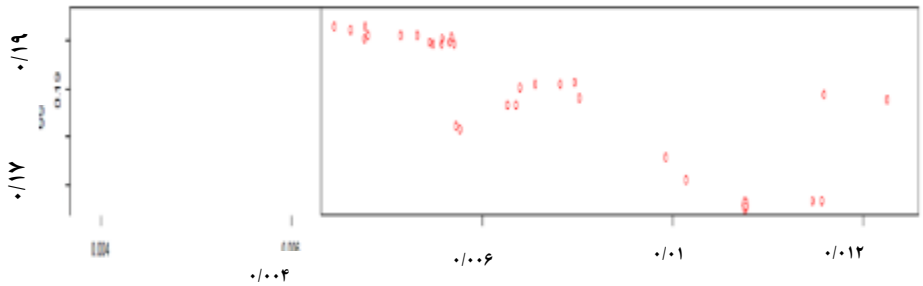
$$Y_t = \mu^{(1)} + A^{(1)}Y_t + B^{(1)}(\mathrm{L})\,Y_{t-1} + (\mu^{(2)} + A^{(2)}Y_t + B^{(2)}(L)Y_{t-1})I_t[\gamma \le \mathrm{S}_t] + \varepsilon_t \quad (۱۴)$$

الگوی عمومی که ارزش آستانه را تخمین می‌زند، در رابطهٔ ۱۴ نوشته شده است. رابطهٔ ۱۴ از نوع الگوی آستانه‌ای خودهمبستگی برداری است که بالکه (۲۰۰۰) آن را ارائه کرده است. تست‌های تخمین آستانهٔ آن را لو و زیوت (۲۰۰۱) ارائه کرده‌اند که خروجی نهایی آن به شرح جدول زیر است.

جدول (۴) آزمون انتخاب آستانهٔ بهینه به‌وسیلهٔ بوت استرپ

آزمون LR	آستانهٔ ۱	آستانهٔ ۲ و بالاتر
Test	۲۸/۸۹۷	۴۸/۹۷۱
P-Val	۰	۰/۳۳۳

براساس نتایج جدول (۴) الگو با آستانهٔ ۱ برای هشدار به سیستم مالی انتخاب می‌شود. میزان آستانهٔ انتخاب‌شده با کمترین SSR معادل با ۰/۰۱۰۷۶۴ انتخاب شده است که نمودار زیر بیان‌کنندهٔ آن است.



نمودار (۱۰) کمترین SSR برای تعیین میزان آستانه

معادلهٔ تخمین زده‌شده به شرح زیر است:

الگو در پایین‌تر از آستانه (C=۰/۰۱۰۷۶۴)

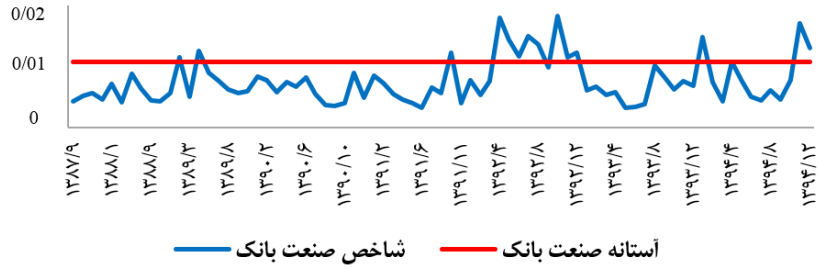
$$MES_t = 0.00385 + 0.1591 * MES_{t-1} + 0.033 * INDEX_{t-1} + 0.304 * MES_{t-1} - 0.0042 * INDEX_{t-2}$$
$$INDEX_t = 0.074 - 0.8770 * \mathrm{MES}_{t-1} + 0.3496 INDEX_{t-1} - 0.337 MES_{t-2} - 0.0929 INDEX_{t-2} \quad (۱۵)$$

الگو در بالاتر از آستانه (C=۰/۰۱۰۷۶۴)

$$MES_t = -0.0057 + 0.6772 * MES_{t-1} + 0.019 * INDEX_{t-1} + 0.5133 * MES_{t-1} - 0.0023 * INDEX_{t-2}$$
$$INDEX_t = 0.23 - .9156 * \mathrm{MES}_{t-1} + 0.500 INDEX_{t-1} - 0.269 MES_{t-2} - 0.7154 INDEX_{t-2}$$

معادلهٔ بالا نشان‌دهندهٔ معادلهٔ تخمین زده‌شدهٔ الگوی آستانهٔ خودهمبستگی برداری است. کسری نهایی موردانتظار با وقفه‌های زمانی خود، روابط مثبت و با وقفهٔ دوم شاخص رابطهٔ منفی دارد. نمودار (۱۱) معادلهٔ آستانه‌ای خودهمبستگی برداری برای کسری نهایی موردانتظار صنعت بانک را نشان می‌دهد. مقدار آستانهٔ بهینهٔ انتخاب‌شده عدد ۰/۰۱۰۷ است و هرگاه عدد کسری نهایی موردانتظار از این عدد کمتر باشد، سیستم بانکی در وضعیت نرمالی ازنظر ریسک سیستماتیک خواهد بود. در مواقعی که کسری نهایی

موردانتظار از حد آستانه‌ای خود فراتر رود، درواقع وضعیت هشداردهنده‌ای به سیستم شبکهٔ بانکی خواهد بود. در این مواقع، به سیاست‌های پولی و سیاست‌های اقتصادی باید توجه خاصی کرد؛ زیرا در این مواقع احتمال شکست بانکی و سرایت ریسک بسیار بالا خواهد بود.



نمودار (۱۱) کسری نهایی موردانتظار شرطی و آستانهٔ الگوسازی شده

بنابراین، سیستم مالی به‌صورت پویا با شوک‌های مالی و بخش واقعی اقتصاد ارتباط دارد. تغییرات و سیاست‌های بخش مالی اثرات چشمگیر و مکرری را بر اقتصاد مالی و اقتصاد واقعی خواهد گذاشت؛ درنتیجه، کسری نهایی موردانتظار و آستانهٔ بهینهٔ الگوسازی شده برای آن در نظارت هرچه مؤثر مؤسسات مالی (بانک مرکزی، سازمان بورس و اوراق بهادار) مفید است و اطلاعات مناسبی را برای نهادهای نظارتی ارائه خواهد کرد.

نتایج و پیشنهادها

در برخی موارد، بحران مالی به قدری وسیع و عمیق است که بر کل نظام مالی و اقتصاد تأثیر می‌گذارد. در چنین مواردی حمایت دولت از بازارهای مالی می‌تواند هزینه های زیادی را برای دولت در بر داشته باشد که نتیجهٔ آن ایجاد بدهی زیاد برای دولت است. هزینه‌های جلوگیری از شکست نظام مالی، ضرورت نظارت و کنترل نهادهای مالی را بیش از پیش آشکار می کند. در این راستا اندازه‌گیری و کنترل ریسک سیستمیک اهمیت فراوانی پیدا می‌کند که می‌تواند به نهادهای نظارتی در شناسایی نهادهای مالی در معرض ریسک سیستمیک بالا کمک زیادی کند.

در این مقاله ریسک سیستمیک با استفاده از دو روش کسری نهایی موردانتظار برانلس و انگل (۲۰۱۲) و ارزش در معرض خطر شرطی گرادی و آرگان (۲۰۱۳) بین بانک‌های تجاری بررسی شده است. بدین منظور الگوسازی بازده بانک‌های تجاری با استفاده از الگوهای چندمتغیرهٔ گارچی (همبستگی شرطی پویا) انگل (۲۰۰۲) صورت گرفت. نتایج نشان می دهد دو روش کسری نهایی موردانتظار و ارزش در معرض خطر شرطی، در اندازه‌گیری ریسک سیستمیک بانک‌های تجاری در ایران به‌طور مشابه عمل می‌کنند. به‌گونه‌ای که رتبه‌بندی بانک‌ها به‌لحاظ ریسک سیستمیک در نمونهٔ مطالعه‌شده مشابه است؛ بانک‌های با ریسک سیستمیک بالا در روش کسری نهایی موردانتظار به‌طور مشابه ریسک سیستمیک بالایی در روش ارزش در معرض خطر شرطی دارند. نتایج رتبه‌بندی بانک ها در دو روش ارزش در معرض خطر شرطی و کسری نهایی موردانتظار برای پژوهش حاضر با پژوهش یان و مون (۲۰۱۴) در بانک‌های تجاری کره مشابه است. به‌طوری که در هر دو پژوهش همبستگی

معنادار بالایی میان این دو سنجه در برآورد ریسک سیستمیک وجود دارد.

در ادامه با استفاده از شاخص صنعت بانک به الگوسازی آستانه‌ای ریسک سیستمیک پرداخته شد. نتایج حاصل از تخمین الگوی آستانه‌ای خودهمبستگی برداری نشان می‌دهد در نمونهٔ بررسی شده، آستانهٔ هشدار کمترین SSR (خطای پیش‌بینی) را ارائه می کند. براساس نتایج سؤالات پژوهش، به مؤسسات مالی، سرمایه‌گذاران و علاقه‌مندان به بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود با استفاده از رویکرد ارائه‌شده در پژوهش، به رتبه‌بندی بانک‌ها بپردازند و ریسک سیستمیک را به منزلهٔ شاخصی از بروز ورشکستگی و بحران بانکی در نظر بگیرند. به‌علاوه تخمین آستانهٔ بحران در سیستم بانکی می تواند سبب استفادهٔ بهتر در الگوهای لاجیت در پیش‌بینی بحران با استفاده از سایر متغیرهای بانکی و اقتصادی شود. به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های بعدی، با استفاده از رویکرد آنتروپی، موضوع‌های تخمین ریسک سیستمیک، رتبه‌بندی بانک‌ها و تخمین آستانهٔ هشدار را بررسی کنند. در پژوهش حاضر محدودیت‌هایی به این شرح وجود داشت: ۱- نبود داده‌های لازم در نرم‌افزار یکپارچه، ۲- بسته‌بودن بیش از حد نمادهای بانکی که سبب کاهش داده‌های سری زمانی و به‌ناچار کاهش حجم نمونه و بررسی داده‌های بانکی شد.

منابع فارسی

[۱] احمدیان، الف.، و گرجی، م. (۱۳۹۵). تبیین مدل ورشکستی جهت شناسایی بانک های سالم و در معرض خطر. *مجلهٔ علمی و پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۵ (۳)، ۱۸-۱.

[۲] *حاجیها*، ز.، و صفری، ف. (۱۳۹۷). بررسی ارتباط ریسک سیستمیک سهام و چولگی بازدهی سهام. *نشریهٔ عملی و پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۶ (۱)، ۱۰-۱.*

[۳] *حیدری*، ح.، محمدزاده، ی.، و رفاه‌کهریز، آ. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر نرخ ارز بر بازده سهام صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت مارکف سوئیچینگ. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۶ (۲)، ۵۶-۳۵.

[۴] *دانش‌جعفری*، د.، بت‌شکن، م.، محمدی، ت.، و پاشازاده، ح. (۱۳۹۶). بررسی ریسک سیستمیک بانک های منتخب نظام بانکی در ایران با استفاده از روش همبستگی شرطی پویا (DCC). *نشریهٔ پولی و بانکی*، ۱۰ (۳۳)، ۴۸۰-۴۵۷.

References

[5] Acerbi, C., & Tasche, D. (2002). On the coherence of expected shortfall. *Journal of Banking & Finance*, 26 (7), 1487-1503. https://doi.org/10.1016/S0378-4266(02)00283-2.

[6] Adrian, T., & Brunnermeier, M. K. (2016). CoVaR. *American Economic Review*, 106 (7), 1705-1741. Doi: 10.3386/w17454.

[7] Ahmadyan, A., & Gorji, M. (2017). Explaining the model of bankruptcy prediction to identify healthy and risky banks. *Asset Management and Financing*, 5 (3), 1-18. (in persian). Doi: 10.22108/amf.2017.21174.

[8] Balke, N. S. (2000). Credit and economic activity: Credit regimes and nonlinear propagation of shocks. *Review of Economics and Statistics*, 82 (2), 344-349. Doi: 10.1162/rest.2000.82.2.344.

[9] Battaglia, F., & Gallo, A. (2017). Strong boards, ownership concentration and EU banks' systemic risk-taking: Evidence from the financial crisis. *Journal of International Financial Markets*, Institutions and Money, 46, 128-146. Doi: 10.1016/j.intfin.2016.08.002.

[10] Brownlees, C. T., & Engle, R. (2012). *Volatility, correlation and tails for systemic risk measurement*. Available at SSRN, working paper. 1611229.

[11] Danesh Jafari, D., Botshekan, M. H., Mohammadi, T., & Pashazadeh, H. (2017). Analysis of the systemic risk in the banking system using dynamic conditional correlation (DCC). *Journal of Monetary and Banking Researches*, 10 (33), 457-480. (in persian).

[12] Heidari, H., Mohammadzadeh, Y., & Refah-Kahriz, A. (2018). An investigation of the effect of exchange rate on the pharmaceutical industry stock return in Tehran Stock Exchange: An application of the markov switching approach. *Asset Management and Financing*, 6(2), 35-56. (in persian). Doi: 10.22108/amf.2017. 21370.

[13] Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20 (3), 339-350. Doi: 10.1198/0735001022 88618487.

[14] Engle, R., Jondeau, E., & Rockinger, M. (2014). Systemic risk in Europe. *Review of Finance*, 19 (1), 145-190. Doi: 10.1093/rof/rfu012.

[15] Girardi, G., & Ergün, A. T. (2013). Systemic risk measurement: Multivariate GARCH estimation of CoVaR. *Journal of Banking & Finance*, 37 (8), 3169-3180. Doi: 10.1016/j.jbankfin.2013.02.027.

[16] Hajiha, Z., & Safari, F. (2018). The examination of relationship between stock systematic risk and skewness of returns. *Asset Management and Financing*, 6 (1), 1-10. (in persian).

[17] Lo, M. C., & Zivot, E. (2001). Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price. *Macroeconomic Dynamics*, 5 (4), 533-576.

[18] Yun, J., & Moon, H. (2014). Measuring systemic risk in the Korean banking sector via dynamic conditional correlation models. *Pacific-Basin Finance Journal*, 27, 94-114. Doi: 10.1016/j.pacfin.2014.02.005.