



## Evaluation of the Effect of the Banking Sector Systemic Risk on the Macroeconomic Performance of Iran

### Reza Tehrani

Prof., Department of Finance, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran. E-mail: rtehrani@ut.ac.ir

### Mostafa Seraj

\*Corresponding Author, Ph.D. Candidate, Department of Finance, Faculty of Management, University of Tehran, Iran. E-mail: mostafaseraj@ut.ac.ir

### Ali Foroush Bastani

Assistant Prof., Department of Finance, Faculty of Mathematics, Institute for Advanced Studies in Basic Sciences, Zanjan, Iran. E-mail: bastani@iasbs.ac.ir

### Saeed Fallahpour

Assistant Prof., Department of Finance, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran. E-mail: falahpor@ut.ac.ir

### Abstract

**Objective:** Systemic risk is the cause of many financial crises and has adverse effects on economic performance at the macro level. For effective policy-making of systemic risk management, it is necessary to measure and monitor systemic risk and to study the mechanism of its effect on macro-economy. This paper aims at investigating the relationship between banking sector systemic risk and the performance of macroeconomic indexes including Gross Domestic Production (GDP), GDP without oil, the components of GDP and the value added of the sectors.

**Methods:** One of the best systemic risk measures is SRISK index which is used in this article, and the relationship between the changes of macroeconomic indexes and the changes of SRISK is evaluated using autoregressive distributed lags model.

**Results:** There is a significant negative relationship between the banking sector systemic risk of Iran and GDP (with and without oil) for horizon of 12 months. Value added of construction, financial sector and industry sector is influenced more than other sectors from the changes of systemic risk of banking system.

Furthermore, all of the components of GDP are influenced by the changes of systemic risk but this influence is stronger and more durable for the fixed investment component.

**Conclusion:** In addition to the increase of the probability of financial crisis, the increasing of systemic risk has long-term adverse effects on macroeconomic performance and investments. In order to take a timely measure for decreasing the adverse effects of systemic risks, Policy-makers should monitor SRISK index continuously.

**Keywords:** Systemic Risk, GDP Growth, SRISK Index, GARCH-DCC Model.

**Citation:** Tehrani, R., Seraj, M., Foroush Bastani, A., & Fallahpour, S. (2020). Evaluation of the Effect of the Banking Sector Systemic Risk on the Macroeconomic Performance of Iran. *Financial Research Journal*, 22(3), 297- 319. (in Persian)

-----  
Financial Research Journal, 2020, Vol. 22, No.3, pp. 297- 319

DOI: 10.22059/frj.2019.276790.1006830

Received: August 16, 2018; Accepted: February 27, 2020

© Faculty of Management, University of Tehran

## ارزیابی اثر ریسک سیستمی بخش بانکی بر عملکرد اقتصاد کلان ایران

رضا تهرانی

استاد، گروه مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. رایانامه: rehrani@ut.ac.ir

مصطفی سراج

\* نویسنده مسئول، دانشجوی دکتری، گروه مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. رایانامه: mostafaseraj@ut.ac.ir

علی فروش باستانی

استادیار، گروه مالی، دانشکده ریاضی دانشگاه تحصیلات تکمیلی علوم پایه زنجان، زنجان، ایران. رایانامه: bastani@iasbs.ac.ir

سعید فلاح پور

استادیار، گروه مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. رایانامه: falahpor@ut.ac.ir

### چکیده

**هدف:** ریسک سیستمی، عامل بسیاری از بحران‌های مالی است و بر عملکرد اقتصاد در سطح کلان، آثار نامطلوبی می‌گذارد. برای سیاست‌گذاری اثربخش در خصوص مدیریت ریسک سیستمی، اندازه‌گیری و پایش مداوم ریسک سیستمی و بررسی سازوکار اثرگذاری آن بر اقتصاد کلان ضرورت دارد. هدف این مقاله، مطالعه اثر ریسک سیستمی بخش بانکی بر عملکرد شاخص‌های کلان اقتصادی اعم از رشد اقتصادی با نفت و بدون احتساب نفت، اجزای تولید ناخالص داخلی و ارزش افزوده بخش‌های اقتصادی مختلف ایران است.

**روش:** یکی از بهترین سنج‌های ریسک سیستمی، شاخص SRISK است که در این مقاله از آن استفاده شده است. رابطه بین تغییرات شاخص‌های کلان اقتصادی با تغییرات شاخص SRISK بخش بانکی ایران با استفاده از مدل خودرگرسیون روی وقفه‌های توزیعی ارزیابی شده است.

**یافته‌ها:** بین ریسک سیستمی بخش بانکی و تولید ناخالص داخلی (با و بدون احتساب نفت) تا افق زمانی ۱۲ ماه، به‌طور معناداری رابطه منفی وجود دارد. ارزش افزوده بخش ساختمان، بخش مالی و بخش صنعت، بیشترین تأثیر را از تغییرات ریسک سیستمی بخش بانکی می‌پذیرند. همچنین، کلیه اجزای تولید ناخالص داخلی تحت تأثیر تغییرات ریسک سیستمی قرار دارند؛ اما در خصوص جزء سرمایه‌گذاری ثابت این رابطه قوی‌تر و ماندگارتر است.

**نتیجه‌گیری:** افزایش ریسک سیستمی، علاوه بر وقوع احتمال بحران مالی، آثار نامطلوب بلندمدتی بر عملکرد اقتصاد کلان و سرمایه‌گذاری می‌گذارد. سیاست‌گذار باید به‌منظور انجام اقدام‌های به‌موقع برای کاهش آثار نامطلوب ریسک سیستمی، شاخص SRISK را پایش کند.

**کلیدواژه‌ها:** ریسک سیستمی، رشد تولید ناخالص داخلی، سنج SRISK، مدل GARH-DCC.

**استناد:** تهرانی، رضا؛ سراج، مصطفی؛ فروش باستانی، علی؛ فلاح‌پور، سعید (۱۳۹۹). ارزیابی اثر ریسک سیستمی بخش بانکی بر عملکرد اقتصاد کلان ایران. *تحقیقات مالی*، ۲۲(۳)، ۲۹۷-۳۱۹.

تحقیقات مالی، ۱۳۹۹، دوره ۲۲، شماره ۳، صص. ۲۹۷-۳۱۹

DOI: 10.22059/frj.2019.276790.1006830

دریافت: ۱۳۹۷/۰۵/۲۵، پذیرش: ۱۳۹۸/۱۲/۰۸

© دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

## مقدمه

بحران‌های مالی هنوز در اقتصادهای توسعه‌یافته و در حال توسعه، به وقوع می‌پیوندند و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی مختلف، اعم از سیاست‌های پولی، سیاست‌های مالی و سیاست‌های احتیاطی خرد، نتوانسته است این اطمینان را ایجاد کند که ثبات مالی به مخاطره نمی‌افتد. اخیراً این موضوع تحت عنوان مدیریت ریسک سیستمی در کانون توجه پژوهشگران و سیاست‌گذاران قرار گرفته است. ریسک سیستمی، از جمله مفاهیمی است که به سختی می‌توان آن را تعریف کرد؛ اما وقتی به بحران منجر شود، شناخته می‌شود. با نگاهی کلان به موضوع ریسک سیستمی، می‌توان آن را به صورت ریسکی تعریف کرد که شوک‌ها بر بخش مالی اثر بگذارد و بازخور نامطلوب درون‌زایی راه بیندازد که اثر شوک اولیه را تشدید کند و آسیب بیشتری به بخش مالی را سبب شود و در نهایت، به کاهش تولید اقتصاد بینجامد (برونومیر، گورتون و کریشنامورتی<sup>۱</sup>، ۲۰۱۲). در تجارب کشورهای مختلف دیده می‌شود که لزوماً، شوک‌های مالی به بی‌ثباتی مالی و آثار سوء اقتصاد کلان نمی‌انجامد. به طور مثال، بحران بازار سهام ۱۹۹۹ آمریکا (حباب اینترنت) آثار سوئی بر اقتصاد کلان آن کشور نداشت؛ اما بحران مالی ۲۰۰۷ به بی‌ثباتی گسترده در نظام مالی دنیا انجامید (برونومیر و همیک<sup>۲</sup>، ۲۰۱۳: ۶۳). اهمیت ریسک سیستمی تنها به این محدود نمی‌شود که با بالا رفتن ریسک سیستمی، احتمال وقوع بحران و بی‌ثباتی مالی افزایش یابد، بلکه آثار منفی اقتصادی خود را بر بخش واقعی اقتصاد می‌گذارد.

اندازه‌گیری ریسک سیستمی، به دلیل تعداد وقوع کم و ماهیت مشاهده‌ناپذیرش با چالش‌هایی مواجه است. در این زمینه، روش‌های متعدد با مفروضات خاصی پیشنهاد و به کار گرفته شده است (بیسیاس، فلود، لو و والوانیس<sup>۳</sup>، ۲۰۱۲) و در خصوص روش بهینه ارزیابی ریسک سیستمی اجماعی وجود ندارد (هانسن<sup>۴</sup>، ۲۰۱۳).

یکی از رویکردهای سنجش ریسک سیستمی، سنجش بر اساس تئوری مطالبات اقتضایی (CCA)<sup>۵</sup> با فرض قیمت‌گذاری اختیار معامله است. در این رویکرد، ابتدا احتمال نکول هر یک از نهادهای مالی، بر اساس قیمت سهام و ترازنامه آنها، به مانند اختیار فروش (بر اساس مدل بلک - شولز - مرتون<sup>۶</sup>، ۱۹۷۳) تخمین زده می‌شود. سپس بر اساس تئوری ارزش فرین (EVT)<sup>۷</sup>، توزیع حاشیه‌ای هر یک از نهادهای مالی برآورد می‌شود و با ترکیب زیان مورد انتظار هر یک از نهادهای مالی در یک توزیع چندمتغیره با استفاده از کاپولا، می‌توان احتمال زیان هم‌زمان کل سیستم مالی را مشخص کرد و با تخمین حساسیت ریسک کل سیستم به تغییر ریسک یکی از اجزای سیستم، سهم آن نهاد مالی را از ریسک کل سیستم برآورد کرد (جاست و گری<sup>۸</sup>، ۲۰۱۳). این رویکرد، در هر یک از مراحل یاد شده، فرض‌های متعددی دارد. در وضعیت بحرانی که ممکن است فروض کلاسیک این مدل‌ها برقرار نباشد، قابلیت اتکای تخمین‌ها محل تردید است.

رویکرد برخی سنججه‌ها استفاده از سنججه‌های آماری بر مبنای اطلاعات قیمت سهام بازار است. فرض این سنججه‌ها آن است که قیمت‌های سهام، کلیه اطلاعات را در خود منعکس کرده‌اند و با تحلیل قیمت، می‌توان ریسک‌ها را ارزیابی

1. Brunnermeier, Gorton & Krishnamurthy  
3. Bisias, Flood, Lo & Valavanis  
5. Contingent claim analysis (CCA)  
7. Extreme value theory (EVT)

2. Brunnermeier & Oehmke  
4. Hansen  
6. Black, Scholes & Merton  
8. Jobst & Gray

کرد. این شاخص‌ها پایه تئوریک ندارند؛ اما کاربردی هستند. شاخص CoVaR ارزش در معرض خطر سیستم مالی را مشروط به آنکه نهاد مالی در شرایط استرس باشد با استفاده از رگرسیون کوانتایل تخمین می‌زند و با تغییرات CoVaR نسبت به شرایط عادی بازار، سهم نهاد مالی در ریسک سیستمی را مشخص می‌کند (آدریان و برونومیر<sup>۱</sup>، ۲۰۱۶). شاخص CATFIN (آلن، بالی و تانگ<sup>۲</sup>، ۲۰۱۲) میانگین ارزش در معرض خطر سهام مؤسسه‌های مالی با سه روش ارزش فرین مبتنی بر فرض توزیع پارتوی تعمیم‌یافته (GPD)<sup>۳</sup>، ارزش فرین مبتنی بر توزیع خطای تعمیم‌یافته چاوله (SGED)<sup>۴</sup> و روش ناپارمتریک است که اگرچه پایه تئوریک ندارد؛ در مطالعات تجربی، قابلیت خوبی برای پیش‌بینی آثار اقتصاد کلان داشته است (گیلیو، کلی و پروت<sup>۵</sup>، ۲۰۱۶).

شاخص SRISK که مبتنی بر تئوری ریزش مورد انتظار آچاریا، پدرسون، فیلیپون و ریچاردسون<sup>۶</sup> (۲۰۱۷) ارائه شده است، از پیشرفته‌ترین شاخص‌های ارزیابی ریسک سیستمی است که علاوه بر استفاده از اطلاعات قیمت‌های بازار، پایه تئوریک داشته و فروض کمتری دارد. همچنین این سنجه به دلیل استفاده از تخمین‌های پیش‌نگر در الگوریتم شبیه‌سازی، در مقایسه با سایر سنجه‌های ریسک سیستمی، قدرت پیش‌بینی بیشتری دارد. همچنین، سنجه SRISK علاوه بر داده‌های بازار، شامل نوسان‌ها و هم‌بستگی سهام مؤسسه‌های مالی، از داده‌های ترانزنامه‌ای آنها شامل اندازه مؤسسه و سطح اهرمی آن بهره می‌برد و از این لحاظ نسبت به شاخص‌های ریسک سیستمی مانند CoVaR و CATFIN که صرفاً بر داده‌های قیمت سهام تکیه دارند، در موقعیت برتری نسبی قرار می‌گیرد (براونلیس و انگل<sup>۷</sup>، ۲۰۱۶). از این رو، در این مقاله، سنجه SRISK به عنوان شاخص مبنای ریسک سیستمی انتخاب شده است.

برای اندازه‌گیری ابعاد مختلف ریسک سیستمی، سنجه‌های متعددی ارائه شده است؛ اما تشخیص اینکه چه سنجه‌ای ارتباط بین بازارهای مالی و اقتصاد کلان را به خوبی نشان می‌دهد، هنوز مسئله باز و مطرحی است. رابطه بین ریسک سیستمی و شاخص‌های اقتصاد کلان، موضوع پژوهشی بکری محسوب می‌شود و مطالعات در خصوص سازوکار انتقال ریسک سیستمی بخش مالی به اقتصاد کلان در ابتدای راه است (هانسن، ۲۰۱۳).

در این مقاله، وجود اثر معنادار ریسک سیستمی بر تولید ناخالص داخلی کشور، ارزش افزوده بخش‌های مختلف آن و همچنین سرمایه‌گذاری (به عنوان جزئی از تولید ناخالص داخلی که عمدتاً کانال اثرگذاری معرفی شده است)، در وضعیت اقتصاد ایران که دو ویژگی بانک‌محور بودن نظام تأمین مالی و وجود اثر تحریم‌ها در آن بارز است، بررسی می‌شود. این بررسی، به درک بهتر سازوکار انتقال ریسک سیستمی به اقتصاد کلان کمک می‌کند. از سوی دیگر، این مقاله تلاش می‌کند که بخش‌های اقتصادی اثرپذیر از ریسک سیستمی بخش بانکی و همچنین، کانال اثرگذاری آن بر عملکرد اقتصاد کلان با ارزیابی اثرپذیری هر یک از اجزای تولید ناخالص داخلی اقتصاد ایران را شناسایی کند.

1. Adrian &amp; Brunnermeier

3. Generalized Pareto Distribution (GPD)

5. Giglio, Kelly &amp; Pruitt

7. Brownlees &amp; Engle

2. Allen, Bali &amp; Tang

4. Skewed Generalized Error Distribution (SGED)

6. Acharya, Pedersen, Philippon &amp; Richardson

ادامه مقاله به این صورت ساختار بندی شده است: در بخش دوم، به مرور پیشینه‌های نظری و تجربی پژوهش پرداخته می‌شود. در بخش سوم، الگوریتم روش ارزیابی ریسک سیستمی انتخابی شرح داده می‌شود و پس از ارائه مدل ارزیابی رابطه بین شاخص ریسک سیستمی و عملکرد اقتصاد کلان، داده‌های بانکی و کلانی که در آن استفاده شده و فرایندهای آماده‌سازی داده‌ها توضیح داده می‌شود. در بخش چهارم، پس از ارائه نتایج اندازه‌گیری ریسک سیستمی بخش بانکی، به بررسی رابطه بین ریسک سیستمی و عملکرد اقتصاد کلان پرداخته می‌شود و در بخش انتهایی، جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی ارائه خواهد شد.

### پیشینه نظری پژوهش

مطالعات تئوریک اثر ریسک سیستمی بر بخش واقعی اقتصاد، چهار سازوکار را در نظر گرفته‌اند: صرفه تأمین مالی بیرونی، سرمایه واسطه‌گران مالی، عدم اطمینان بازار و ریسک‌پذیری بی‌ثبات‌کننده نهادهای مالی. مطابق تئوری شتابگر مالی، بنگاه‌هایی که برای سرمایه‌گذاری‌های خود، به تأمین مالی از طریق بدهی نیاز دارند، می‌بایست صرفه تأمین مالی بیرونی بابت آن را بپردازند که مقدار آن به موقعیت مالی آنها بستگی دارد. در دوره‌های رونق اقتصادی، بنگاه‌ها سودده‌تر و وضعیت ترازنامه‌ای و ثروت خالص آنها بهتر است و کم‌ریسک به نظر می‌رسند، از این رو، نهاد مالی حاضر است با صرفه پایین‌تری آنها را تأمین مالی کند. در وضعیت بد اقتصادی، صرفه تأمین مالی خارجی بیشتر می‌شود و در نتیجه، سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد (برنانکه، گرتلر و گیلکریست<sup>۱</sup>، ۱۹۹۹).

از طرفی، سرمایه واسطه‌گران مالی، عامل اصلی محدودکننده آنها محسوب می‌شود. سرمایه نهاد مالی، تعیین‌کننده حجم تأمین مالی است که به کمک آن تأمین انجام می‌شود. بنگاه‌هایی که به تأمین مالی خارجی نیاز دارند، می‌بایست تحت پایش یک نهاد مالی قرار بگیرند. از آنجا که نهاد مالی خود را ذی‌نفع بنگاه‌هایی می‌داند که به آنها وام داده است، سرمایه آن درگیر می‌شود و سرمایه، عامل محدودکننده مقدار وام قابل ارائه توسط اوست. از این رو، اگر در وضعیت بحران به ترازنامه مؤسسه‌های مالی آسیب وارد شود، تأمین مالی محدودتر شده و رکود ماندگارتر و شدیدتر خواهد شد (هولمستروم و تیرو<sup>۲</sup>، ۱۹۹۷).

سازوکار اثرگذاری دیگر ریسک سیستمی بر اقتصاد کلان، عدم اطمینان است. بازیگران اقتصادی منتظر می‌مانند تا عدم اطمینان برطرف شود و پس از رفع آن، در خصوص سرمایه‌گذاری‌هایی تصمیم می‌گیرند که عمدتاً لغوشدنی یا برگشت‌پذیر نیستند. هنگامی که عدم اطمینان زیاد باشد، احتمال وقوع نتایج زیان‌بار بیشتر است، از این رو، بنگاه‌ها تصمیم می‌گیرند که سرمایه‌گذاری خود را به تعویق بیندازند. این تعویق تا زمانی است که احتمال وقوع زیان‌های بزرگ کاهش بیابد. پس از کاهش عدم اطمینان، سرمایه‌گذاری‌های به تعویق افتاده انجام می‌شوند (بلوم<sup>۳</sup>، ۲۰۰۹ و برنانکه، ۱۹۸۳). استرس‌های مالی، انعکاسی از عدم اطمینان‌ها درباره عملکرد اقتصاد در آینده است و بنگاه‌ها ترجیح می‌دهند که تصمیم در خصوص سرمایه‌گذاری‌های جدید را تا کاهش استرس‌های مالی به تعویق بیندازند (لیهای و ویتد<sup>۴</sup>، ۱۹۹۶).

1. Bernanke, Gertler & Gilchrist  
3. Bloom

2. Holmstrom & Tirole  
4. Leahy & Whited

سازوکار دیگر، برون ریزهای<sup>۱</sup> نامطلوب و بی ثباتی است که کمبود سرمایه سیستم مالی بر کل اقتصاد دارد (آچاریا، پدرسون، فیلیپون و ریچاردسون، ۲۰۱۷). نهادهای مالی با پذیرش ریسک‌هایی فراتر از حد توان خود، ممکن است در وضعیت رکود یا وضعیتی که به بازار وارد شوک می‌شود، بحران‌زا شده و برون ریز نامطلوب داشته باشند. بازار، هزینه‌های برون ریزهای نهادهای مالی پریسک را در نرخ‌های سرمایه این مؤسسه‌های مالی لحاظ نمی‌کند که خود این مسئله، مشوقی برای ریسک‌پذیری بیشتر آنها خواهد شد. چنانچه رفتار جمعی نهادهای مالی، این ریسک‌پذیری مخاطره‌آمیز باشد، بی ثباتی مالی رخ می‌دهد.

علاوه بر میانی تئوریک، محققان نیز سنجه‌های ریسک سیستمی متعددی ارائه داده‌اند که هر کدام، یکی از ابعاد ریسک سیستمی را اندازه‌گیری می‌کند با این هدف که هم به‌موقع هشدار دهد و هم سیاست‌گذار بتواند بر اساس آن، ابزارهای نظارتی و سیاستی مناسب را استفاده کند و مانع وقوع بحران یا بیشتر شدن عمق آن شود. مطالعات آلن، بالی و تانگ (۲۰۱۲) نشان می‌دهد که سنجه‌های ریسک سیستمی خرد، اعم از فاصله تا نکول (DD)<sup>۲</sup>، ریزش مورد انتظار حاشیه‌ای (MES)<sup>۳</sup> و ریسک دنباله مشروط (CTR)<sup>۴</sup>، به‌تنهایی توان پیش‌بینی عملکرد اقتصاد کلان را ندارند و نمی‌توانند آثار منفی ناشی از افزایش ریسک سیستمی در بخش مالی را توضیح دهند. شاخص ریسک سیستمی CATFIN پیشنهادی آلن، بالی و تانگ، به‌عنوان شاخص ریسک سیستمی کلان، این ویژگی را دارد که سطح تجمیعی تحمل ریسک در بخش مالی اندازه‌گیری و رکودهای بخش واقعی اقتصاد را پیش‌بینی کند. این سنجه، میانگین ارزش در معرض خطر سهام مؤسسه‌های مالی با سه روش ارزش فرین مبتنی بر فرض توزیع پارتوی تعمیم یافته (GPD)، ارزش فرین مبتنی بر توزیع خطای تعمیم‌یافته چاوله (SGED) و روش ناپارامتریک است.

گیلیو، کلی و پروت (۲۰۱۶) سنجه‌های مختلف ریسک سیستمی اعم از سنجه خاص یک نهاد مالی (CoVaR) و (MES)، سرایت (نسبت جذب و شاخص علیت پویا)، تلاطم و ناپایداری (CATFIN)، سرریز<sup>۵</sup> بین‌المللی و نسبت اهرمی، سنجه نقدشوندگی و ریسک اعتباری بازارهای مالی (صرفه نکول، صرفه سررسید، سنجه عدم نقدشوندگی آمیهدود) را به سه روش PCQR<sup>۶</sup> و PQR<sup>۷</sup> و میانگین ساده ترکیب کردند تا به شاخص تجمیعی از ریسک سیستمی دست یابند. سپس با روش رگرسیون کوانتایل، اثر شاخص به‌دست آمده را بر شوک‌های اقتصاد کلان بررسی کردند. گیلیو و همکارانش (۲۰۱۶) نشان دادند که بین استرس بخش مالی و احتمال شوک منفی در بخش واقعی اقتصاد، رابطه قوی وجود دارد؛ نوسان‌های بازدهی شرکت‌های مالی، قدرت پیش‌بینی زیادی در ریسک‌های نامطلوب اقتصاد کلان دارند و سیاست‌های پولی برای مواجهه با ریسک‌های سیستمی کفایت نمی‌کند. مطالعات براونلیس و انگل (۲۰۱۶) نشان می‌دهد که سنجه ریسک SRISK پیش‌بینی مناسبی از بانک‌هایی داشته است که طی بحران، به کمک‌های فدرال نیاز داشته‌اند و SRISK تجمیعی کل سیستم مالی، به‌عنوان هشدار سریع از کاهش تولید صنعتی و افزایش بیکاری عمل می‌کند.

1. Externality

3. Marginal Expected Shortfall (MES)

5. International spillover

7. Partial Quantile Regression (PQR)

2. Distance to Default (DD)

4. Conditional Tail Risk (CTR)

6. Principle Component Quantile Regression (PCQR)

در مطالعات داخلی، به موضوع ریسک سیستمی در بخش بانکی و همچنین کل نظام مالی کشور توجه شده است؛ اما رابطه بین ریسک سیستمی و عملکرد اقتصاد کلان در کانون توجه قرار نگرفته است. دانش جعفری، محمدی، بت‌شکن و پاشازاده (۱۳۹۶) با استفاده از روش MES، به ارزیابی ریسک سیستمی نظام بانکی و سهم هر یک از بانک‌ها از این ریسک پرداخته‌اند. فرزین‌وش، الهی، گیلانی‌پور و مهدوی (۱۳۹۶) ریسک سیستمی بانک‌ها را به کمک روش CoVaR ارزیابی کرده‌اند. عیوض‌لو و رامشگ (۱۳۹۷) نیز به مقایسه دو روش CoVaR و MES در ارزیابی ریسک سیستمی بانک‌های تجاری کشور پرداخته‌اند و نشان دادند هر دو روش، در خصوص رتبه‌بندی بانک‌ها از نظر ریسک سیستمی نتایج مشابهی دارند. محمدی‌اقدم، قوام و فلاح‌شمس (۱۳۹۶) به ارزیابی ریسک سیستمی بازار پول، سرمایه و بیمه، به روش ارزش در معرض ریسک، مشروط به وقوع شوک در سایر بازارها پرداختند و نشان دادند که شوک‌های ارزی به این بازارها سرایت می‌کند. رحیمی باغی، عرب‌صالحی و واعظ بارزانی (۱۳۹۸) با استفاده از روش شبکه علیت گرنجر، ریسک سیستمی را از بعد سرایت آن، بین خرده‌نظام‌های مالی کشور اعم از بانکی، بیمه و سرمایه‌گذاری ارزیابی کردند و نشان دادند که بخش بانکی، در مقایسه با سایر خرده‌نظام‌های مالی، از اهمیت بیشتری برخوردار است.

پژوهش حاضر برای نخستین بار، به موضوع رابطه بین ریسک سیستمی و شاخص‌های اقتصاد کلان ایران می‌پردازد و ریسک سیستمی را با سنجه SRISK ارزیابی می‌کند. سنجه SRISK صرفاً آماری نیست و برای برون‌ریزهای منفی آن بر اقتصاد کلان، مبنای تئوریکی دارد و بر خلاف سنجه‌های استفاده شده در مطالعات پیشین، خاصیت پیش‌نگر داشته و بر شبیه‌سازی ساختار هم‌بستگی نوسان‌های بازار مبتنی است. همچنین، طول دوره اثرگذاری ریسک سیستمی بر عملکرد اقتصاد کلان نیز تا بازه ۱۲ ماهه ارزیابی شده و صرفاً به وجود رابطه در یک نقطه زمانی توجه ندارد. از این رو، می‌توان تعیین کرد که رابطه اثرگذاری ریسک سیستمی بر عملکرد اقتصاد کلان، طی چه بازه زمانی خود را بروز می‌دهد. همچنین، بخش‌های مختلف اقتصادی و اجزای تولید ناخالص داخلی جداگانه بررسی شده است تا اثرپذیرترین بخش‌های اقتصادی و اجزای تولید ناخالص داخلی مشخص شود، موضوعی که در تحقیقات داخلی کمتر به آن توجه شده است.

## روش‌شناسی پژوهش

پژوهش در دو مرحله اجرا شده است: ابتدا ریسک سیستمی بخش بانکی سنجیده می‌شود، سپس، رابطه بین ریسک سیستمی بخش بانکی و فاکتورهای اقتصاد کلان ارزیابی خواهد شد.

### الف) مرحله اول: سنجش ریسک سیستمی بخش بانکی با روش SRISK

سیستم بانکی که متشکل از  $N$  بانک است، می‌بایست نظارت شود. شاخص SRISK به معنای کسری سرمایه مورد انتظار مشروط به وقوع رخداد سیستمی است و کسری سرمایه (CS) بانک  $i$ ام در روز  $t$  با رابطه ۱ تعریف می‌شود:



$$CS_{it} = kA_{it} - W_{it} = k(D_{it} + W_{it}) - W_{it} \quad \text{رابطه ۱}$$

که در آن  $W_{it}$  ارزش بازاری سهام،  $D_{it}$  ارزش دفتری بدهی،  $A_{it}$  ارزش دارایی و  $k$  نسبت سرمایه احتیاطی<sup>۱</sup> است. چنانچه کسری سرمایه مثبت باشد، به معنای آسیب‌پذیری و اضطراب بانک است (آچاریا، پدرسون، فلیپون و ریچاردسون، ۲۰۱۷). با در نظر گرفتن بازدهی بازار چند دوره‌ای در بازه  $t + 1$  تا  $t + h$ ،  $R_{m,t+1:t+h}$ ، آستانه سیستمی بودن،  $C$ ، رخداد سیستمی به صورت  $\{R_{m,t+1:t+h} < C\}$  و SRISK به شکل رابطه ۲ تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} SRISK_{i,t} &= E_t(CS_{i,t+h} | R_{m,t+1:t+h} < C) \\ &= kE_t(D_{i,t+h} | R_{m,t+1:t+h} < C) - (1 - k)E_t(W_{i,t+h} | R_{m,t+1:t+h} < C) \end{aligned} \quad \text{رابطه ۲}$$

فرض می‌شود که در صورت وقوع رخداد سیستمی، ارزش بدهی تغییری نمی‌کند و  $LRMES_{i,t}$ <sup>۲</sup> میانگین بازدهی سهام بانک در بازه زمانی  $t + 1$  تا  $t + h$  مشروط به وقوع رخداد سیستمی در بازار است:

$$\begin{cases} E_t(D_{i,t+h} | R_{m,t+1:t+h} < C) = D_{i,t} \\ LRMES_{i,t} = -E_t(R_{i,t+1:t+h} | R_{m,t+1:t+h} < C) \end{cases} \Rightarrow \quad \text{رابطه ۳}$$

$$\begin{aligned} SRISK_{i,t} &= kD_{i,t} - (1 - k)W_{i,t}(1 - LRMES_{i,t}) \\ &= k(D_{i,t} + W_{i,t}) - W_{i,t} + (1 - k)W_{i,t} \cdot LRMES_{i,t} \\ &= W_{i,t}[k \cdot LVG_{i,t} + (1 - k)LRMES_{i,t} - 1] \end{aligned}$$

شاخص SRISK هم اثر اهرمی ( $LVG$ )<sup>۳</sup>، هم اثر اندازه و هم اثر حساسیت بانک نسبت به شوک‌های بازار (LRMES) را در خود دارد. برای محاسبه شاخص LRMES، ابتدا دینامیک نوسان‌ها و هم‌بستگی شاخص بازار و قیمت سهام بانک را به روش GARCH-DCC استخراج می‌کنیم، سپس با استفاده از شبیه‌سازی، LRMES را تخمین می‌زنیم. دلیل استفاده از رویکرد شبیه‌سازی، پیش‌نگری این رویکرد است. محاسبه LRMES شامل چهار گام زیر است:

#### ۱. گام اول: تخمین پارامترهای دینامیک نوسان‌ها و هم‌بستگی با روش GARCH-DCC

چنانچه نوسان‌های بازدهی لگاریتمی بانک  $r_i$  و نوسان‌های بازدهی لگاریتمی بازار ( $r_m$ ) از مدل GJR-GARCH و هم‌بستگی آنها از مدل هم‌بستگی پویای شرطی (DCC)<sup>۴</sup> تبعیت کنند، خواهیم داشت:

$$\begin{cases} \sigma_{m,t}^2 = \omega_m + \alpha_m r_{m,t-1}^2 + \gamma_m r_{m,t-1}^2 I_{m,t-1}^- + \beta_m \sigma_{m,t-1}^2 \\ \sigma_{i,t}^2 = \omega_i + \alpha_i r_{i,t-1}^2 + \gamma_i r_{i,t-1}^2 I_{i,t-1}^- + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2 \end{cases} \quad \text{رابطه ۴}$$

1. Prudential capital fraction  
3. Leverage

2. Long run Marginal Expected Shortfall (LRMES)  
4. Dynamic Conditional Correlation (DCC)

همبستگی بین بازدهی تعدیل شده با نوسان بانک و بازار  $\xi_{i,t} = r_{i,t}/\sigma_{i,t}$  و  $\epsilon_{m,t} = r_{m,t}/\sigma_{m,t}$  از طریق ماتریس شبه همبستگی<sup>۱</sup>  $Q_{i,t}$  مدل سازی می شود که دینامیک آن به صورت زیر است:

$$\text{Cor}\left(\begin{matrix} \xi_{i,t} \\ \epsilon_{m,t} \end{matrix}\right) = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{it} \\ \rho_{it} & 1 \end{bmatrix} = \text{diag}(Q_{it})^{-1/2} Q_{it} \text{diag}(Q_{it})^{-1/2} \quad (\text{رابطه ۵})$$

$$Q_{i,t} = (1 - \alpha_i - \beta_i) S_i + \alpha_i \begin{bmatrix} \xi_{i,t} \\ \epsilon_{m,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_{i,t} \\ \epsilon_{m,t} \end{bmatrix}' + \beta_i Q_{i,t-1}$$

که در آن  $S_i$  ماتریس همبستگی غیرمشروط است. این مدل با روش QML<sup>۲</sup> تخمین زده می شود (انگل، ۲۰۰۲).

## ۲. گام دوم: ساخت جملات خطای استاندارد و نمونه برداری از آنها

بر مبنای مدل GARCH-DCC استخراج شده (با استفاده از مجموعه اطلاعات در دسترس تا روز  $t$ ،  $\mathcal{F}_t$ )، می توان جملات خطا را برای  $t = 1, \dots, T$  ساخت؛ جملات خطای استاندارد میانگین صفر، واریانس واحد دارند و با یکدیگر همبستگی سریالی ندارند:

$$\xi_{i,t} = \frac{1}{\sqrt{1 - \rho_{it}^2}} \left( \frac{r_{i,t}}{\sigma_{i,t}} - \rho_{it} \frac{r_{m,t}}{\sigma_{m,t}} \right), \quad \epsilon_{m,t} = r_{m,t}/\sigma_{m,t} \quad (\text{رابطه ۶})$$

در ادامه، به تعداد  $S \times h$  جفت از جملات خطای استاندارد  $(\epsilon_{m,t}, \xi_{i,t})$  نمونه برداری با جای گذاری انجام می شود. با این کار می توان تا  $h$  دوره را پیش بینی کرد.

## ۳. گام سوم: استخراج بازدهی های نمونه برای افق پیش بینی $h$ روزه

نمونه ساخته شده جملات خطای استاندارد  $\begin{bmatrix} \xi_{i,T+t}^S \\ \epsilon_{m,T+t}^S \end{bmatrix}$  را به عنوان ورودی به فیلترهای GARCH و DCC می دهیم و مقادیر همبستگی و نوسان ها را در  $t = T$  به عنوان مقادیر اولیه فیلتر در نظر می گیریم. بر این اساس،  $S$  نمونه بازدهی حسابی در افق های زمانی  $t = 1, \dots, h$  ساخته می شود:

$$\begin{bmatrix} \xi_{i,T+t}^S \\ \epsilon_{m,T+t}^S \end{bmatrix}_{t=1, \dots, h} \xrightarrow{\text{GARCH-DCC}} \begin{bmatrix} r_{i,T+t}^S \\ r_{m,T+t}^S \end{bmatrix}_{t=1, \dots, h} \Rightarrow R_{i,T+1:T+h}^S = \exp \left\{ \sum_{t=1}^h r_{i,T+t}^S \right\} - 1 \quad (\text{رابطه ۷})$$

## ۴. گام چهارم: محاسبه میانگین بازدهی های شبیه سازی شده و استخراج LRMES

با استفاده از میانگین مونت کارلو، شاخص LRMES به شرط وقوع رخداد سیستمی به صورت زیر به دست می آید:

$$\text{LRMES}_{it} = - \frac{\sum_{s=1}^S R_{i,t+1:t+h}^s I\{R_{m,t+1:t+h}^s < C\}}{\sum_{s=1}^S I\{R_{m,t+1:t+h}^s < C\}} \quad (\text{رابطه ۸})$$

برای به دست آوردن SRISK سیستم مالی شامل N بانک، از رابطه ۹ استفاده می‌شود:

$$SRISK_t = \sum_{i=1}^N \max(0, SRISK_{it}) \quad \text{رابطه ۹}$$

### ب) مرحله دوم: ارزیابی رابطه بین ریسک سیستمی و فاکتورهای اقتصاد کلان

برای ارزیابی وجود رابطه علیتی و همچنین قدرت پیش‌بینی یک متغیر بر متغیر دیگر، می‌توان از برازش مدل رگرسیون متغیر توضیح‌شونده بر وقفه‌های خود و همچنین وقفه‌های متغیر توضیح‌دهنده استفاده کرد (آلن، بالی و تانگ، ۲۰۱۲ و براونلیس و انگل، ۲۰۱۶). به منظور ارزیابی قدرت پیش‌بینی تغییرات SRISK بر تغییرات آتی متغیرهای اقتصاد کلان، از مدل خود رگرسیو روی وقفه‌های توزیعی به صورت رابطه (۱۰) استفاده می‌شود:

$$\Delta \log Y_{t+h} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \log Y_{t-i+1} + \sum_{j=1}^q \beta_j \Delta \log SRISK_{t-j+1} + \delta X_t + \varepsilon_t \quad \text{رابطه ۱۰}$$

که در آن Y متغیر توضیح‌شونده، اعم از شاخص اقتصاد کلان ارزش افزوده بخش‌های اقتصادی، تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی بدون احتساب نفت یا اجزای تولید ناخالص داخلی (سمت تقاضا) شامل مصرف بخش خصوصی، هزینه‌های دولتی، سرمایه‌گذاری ثابت (در ماشین‌آلات و ساختمان) و سرمایه‌گذاری در موجودی انبار است. X نیز متغیرهای کنترلی است که به منظور اطمینان از برآورد حاصله در خصوص ریسک سیستمی بخش بانکی، سایر فاکتورهای نشان‌دهنده ریسک‌های بازار را لحاظ می‌کند. از تخمین تلاطم بازار سهام و تلاطم بازار ارز با تخمین GARCH(1,1) به منظور سنجش سطح استرس بازارهای مالی برای متغیرهای کنترلی ( $X_t$ )، می‌توان استفاده کرد (کاردارلی، الکداگ و لال، ۲۰۱۱). در مجموع، متغیرهای کنترلی متغیر مجازی تحریم‌ها (از ابتدای فوریه ۲۰۱۲ تا ژانویه ۲۰۱۶)، تلاطم بازار بورس و تلاطم بازار ارز (نرخ غیررسمی) در نظر گرفته شده است.

### داده‌ها

یکی از چالش‌های جدی در ارزیابی ریسک سیستمی، در دسترس بودن داده‌ها به حدی است که بتوان وابستگی بین نهادهای مالی را تخمین زد و سهم هر یک را از ریسک سیستمی کل تعیین کرد. کل بازه در دسترس قیمت سهام بانک‌های بورسی از تاریخ ۱۳۸۷/۱۱/۱ تا ۹۷/۶/۳۱، شامل ۲۳۵۷ روز معاملاتی است که در بسیاری از روزها سهام آنها معامله نشده است. داده‌های مربوط به قیمت و حجم معاملات سهام بانک‌ها از نرم‌افزار TseClient استخراج شده است. جدول ۱ روزهای توقف نمادهای معاملاتی و درصد عدم وجود قیمت بانک‌های مختلف را نشان می‌دهد:

جدول ۱. تعداد روزهای توقف نماد معاملاتی بانکها در بورس تهران

نام بانک	نماد	روزهای توقف	درصد از کل	نام بانک	نماد	روزهای توقف	درصد از کل
کارآفرین	KRAF	۲۹۰	۱۲	پاسارگاد	BPAS	۱۱۸۱	۵۰/۱
ملت	BMLT	۳۳۷	۱۴/۳	دی	BDYZ	۱۲۴۹	۵۳
اقتصادنوین	NOVN	۳۵۲	۱۴/۹	سرمایه	IBKZ	۱۴۸۱	۶۲/۸
سینا	VSIN	۳۸۹	۱۶/۵	قوامین	GHMP	۱۶۲۵	۶۸/۹
تجارت	BTEJ	۴۹۸	۲۱/۱	مهر ایران	GRDZ	۱۶۲۶	۶۹
پارسیان	BPAR	۶۰۴	۲۵/۶	شهر	BSHP	۱۷۵۳	۷۴/۴
صادرات ایران	BSDR	۶۶۷	۲۸/۳	سامان	BSAP	۱۸۳۴	۷۷/۸
انصار	BANS	۷۵۶	۳۲/۱	آینده	AYNP	۱۸۹۸	۸۰/۵
پست بانک	BPST	۹۰۱	۳۸/۲	ایران زمین	ZMNZ	۱۹۲۰	۸۱/۵
حکمت ایرانیان	BHKP	۱۰۲۹	۴۳/۷	رسالت	SALP	۲۲۰۷	۹۳/۶
خاورمیانه	BKHP	۱۰۵۴	۴۴/۷				

بانک‌هایی که حداکثر ۳۰ درصد از بازه مورد مطالعه، نماد معاملاتی آنها متوقف بوده است، به‌عنوان نمونه انتخاب شدند که تنها هفت بانک کارآفرین، ملت، اقتصاد نوین، سینا، تجارت، پارسیان و صادرات ایران واجد این شرایط بوده‌اند. به‌منظور داشتن مجموعه داده کامل، از روش‌های شبیه‌سازی موسوم به جانهی<sup>۱</sup> برای تخمین قیمت در روزهای توقف نماد معاملاتی استفاده می‌شود. در این مقاله، از روش جانهی چندمتغیره نرمال استفاده شده است که برای سری‌های زمانی کاربرد دارد. این روش از الگوریتم دو مرحله‌ای امید ریاضی - بیشینه‌سازی (EM)<sup>۲</sup> برای شبیه‌سازی مقادیر ناموجود در داده‌ها استفاده می‌کند (دمستر، لایرد و روبین<sup>۳</sup>، ۱۹۷۷) و در داده‌های سری زمانی، هم‌هم‌بستگی بین سری‌های زمانی و هم ساختار زمانی آنها مد نظر قرار می‌گیرد (زیلیس<sup>۴</sup>، ۲۰۰۴).

از آنجا که رابطه بین متغیرهای ریسک سیستمی و شاخص‌های اقتصاد کلان موضوع پژوهش است و ماهیت داده‌های ریسک سیستمی روزانه و هفتگی و ماهیت داده‌های اقتصاد کلان فصلی است، حد میانه این دو در نظر گرفته شده و مبنای داده‌های ماهانه قرار داده شده است. مسئله مهم دیگر در خصوص داده‌های GDP، فصلی بودن آنهاست که ابتدا فصلی‌زدایی از آنها به عمل آمد و بعد با روش اسپیلاین<sup>۵</sup> به داده‌های ماهانه تبدیل شد.

### تخمین شاخص ریسک سیستمی SRISK

تخمین SRISK در چهار گام انجام می‌شود: گام اول، آزمون مانایی و تأیید وجود اثر GARCH است؛ گام دوم، برازش مدل GARCH-DCC هر یک از بانک‌هاست؛ گام سوم، شبیه‌سازی و استخراج شاخص زیان مورد انتظار حاشیه‌ای

1. Imputation

2. Expectation-Maximization (EM)

3. Dempster, Laird &amp; Rubin

4. Zeileis

5. Spline

بلندمدت (LRMES) هر یک از بانکها و در نهایت گام چهارم، محاسبه اهرم و تخمین SRISK هریک از بانکها و SRISK کل شبکه بانکی است.

### آزمون مانایی و وجود اثر ARCH

با انجام آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)<sup>۱</sup> فرض نامانایی بازدهی سهام بانکهای مورد مطالعه رد می شود. به منظور آزمون وجود اثر ARCH در بازدهی سهام بانکها از آزمونهای ضریب لاگرانژ (LM)<sup>۲</sup>، rank لیونگ - باکس<sup>۳</sup> و لیونگ باکس پایدار استفاده می شود (تسای<sup>۴</sup>، ۲۰۱۳: ۴۰۱). آزمون لیونگ - باکس به وجود همبستگی معنادار بین وقفه های مجذور سری زمانی می پردازد. رد این فرضیه، به معنای وجود اثر واریانس ناهمسانی بین داده های سری زمانی است. به دلیل وجود دم های سنگین<sup>۵</sup> در داده های بازدهی سهام، می توان از نسخه پایدار آزمون لیونگ - باکس استفاده کرد که داده هایی که در دم های ۵ درصدی سری زمانی قرار دارند، دور می ریزد. آزمون LM نیز با برآزش مدل رگرسیون مجذور سری زمانی بر وقفه های آن و استفاده از آزمون F در خصوص صفر بودن ضرایب رگرسیون، فرض وجود واریانس ناهمسانی را می آزماید (انگل، ۱۹۸۲). راه دیگر برای مواجهه با توزیع های دم سنگین، استفاده از آزمون همبستگی مبتنی بر rank است که معایب آزمون لیونگ - باکس را پوشش می دهد (دوفور و روی<sup>۶</sup>، ۱۹۸۵). نتایج آزمون ها (جدول ۲) وجود اثر واریانس ناهمسانی را در سری زمانی بازدهی قیمت سهام بانکها تأیید می کند.

جدول ۲. نتایج آزمون اثر ARCH در داده های بازدهی سهام بانکها

نام بانک	نوع آزمون	آماره آزمون	p-value	نام بانک	نوع آزمون	آماره آزمون	p-value
بانک ملت	آزمون LM	۷۴	۰٪	بانک کارآفرین	آزمون LM	۵۹	۰٪
	آزمون rank	۷۳	۰٪		آزمون rank	۴۱	۰٪
	آزمون لیونگ-باکس	۱۹۳	۰٪		آزمون لیونگ-باکس	۱۵۶	۰٪
	آزمون لیونگ-باکس پایدار (۵٪)	۷۵	۰/۱٪		آزمون لیونگ-باکس پایدار (۵٪)	۶۵	۰/۱٪
بانک پارسیان	آزمون LM	۷۸	۰٪	بانک اقتصاد نوین	آزمون LM	۵۴	۰٪
	آزمون rank	۵۷	۰٪		آزمون rank	۹۶	۰٪
	آزمون لیونگ-باکس	۱۴۱	۰٪		آزمون لیونگ-باکس	۱۲۶	۰٪
	آزمون لیونگ-باکس پایدار (۵٪)	۵۴	۷٪		آزمون لیونگ-باکس پایدار (۵٪)	۸۱	۰٪
بانک صادرات ایران	آزمون LM	۸۷	۰٪	بانک سینا	آزمون LM	۶۲	۰٪
	آزمون rank	۱۰۰	۰٪		آزمون rank	۹۶	۰٪
	آزمون لیونگ-باکس	۱۵۲	۰٪		آزمون لیونگ-باکس	۱۷۰	۰٪
	آزمون لیونگ-باکس پایدار (۵٪)	۸۲	۰٪		آزمون لیونگ-باکس پایدار (۵٪)	۵۱	۱۱٪
بانک تجارت	آزمون LM	۱۳۶	۰٪				
	آزمون rank	۹۴	۰٪				
	آزمون لیونگ-باکس	۲۶۹	۰٪				
	آزمون لیونگ-باکس پایدار (۵٪)	۹۳	۰٪				

1. Augmented Dickey-Fuller (ADF)  
3. Ljung-Box  
5. Heavy tails

2. Lagrange Multiplier  
4. Tsay  
6. Dufour & Roy

### برازش مدل GARCH-DCC

مدل‌های هم‌بستگی پویای شرطی GARCH-DCC، در مدل‌سازی ماتریس هم‌بستگی نسبت به مدل‌های هم‌بستگی ثابت در مطالعات بلندمدت برتری دارند؛ زیرا معمولاً در بلندمدت، ساختار هم‌بستگی ثابت نمی‌ماند (رستمی و حقیقی، ۱۳۹۲). برای انتخاب وقفه بهینه مدل‌های ARMA-GARCH استفاده شده در DCC، معیار اطلاعاتی BIC برای مقایسه مبنا قرار گرفت که با توجه به معناداری ضرایب مدل تخمین‌زده شده و همچنین معناداری ضرایب مدل، از ARMA(0,0) و GARCH(1,1) استفاده شده است. همچنین به صورت تجربی، در همه دسته‌های سهام arfima در شاخص سهام تأیید و در قیمت سهام بانکی رد می‌شود. با توجه به کشیدگی و چولگی موجود در داده‌ها، از فرض‌های توزیعی t-student چوله یا GED چوله استفاده شده است و با در نظر گرفتن سه فاکتور معیار اطلاعاتی BIC، همگرا شدن مدل‌ها و همچنین معناداری ضرایب در توضیح دینامیک مورد انتظار، مدل gjr-GARCH با توزیع SGED برای مدل‌سازی انتخاب شده است که در مدل‌سازی ویژگی‌های داده‌های مالی از قبیل نوسان‌های خوشه‌ای و اثرهای اهرمی، قابلیت خوبی دارد (محمدی، راعی، تهرانی و فیض‌آباد، ۱۳۸۸). برای تخمین مدل DCC نیز از توزیع t-student چندمتغیره استفاده شده است.

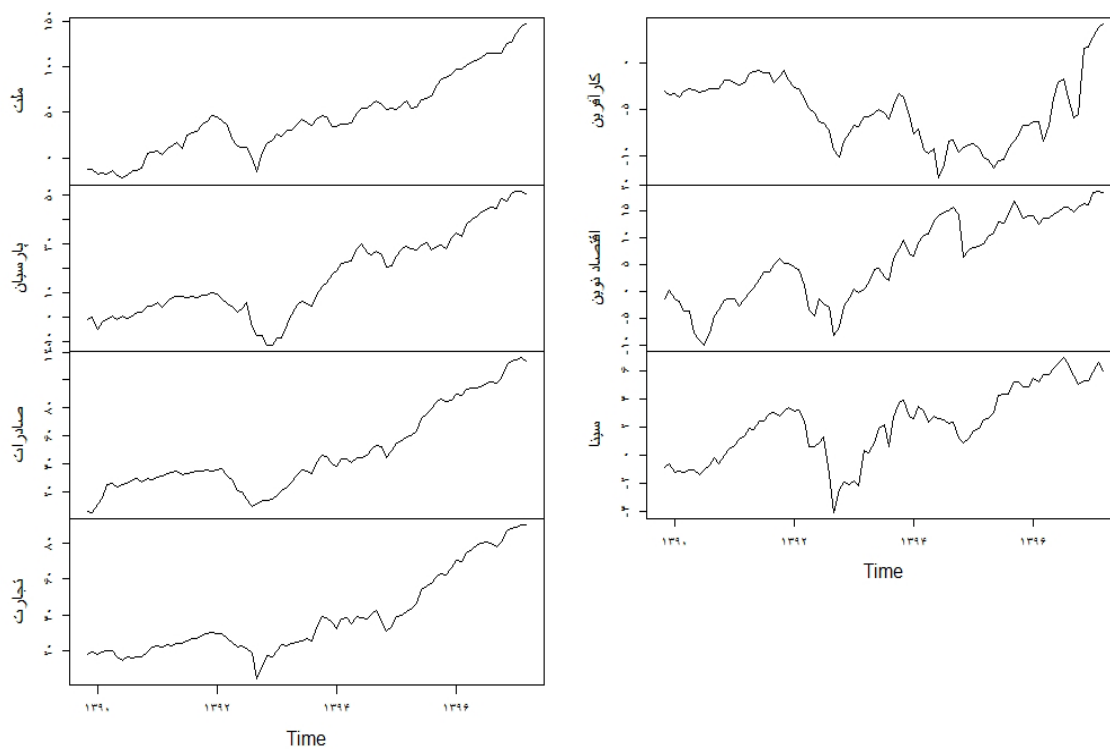
به منظور اطمینان از کیفیت مدل‌های برازش شده، آزمون LM روی جملات خطای استاندارد شده، آزمون مبتنی بر rank و آزمون لیونگ - باکس چندمتغیره معمولی و پایدار (تسای، ۲۰۱۳، ص ۴۰۲-۴۰۴) اجرا شده است. نتایج همه آزمون‌ها نشان داد که در سطح اطمینان ۵ درصد، فرض صفر مبنی بر عدم وجود اثر واریانس ناهمسانی رد نمی‌شود، پس جملات خطا، اثر واریانس ناهمسانی نداشته و مدل‌ها به خوبی توانسته‌اند پویایی‌های داده‌ها را مدل‌سازی کنند.

### شبیه‌سازی و استخراج LRMES هر یک از بانک‌ها

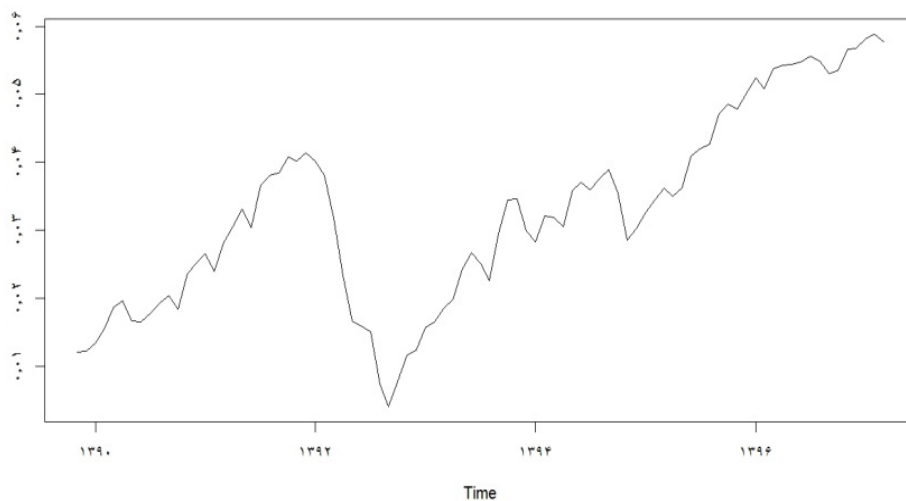
پس از برازش مدل GARCH-DCC، می‌بایست از جملات خطای ساخته شده، نمونه‌برداری و شبیه‌سازی‌ها را انجام داد، سپس بر اساس آن، LRMES را تخمین زد. از آنجا که در روش‌های شبیه‌سازی ممکن است هر بار نتایج جداگانه‌ای به دست آید، تعداد نمونه‌برداری مقداری تعیین می‌شود که انحراف معیار تغییرات آن پایین باشد. نتایج LRMES برای تعداد نمونه‌برداری هزار، ده‌هزار و صد هزار، کاهش ۱۰ برابری انحراف معیار نتایج با افزایش ۱۰۰ برابری نرخ نمونه‌برداری را نشان می‌دهد. از این رو، برای نمونه‌برداری جملات خطای معادلات GARCH-DCC، اندازه نمونه صد هزار انتخاب شده است.

### محاسبه اهرم و تخمین SRISK

برای محاسبه شاخص اهرمی (LVG) با توجه به آنکه ارزش دارایی‌های بانک به صورت مداوم ارزیابی نمی‌شود، مبلغ دفتری بدهی‌های بانک‌ها مبنا قرار گرفت، سپس SRISK هر یک از بانک‌ها و همچنین SRISK کل شبکه بانکی به دست آمد که به ترتیب در شکل‌های ۱ و ۲ مشاهده می‌شود. چنانچه مشهود است، SRISK همه بانک‌ها و به تبع آن، کل شبکه بانکی، طی دوره ۱۳۸۹/۱۲/۱ تا ۹۷/۳/۳۱، روند صعودی داشته است.



شکل ۱. شاخص SRISK کل بانکها



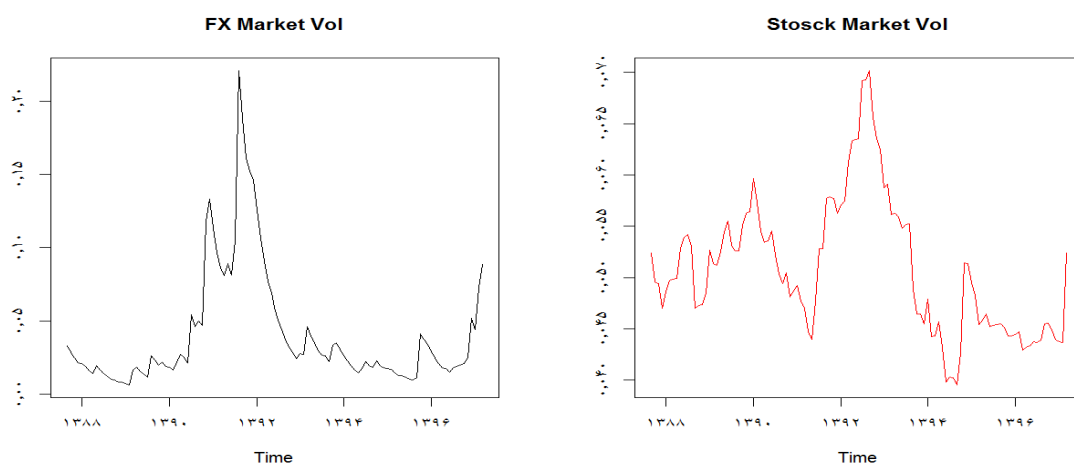
شکل ۲. نسبت SRISK به کل دارایی‌های شبکه بانکی

نسبت SRISK به کل دارایی‌های شبکه بانکی محاسبه شده نشان می‌دهد در حالی که در صورت مواجهه با وقوع رخداد‌های سیستمی در سال ۹۰ تنها ۱/۲ درصد از دارایی‌های شبکه بانکی (بانک‌های نمونه) پاسخ‌گوی رخداد سیستمی بوده است؛ این نسبت طی دوره سال‌های ۹۰ تا شش ماهه اول سال ۹۵، بین ۱ تا ۴ درصد نوسان داشته است و پس از آن روند صعودی شدیدی تجربه نموده تا جایی که در پایان خرداد ۹۷ به حدود ۵/۸ درصد رسیده است.

### قدرت پیش‌بینی تغییرات فاکتورهای اقتصاد کلان با شاخص ریسک سیستمی

به‌منظور ارزیابی قدرت پیش‌بینی تغییرات SRISK، بر تغییرات آتی متغیرهای اقتصاد کلان، از رابطه ۱۰ استفاده می‌شود. وقفه‌های جملات خودرگرسیو رابطه ۱۰ بر اساس شاخص BIC تعیین می‌شود. برای تولید ناخالص داخلی با نفت و بدون نفت، ارزش افزوده بخش صنعت و معدن، ارزش افزوده بخش خدمات و ارزش افزوده بخش خدمات مالی، مصرف بخش خصوصی و سرمایه‌گذاری در ساختمان، وقفه بهینه  $p = 9$  به دست آمده است که همین وقفه برای مدل‌سازی همه اجزای تولید ناخالص داخلی و ارزش افزوده بخش‌های مختلف مبنا قرار گرفته است. پس از ثابت کردن وقفه بهینه برای جملات خودرگرسیو، سایر متغیرهای کنترلی و هدف را به رگرسیون افزوده شده و بر مبنای شاخص BIC، وقفه بهینه برای SRISK نیز محاسبه می‌شود که وقفه بهینه  $q = 1$  ب به دست آمد.

متغیرهای کنترلی رابطه ۱۰، تلاطم بازار سهام و تلاطم بازار ارز است که از برآزش مدل GARCH(1,1) بر بازدهی ماهانه بازار سهام و بازار ارز طی دوره سال‌های ۱۳۸۷ تا خرداد ۱۳۹۷ استخراج شده است. شکل ۳ نشان می‌دهد که بازار ارز در سال‌های ۹۱ و ۹۲ نوسان‌های بسیاری را تجربه کرده و در ماه‌های پایانی سال ۹۶، این نوسان‌ها دوباره شدت پیدا کرده‌اند. در خصوص نوسان‌های بازار سهام، دامنه نوسان‌ها به مراتب محدودتر بوده و در سال ۹۳ بزرگ‌ترین نوسان‌های بازار سهام تجربه شده است.



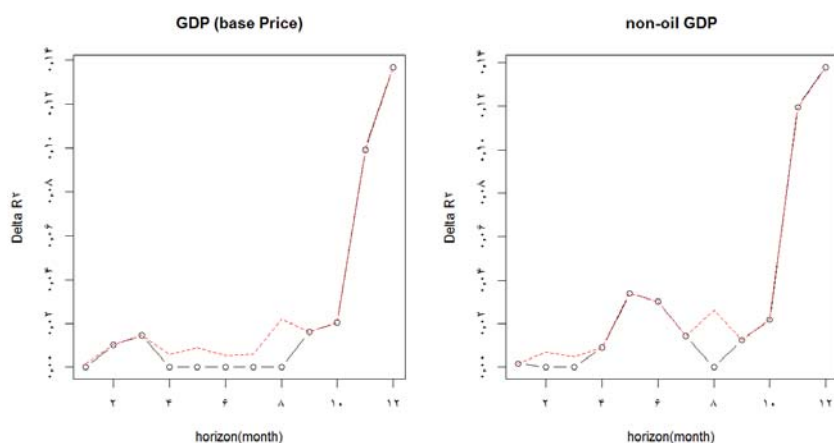
شکل ۳. سری زمانی متغیرهای کنترلی: نوسان‌های بازار ارز و بازار سهام



با استفاده از آزمون لیونگ - باکس بر جملات اخلاص، فرض عدم خودهمبستگی جملات اخلاص رگرسیون آزمون می‌شود که pvalue آزمون در همه فاکتورهای مورد مطالعه و در همه افق‌های زمانی، کمتر از ۵ درصد بوده است (به‌جز سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات در افق زمانی سه ماهه). از این رو، فرض عدم خودهمبستگی بین جملات اخلاص رد می‌شود. با وجود خودهمبستگی در جملات اخلاص، ماتریس کواریانس تخمینی، تورش‌دار است، از این رو، نمی‌توان بر اساس خطای استاندارد و t-value تخمینی، به استنتاج در خصوص ضرایب پرداخت. به همین دلیل، برای اطمینان از صحت استنتاج صورت‌گرفته بر اساس رابطه ۱۰، از روش HAC<sup>۱</sup> استفاده می‌شود که تخمین بدون تورش از ماتریس کواریانس ضرایب رگرسیون ارائه می‌دهد. در این پژوهش از روش HAC مبتنی بر کرنل استفاده شده است که وزن‌دهی آن با تابع کرنل Quadratic Spectral<sup>۲</sup> و انتخاب پهنای باند آن به‌صورت اتوماتیک و با روش اندریو<sup>۳</sup> (۱۹۹۱) است.

در جدول ۳، ضرایب فاکتورهای رابطه ۱۰ و معناداری آنها درج شده است. در خصوص اثر تغییرات ریسک سیستمی SRISK بر تغییرات رشد GDP غیرنفتی، مشخص می‌شود که شاخص SRISK در افق زمانی پیش‌بینی ۴ تا ۷ ماه و ۱۰ تا ۱۲ ماه در سطح خطای ۵ درصد معنادار و ضریب آن منفی است.  $\Delta R^2$  نشان‌دهنده تغییر توضیح‌دهندگی رگرسیون با و بدون شاخص SRISK در رگرسیون است و چنانچه شاخص SRSIK ضریب معناداری در رگرسیون داشته باشد و افزودن آن، موجب افزایش توضیح‌دهندگی مدل شود، می‌توان گفت این شاخص از قدرت پیش‌بینی برخوردار است.

در شکل ۴، مقدار  $\Delta R^2$  برای تولید ناخالص داخلی با و بدون احتساب نفت نشان داده شده است. خطوط خط‌چین مقدار  $\Delta R^2$  است و خطوط نقطه - خط نشان‌دهنده  $\Delta R^2$  ای است که ضریب SRISK به ازای آن، در سطح خطای ۱۰ درصد معنادار باشد. پس، اگر در یک افق پیش‌بینی (مثلاً ۸ ماه) ضرایب SRISK رگرسیون معنادار نباشد،  $\Delta R^2$  نیز صفر می‌شود.



شکل ۴. تغییرات  $R^2$  در رابطه بین شاخص SRISK و تولید ناخالص داخلی (با و بدون احتساب نفت)

1. Heteroscedasticity and autocorrelation consistent (HAC)

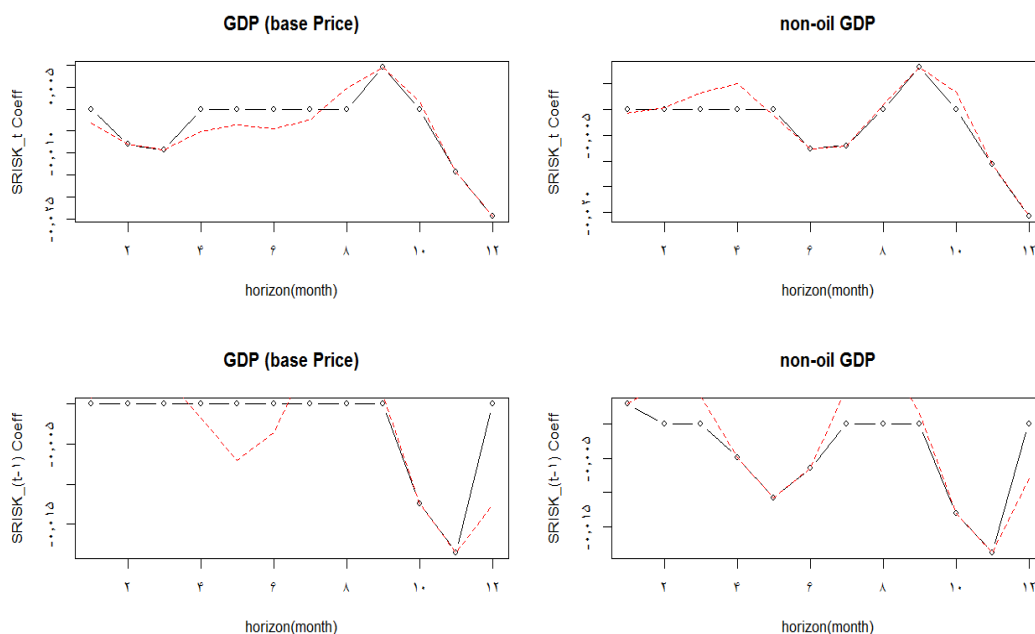
2.  $w_l = \frac{3}{z^2} \left( \frac{\sin(z)}{z} - \cos(z) \right)$

3. Andrew



چنانچه از جدول ۳ و شکل ۴ مشخص است، هرچه افق زمانی بالاتر می‌رود، قدرت پیش‌بینی SRISK در خصوص تغییرات GDP بیشتر می‌شود. این نتیجه، می‌تواند ویژگی شایان توجهی برای سیاست‌گذاران باشد که عموماً به افق زمانی حداقل ۳ ماهه برای اعمال سیاست‌های اصلاحی نیاز دارند.

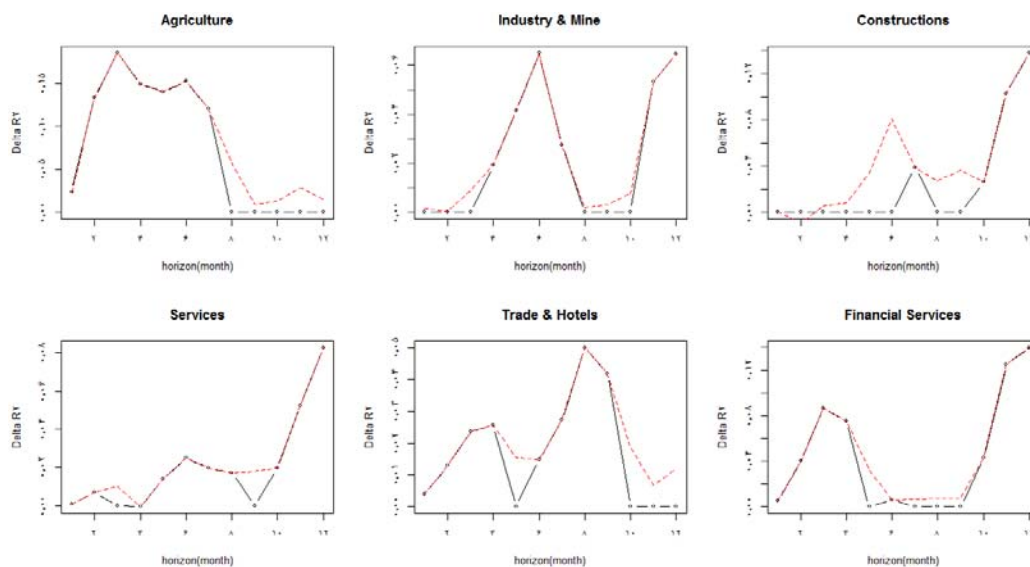
در خصوص ضرایب  $SRISK_t$  و  $SRISK_{t-1}$  در افق‌های زمانی مختلف، ضرایب معنادار از نظر آماری (در سطح خطای ۱۰ درصد) عمدتاً منفی هستند ( $SRISK_t$  در افق نه ماهه برای GDP با احتساب نفت و GDP غیرنفتی مثبت است و در سایر افق‌ها منفی است و  $SRISK_{t-1}$  تنها در افق یک‌ماهه و در خصوص GDP غیرنفتی مثبت است و در سایر افق‌ها ضرایب همه منفی است) که شکل ۵ این موضوع را به‌خوبی نمایش می‌دهد:



شکل ۵. ضرایب رابطه بین شاخص SRISK و تولید ناخالص داخلی و معناداری آنها

برای بررسی نتایج بخش‌های مختلف اقتصادی، رابطه ۱۰ برای بخش‌های مورد مطالعه، شامل ارزش افزوده بخش‌های صنعت و معدن، ساختمان، کل خدمات، بازرگانی و هتلداری و همچنین خدمات مالی برآزش می‌شود. بررسی  $\Delta R^2$  برای بخش‌های مختلف اقتصادی، نشان‌دهنده سطح تأثیر بخش‌ها از ریسک سیستمی بخش بانکی است که در شکل ۶ آورده شده است.

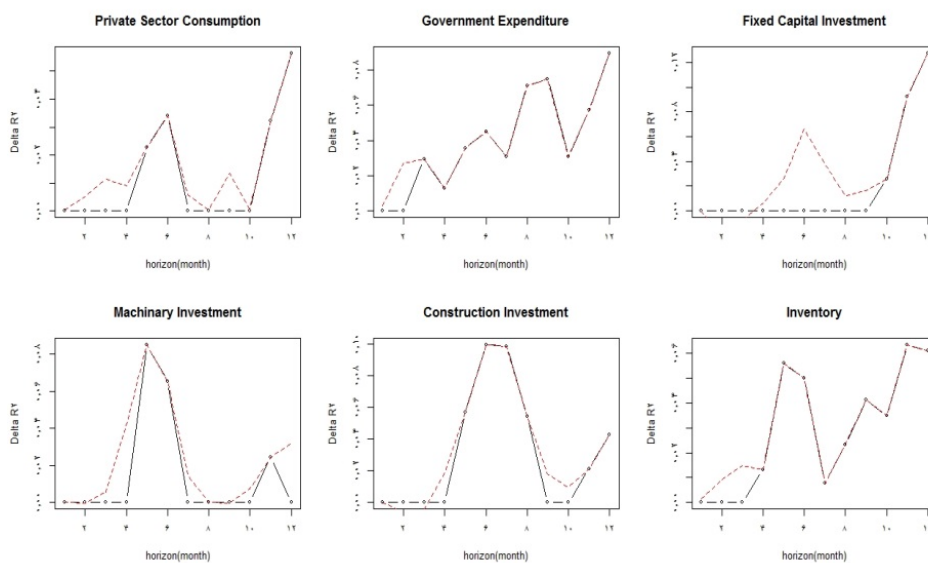
همان گونه که مشخص است، شاخص SRISK بیشترین قدرت پیش‌بینی‌کنندگی را در خصوص تغییرات ارزش افزوده بخش ساختمان و تغییرات ارزش افزوده بخش مالی در افق ۱۲ ماهه دارد ( $\Delta R^2 \approx 0/14$ ) و در خصوص ارزش افزوده بخش صنعت در افق ۶ ماهه و ۱۲ ماهه نیز، از قدرت پیش‌بینی‌کنندگی خوبی برخوردار است ( $\Delta R^2 = 0/065$ ).



شکل ۶. تغییرات  $R^2$  در رابطه بین SRISK و ارزش افزوده بخش‌های اقتصادی (سمت عرضه GDP)

در خصوص متغیرهای کنترلی استفاده شده نیز، در متغیر تغییرات نوسان‌های بازار سهام در هیچ یک از افق‌های زمانی رابطه معناداری وجود ندارد و در خصوص متغیر مجازی تحریم‌ها، حداکثر تا ۳ ماه اثر معنادار وجود دارد که رابطه آن نیز مطابق انتظار منفی است. در خصوص متغیر نوسان‌های بازار ارز نیز، رابطه معنادار و منفی در افق‌های زمانی ۱، ۹ و ۱۲ ماهه وجود دارد.

به منظور بررسی کانال اثرگذاری ریسک سیستمی بر GDP، می‌بایست اثر آن بر اجزای مختلف GDP ارزیابی شود. بررسی  $\Delta R^2$  برای اجزای مختلف GDP نشان‌دهنده سطح تأثیر اجزای تولید ناخالص داخلی از ریسک سیستمی بخش بانکی است که در شکل ۷ آورده شده است:



شکل ۷. تغییرات  $R^2$  در رابطه بین SRISK و اجزای تولید ناخالص داخلی (سمت تقاضا)

در خصوص اجزای تشکیل دهنده GDP نیز، شاخص SRISK بیشترین قدرت پیش‌بینی‌کنندگی در خصوص تغییرات سرمایه‌گذاری ثابت را در افق ۱۲ ماهه دارد ( $\Delta R^2 = 0/13$ ). سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات تنها تا ۶ ماه از ریسک سیستمی اثر شایان توجهی پذیرفته و سرمایه‌گذاری در موجودی انبار تا ۱۲ ماه، از شاخص ریسک سیستمی متأثر شده است.

### نتیجه‌گیری و پیشنهادها

وجود رابطه منفی بین ریسک سیستمی بخش بانکی و عملکرد اقتصاد کلان تا افق زمانی ۱۲ ماه تأیید می‌شود. این نتیجه با نتایج پژوهش‌های گیلیو، کلی و پروت (۲۰۱۶) و براونلیس و انگل (۲۰۱۶) مبنی بر تأیید وجود رابطه مزبور هم‌خوانی دارد. این رابطه در خصوص ارزش افزوده بخش ساختمان و بخش مالی و همچنین در خصوص جزء سرمایه‌گذاری ثابت از اجزای تولید ناخالص داخلی (GDP) قوی‌تر و ماندگارتر است که نشان از تأثیرپذیری آنها از ریسک سیستمی بخش بانکی در اقتصاد ایران دارد. ویژگی شایان توجه اثر ریسک سیستمی بخش بانکی بر عملکرد اقتصاد کلان، ماندگاری بالای آن است و اهمیت مدیریت ریسک سیستمی بخش بانکی نه تنها به پیشگیری از بحران و بی‌ثباتی مالی برمی‌گردد که به اثر سوء افزایش این ریسک بر عملکرد اقتصاد کلان نیز مربوط می‌شود. نتیجه دیگر این پژوهش، قدرت پیش‌بینی‌کنندگی استرس بازار ارز در کنار ریسک سیستمی بخش بانکی است که گویای اهمیت مدیریت نوسان‌های این بازار و اثر آن بر عملکرد اقتصاد کلان است. از این رو، سیاست‌گذار می‌بایست منابع بیرونی ریسک سیستمی، مانند بی‌ثباتی‌های بازار ارز و منابع درونی ریسک سیستمی، مانند کسری سرمایه بخش بانکی را همواره تحت پایش قرار دهد و سیاست‌های اقتصادی متناسبی را اتخاذ کند.

سیاست‌گذار اقتصادی می‌بایست به نحوی ساختارهای نهادی را ایجاد کند که علاوه بر پایش مداوم این ریسک‌ها، به فراخور نیاز، سیاست‌های اقتصادی اعم از سیاست‌های پولی و مالی یا اتخاذ سیاست‌های مدیریت ریسک سیستمی را که به سیاست‌های احتیاطی کلان موسوم‌اند، تعدیل کند. یکی از ابزارهای مهم در خصوص مدیریت ریسک سیستمی، الزامات کفایت سرمایه بخش بانکی است، به‌گونه‌ای که نهادهای مالی از کیفیت سرمایه لازم برای مواجهه با شوک‌های سیستمی برخوردار باشند. کفایت سرمایه مزبور، فراتر از نسبت‌های کفایت سرمایه حسابداری است که هم‌اکنون در صنعت بانکداری مورد توجه مقام ناظر بانکی است و به واقعیات بازار نیز توجه دارد. بدین منظور، مقام ناظر باید با شناسایی نهادهای مالی که اهمیت سیستمی بیشتری دارند (در اصطلاح SIFI‌ها<sup>۱</sup>)، آنها را به رعایت الزامات سرمایه‌ای بالاتر و باکیفیت‌تر، ملزم کند، محدودیت‌های بیشتری در خصوص نوع فعالیت‌های آنها تعیین کند و برای آنها، محدودیت‌هایی را برای تقسیم سود سالانه قائل شوند، به‌گونه‌ای که هم نهادهای مالی دارای اهمیت سیستمی از سپر حفاظتی مناسب برخوردار شوند و هم آثار منفی ناشی از کسری سرمایه آنها در مواجهه با شوک‌های سیستمی، کمتر به اقتصاد کلان منتقل شود. همچنین در مواقعی که ریسک سیستمی بخش بانکی به طرز قابل ملاحظه‌ای افزایش یافته

است، دولت می‌تواند در خصوص بخش‌هایی مانند بخش صنعت و بخش ساختمان که تأثیرپذیری بیشتری از افزایش ریسک سیستمی دارند، به وسیله تخصیص اعتبارات ویژه بانک‌های توسعه‌ای و تخصیص دولتی یا تخصیص بودجه‌های عمرانی معطوف به آن بخش‌ها، از انتقال آثار سوء ریسک سیستمی به آن بخش‌ها بکاهد.

پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی، برای محاسبه شاخص SRISK، به‌جای استفاده از عامل هم‌بستگی نوسان‌های شاخص سهام بانکی با شاخص بازار سهام در مدل GARCH-DCC مورد استفاده، از عامل هم‌بستگی نوسان‌های شاخص سهام بانکی با شاخص بازار ارز در مدل‌سازی مربوطه استفاده شود یا مدل به‌صورت دوعاملی در نظر گرفته شود. این پژوهش بر ریسک سیستمی بخش بانکی متمرکز بود، می‌توان در پژوهش‌های بعدی، اثر ریسک سیستمی بخش بیمه و بخش سرمایه‌گذاری را ارزیابی کرد تا اهمیت هر یک از خرده‌نظام‌های مالی از منظر سیاست‌گذار کلان مشخص شود. مسئله دیگر برای پژوهش‌های آتی، استفاده از سایر سنجش‌های ریسک سیستمی، اعم از سطح سرایت یا سنجش‌های آماری مانند CoVaR به‌منظور مقایسه قدرت پیش‌بینی آنها در خصوص اثر ریسک سیستمی بر عملکرد اقتصاد کلان است.

## منابع

- دانش جعفری، داود؛ بت‌شکن، محمدهاشم؛ محمدی، تیمور؛ پاشازاده، حامد (۱۳۹۶). بررسی ریسک سیستمیک بانک‌های منتخب نظام بانکی در ایران با استفاده از روش همبستگی شرطی پویا (DCC). *پژوهش‌های پولی - بانکی*، ۳۳، ۴۵۷ - ۴۸۰.
- رحیمی باغی، علی؛ عرب صالحی، مهدی؛ واعظ برزانی، محمد (۱۳۹۸). ارزیابی ریسک سیستمی در نظام مالی کشور با استفاده از روش شبکه علیت گرنجر. *تحقیقات مالی*، ۲۱(۱)، ۱۲۱-۱۴۲.
- رستمی، محمد رضا؛ حقیقی، فاطمه (۱۳۹۲). مقایسه عملکرد مدل‌های GARCH چندمتغیره در تعیین ریسک پرتفوی. *تحقیقات مالی*، ۲(۲)، ۲۱۵-۲۲۸.
- عیوضلو، رضا؛ رامشگ، مهدی (۱۳۹۸). اندازه‌گیری ریسک سیستمیک با استفاده از کسری نهایی مورد انتظار و ارزش در معرض خطر شرطی و رتبه‌بندی بانک‌ها. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۷(۴)، ۱-۱۶.
- فرزین‌وش، اسدالله؛ الهی، ناصر؛ گیلانی پور، جواد؛ مهدوی، غدیر (۱۳۹۶). ارزیابی ریسک سیستمی در شبکه بانکی ایران توسط معیار تغییرات ارزش در معرض خطر شرطی. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۸(۳۳)، ۲۶۵-۲۸۱.
- محمدی اقدم، سعید؛ قوام، محمد حسین؛ فلاح شمس، میرفیض (۱۳۹۶). سنجش ریسک سیستمی ناشی از شوک ارزی در بازارهای مالی ایران. *تحقیقات مالی*، ۱۹(۳)، ۴۷۵-۵۰۴.
- محمدی، شاپور؛ راعی، رضا؛ تهرانی، رضا؛ فیض‌آباد، آرش (۱۳۸۸). مدل‌سازی نوسان در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۱۱(۲۷)، ۹۷-۱۱۰.

## References

- Acharya, V. V., Pedersen, L. H., Philippon, T., & Richardson, M. (2017). Measuring systemic risk. *The Review of Financial Studies*, 30(1), 2-47.
- Acharya, V., Engle, R., & Richardson, M. (2012). Capital shortfall: A new approach to ranking and regulating systemic risks. *American Economic Review*, 102(3), 59-64.
- Adrian, T., & Brunnermeier, M. K. (2016). CoVaR. *The American Economic Review*, 106(7), 1705.
- Allen, L., Bali, T. G., and Tang, Y. (2012). Does systemic risk in the financial sector predict future economic downturns? *The Review of Financial Studies*, 25(10), 3000–3036.
- Andrews, D.W.K. (1991). Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica*, 59(3), 817–858.
- Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Handbook of macroeconomics*, 1, 1341-1393.
- Bernanke, Ben. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85–106.
- Bisias, D., Flood, M., Lo, A. W., & Valavanis, S. (2012). A survey of systemic risk analytics. *Annual Review of Financial Economics*, 4(1), 255-296.
- Black, F., & Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of political economy*, 81(3), 637-654.
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3), 623-685.
- Brownlees, C., & Engle, R. F. (2016). SRISK: A conditional capital shortfall measure of systemic risk. *The Review of Financial Studies*, 30(1), 48-79.
- Brunnermeier, M. K., & Oehmke, M. (2013). Bubbles, financial crises, and systemic risk. In *Handbook of the Economics of Finance*, 2, 1221-1288.
- Brunnermeier, M. K., Gorton, G., & Krishnamurthy, A. (2012). Risk topography. *NBER Macroeconomics Annual*, 26(1), 149-176.
- Cardarelli, R., Elekdag, S., & Lall, S. (2011). Financial stress and economic contractions. *Journal of Financial Stability*, 7(2), 78-97.
- 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*, 33, 457-480. (in Persian)
- Dempster, A. P., Laird, N. M., & Rubin, D. B. (1977). Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 39(1), 1-22.

- Dufour, J. M., & Roy, R. (1985). Some robust exact results on sample autocorrelations and tests of randomness. *Journal of Econometrics*, 29(3), 257-273.
- Eivazlu, R. & Rameshg, M. (2019). Measuring systemic risk in the financial institution via dynamic conditional correlation and delta conditional value at risk mode and bank rating. *Asset Management and Financing*, 7(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), 339-350.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 50(4), 987-1007.
- Farzinvas, 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. *Journal of Financial Engineering and Portfolio Management*, 8(33), 265-281. (in Persian)
- Giglio, S., Kelly, B., & Pruitt, S. (2016). Systemic risk and the macroeconomy: An empirical evaluation. *Journal of Financial Economics*, 119(3), 457-471.
- Hansen, L. P. (2013). Challenges in identifying and measuring systemic risk. In *Risk topography: Systemic risk and macro modeling* (pp. 15-30). Chicago: University of Chicago Press.
- Holmstrom, B., & Tirole, J. (1997). Financial intermediation, loanable funds, and the real sector. *the Quarterly Journal of economics*, 112(3), 663-691.
- Jobst, M. A. A., & Gray, M. D. F. (2013). *Systemic contingent claims analysis: Estimating market-implied systemic risk* (No. 13-54). International Monetary Fund.
- Leahy, J. V., & Whited, T. M. (1996). The effect of uncertainty on investment: some stylized trends. *Journal of Money, Credit & Banking*, 28(1), 64-83.
- Merton, R. (1973). Theory of Rational Option Pricing. *Bell Journal of Economics*, 4(1), 141-183.
- Mohammadi, S., Raei, R., Tehrani, R., Faizabad, A. (2009). Modeling Volatility: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 11(27), 97-110. (in Persian)
- Mohammadiaghdam, S., Ghavam, M., Fallah Shams, M. (2017). Assessment of the Systemic Risk Originated from the Currency Shocks in the Financial Markets of Iran. *Financial Research Journal*, 19(3), 475-504. (in Persian)
- Rahimi Baghi, A., ArabSalehi, M., Vaez Barzani, M. (2019). Assessing the Systemic Risk in the Financial System of Iran using Granger Causality Network Method. *Financial Research Journal*, 21(1), 121-142. (in Persian)



- RDC Team. (2008). R: A language and environment for statistical computing. *R foundation for statistical computing*, Vienna, Austria.
- Rostami, M., Haqiqi, F. (2013). Using MGARCH to Estimate Value at Risk. *Financial Research Journal*, 15(2), 215-228. (in Persian)
- Tsay, R. S. (2013). *Multivariate time series analysis: with R and financial applications*. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons.
- Zeileis A (2004). Econometric Computing with HC and HAC Covariance Matrix Estimators. *Journal of Statistical Software*, 11(10), 1-17.