فصلنامه پژوهش‌های پولی_ بانکی
سال دهم، شماره ۳۳، پاییز ۱۳۹۶
صفحات ۴۵۷_ ۴۷۹

بررسی ریسک سیستمیک بانک‌های منتخب نظام بانکی در ایران با استفاده از روش همبستگی شرطی پویا (DCC)

داود دانش جعفری [*]
تیمور محمدی [†]
محمدهاشم بت‌شکن [‡]
حامد پاشازاده [§]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۲/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۹/۱۹

چکیده

در مقاله حاضر به بررسی و مطالعه ریسک سیستمیک در نظام بانکی کشور ایران پرداخته شده است. جهت بررسی ریسک سیستمیک نظام بانکی، با استفاده از الگوی GARCH همبستگی شرطی پویا (DCC) ، شاخص کسری مورد انتظار نهایی محاسبه شده است. این مقاله علاوه بر محاسبه شاخص ریسک سیستمیک برای بانک‌های منتخب، آنها را رتبه‌بندی کرده، و در نهایت به بررسی رفتار و عملکرد بانک‌ها در طی بازه زمانی خرداد ۱۳۸۸ تا اردیبهشت ۱۳۹۵ (۲۰۰۹-۲۰۱۶) پرداخته است. با در نظر گرفتن اندازه بانک‌ها و باره زمانی مشترک، ۶ بانک به‌عنوان نمونه انتخاب گردیده و رتبه‌بندی آنها صورت گرفت. در مقاله حاضر، همچنین سهم هرکدام از بانک‌های منتخب پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار در بروز ریسک سیستمیک محاسبه شده است. نتایج به‌دست‌آمده، عملکرد بانک‌ها را در مواجهه با بحران‌های مالی جهانی و شوک‌های واردشده به سیستم مالی داخلی را نشان داده است؛ و نتیجه‌گیری شده که سیستم بانکداری داخلی تأثیر معناداری از بحران‌های مالی اخیر جهانی نپذیرفته است.

واژه‌های کلیدی: ریسک سیستمیک، الگوی همبستگی شرطی پویا، کسری مورد انتظار نهایی، بحران‌های مالی
طبقه‌بندی JEL: G21, G28, G32

[*] دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی؛daneshjafari@yahoo.com
[†] دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی؛ atmahmadi@gmail.com
[‡] دانشیار دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه علامه طباطبایی؛ mh.botshekan@gmail.com
[§] دکتری تخصصی اقتصاد مالی دانشگاه علامه طباطبایی (نویسنده مسئول)؛ hpashazadeh@gmail.com

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

۱ مقدمه

پس از وقوع بحران مالی جهانی (۲۰۰۷-۲۰۰۹)، و مشخص شدن منشأ آن که بازارهای مالی بود، مطالعات بر روی ریسک سیستمیک[1] بیش‌ازپیش مورد توجه پژوهشگران قرار گرفت. درس مهمی که می‌توان از بحران‌های مالی جهانی گرفت این است که اگر نظارت بانکی محدود به هر یک از مؤسسات مالی به‌صورت انفرادی گردد، ممکن است منجر به نادیده گرفتن نقش هرکدام از این مؤسسات در بروز ریسک سیستمیک گردد. نظام مالی نقش مهم و مرکزی را در عملکرد مناسب اقتصادهای مدرن بر عهده دارد. یک نظام مالی با عملکرد مناسب می‌تواند منجر به رشد اقتصادی یک کشور گردد. زیان گسترده و درماندگی مالی مؤسسات مالی می‌تواند اثرات نامطلوبی بر روی سایر بخش‌های اقتصادی داشته باشد. مقررات مالی حال حاضر، مانند سرمایه مورد نیاز توسط بازل، جهت محدود کردن ریسک مؤسسات مالی با نگاه فردی تدوین و طراحی شده‌اند. این مقررات به اندازه کافی به ریسک سیستمیک مؤسسات (به‌عنوان یک کل) تمرکز نداشته‌اند. ریسک سیستمیک، در یک مفهوم گسترده‌تر به‌عنوان ریسک سیستم مالی، موضوع پژوهش‌های مالی هم در حوزه اقتصاد و هم در حوزه مدیریت بوده است. پس از وقوع بحران، پژوهشگران کشورهای مختلف به بررسی اثرات بحران مالی بر روی سیستم مالی و مؤسسات مالی کشورهای خود پرداختند. یکی از اهداف مقاله حاضر، بررسی تأثیر بحران مالی جهانی بر روی سیستم مالی کشور است. علاوه بر بحران مالی جهانی، برخی بحران‌های مالی و غیرمالی در اقتصاد ایران رخ داده است. به‌عنوان‌مثال، بحران مالی ناشی از تأمین مالی مسکن مهر، تحریم بانک مرکزی، بحران ارزی سال‌های ۹۰ و ۹۱، تغییر دستوری نرخ بهره بانکی توسط بانک مرکزی و برخی اتفاقات دیگر. در این مطالعه علاوه بر اینکه تأثیر اتفاقات سیستمیک بر روی بازار و سیستم مالی شناسایی شده است، سهم هرکدام از مؤسسات مالی در بروز ریسک سیستمیک نیز مورد بررسی قرارگرفته است. براساس تعریف بیلیو، گتمانسکی، لو و پلیزون[2](۲۰۱۲)، ریسک سیستمیک شامل گسترش هرگونه شرایطی است که ثبات یا اعتماد عمومی را در نظام مالی تهدید نماید. طبق تعریف بانک مرکزی اروپا[3] (۲۰۱۰) ، ریسک سیستمیک به‌عنوان ریسک بی‌ثباتی مالی شامل گسترش شرایطی است که باعث به هم ریختن عملکرد یک نظام مالی شود به‌طوری‌که رشد اقتصادی و رفاه دچار آسیب شود.

---

[1] Systemic Risk

[2] Billio, Getmansky, Lo, & Pelizzon

[3] European Central Bank (ECB)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

براساس بررسی‌های صورت گرفته توسط سازمان‌های مالی و اقتصادی بین‌المللی در اروپا، حداقل سه موضوع در مورد بحران‌های مالی و اثرات آن بر اقتصاد بایستی مورد مطالعه دقیق قرار بگیرد. این موضوعات عبارتند از: ۱) میزان هم‌جهت بودن نظام مالی با چرخه‌های تجاری ۲) تحلیل ارتباط درونی نظام مالی با خود سیستم و سایر نظام‌های مالی و همچنین با کل اقتصاد ۳) تعیین عوامل مؤثر بر ریسک سیستمیک.

اهمیت بررسی سیستمی مؤسسات مالی از این جهت است که شکست یک موسسه مالی در ادای تعهدات خود به مشتریان و طلبکاران، می‌تواند منجر به ایجاد آثار نامطلوب برای سایر مؤسسات و کل اقتصاد شود.

شاخص‌های مختلفی برای اندازه‌گیری ریسک سیستمیک توسط محققان و پژوهشگران بکار رفته است. به منظور بررسی و اندازه‌گیری سهم مؤسسات مالی در ریسک سیستمیک، دو روش قابل تمایز است. از یک طرف معیارهای مبتنی بر داده‌های بازار، اعم از بازده سهام و داده‌های سواپ نکول اعتباری[1]. از طرف دیگر، معیارهای مبتنی بر داده‌های ترازنامه‌ای و نهاد تنظیم مقررات. مطابق این روش از داده‌های ترازنامه‌ای مؤسسات مالی به منظور کشف تنش‌ها و وجود مشکلات بالقوه درون یک سیستم مالی استفاده شده است. در ادامه به معرفی برخی از پژوهش‌ها خواهیم پرداخت.

اولین مجموعه از معیارها، بر روی داده‌های بازار تأکید دارند. آدریان و برونر می یر[2](۲۰۱۱) معیار ارزش در معرض خطر[3] (VaR) سنتی را به معیار ارزش در معرض خطر شرطی[4] (CoVaR) توسعه دادند. پیشوند Co به معنای شرطی، سرایت و حرکت همگام است. ارزش در معرض خطر شرطی، زیان کل سیستم مالی را به شرط درماندگی موسسه مالی معین، اندازه می‌گیرد. این شاخص را می‌توان به‌عنوان یک شاخص از پایین به بالا در نظر گرفت چرا که اثرات شوک در سطح یک بنگاه را بر روی کل سیستم اندازه‌گیری می‌کند. آنها سهم مؤسسات مالی در ریسک سیستمیک را به‌صورت تفاضل بین CoVaR به شرطی که موسسه مورد نظر در شرایط اضطرار قرار بگیرد و CoVaR، زمانی که موسسه مورد نظر در شرایط عادی باشد، تعریف نمودند. آنها در کار خود از نماد ΔCoVaR برای نمایش دادن تفاضل استفاده نمودند.

---

[1] Credit Default Swaps

[2] Adrian, & Brunnermeier

[3] Value-at-Risk

[4] Conditional Value at Risk

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

آچاریا و همکاران[1](۲۰۱۷) معیارهای کسری مورد انتظار نهایی[2] (MES) و کسری مورد انتظار سیستمی[3] (SES) را معرفی و تعریف نمودند. سهم نهایی یک موسسه مالی در ریسک سیستمیک، توسط MES، برابر با میانگین تاریخی بازده روزانه سهام آن موسسه است زمانی که بازده روزانه بازار در ۱٪ یا ۵٪ چارک خودش قرار داشته باشد. معیار اخیر نشان‌دهنده حرکت نزولی ریسک یک بنگاه انفرادی مالی در شرایط اضطرار و پریشانی بازار می‌باشد.

براون لس و انگل [4](۲۰۱۲)، آچاریا، انگل و ریچاردسون[5](۲۰۱۲) به همراه انگل، جوندیا و روگینگر[6](۲۰۱۵) معیار کسری مورد انتظار نهایی را با تشکیل سرمایه بازاری و کل بدهی به منظور ساخت شاخص ریسک سیستمیک (SRISK) ترکیب نمودند.

رونگ پی تیا و رونگچارونکیتکال[7] (۲۰۱۱) برای کمی کردن اثرات سرریز ریسک سه بانک تجاری اصلی تایلند بر روی سیستم مالی آن کشور از رگرسیون داده‌های ترکیبی استفاده نمودند. یافته‌های آنها نشان داد که بانک‌های مختلف، ریسک اضافی به سیستم تحمیل می‌کنند و همچنین یافته‌هایی مبنی بر اینکه بانک‌های بزرگ‌تر نقش پررنگ‌تری در ریسک سیستمیک دارند به دست آمد.

بیلیو و همکاران[8] (۲۰۱۲) بر روی داده‌های سری زمانی تمرکز نموده و جهت اندازه‌گیری ریسک سیستمیک، معیار علیت گرنجری را بدین منظور پیشنهاد نمودند.

جیراردی و ارگون[9] (۲۰۱۳) سهم چهار موسسه مالی ایالات متحده را در ریسک سیستمیک اندازه‌گیری و تحلیل نمودند. برخی دیگر از محققین از شاخص CoVaR نامتقارن برای تعیین نقش مؤسسات در شوک‌های مثبت و منفی به سیستم مالی استفاده نموده‌اند.

---

[1] Acharya et al.
[2] Marginal Expected Shortfall
[3] Systemic Expected Shortfall
[4] Brownlees & Engle
[5] Acharya, Engle, & Richardson
[6] Engle, Jondeau, & Rockinger
[7] Roengpitya & Rungcharoenkitkul
[8] Billio et al.
[9] Girardi & Ergün

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

جاهو یون و موون[1] (۲۰۱۴) پس از اینکه سهم بانک‌های کره‌ای را در ریسک سیستمیک این کشور تعیین نمودند (با محاسبه شاخص MES و COVaR)، عوامل تعیین‌کننده شاخص‌های ریسک سیستمیک را نیز مشخص نمودند و در انتها مقدار آستانه‌ای برای مقدار شاخص تعیین نمودند که به‌عنوان یه هشداردهنده سریع بروز ریسک سیستمیک عمل می‌کند. آنها در کار خود از الگوی همبستگی شرطی پویا[2] بدین منظور استفاده نمودند.

پژوهشگران مختلف، معیارهای متفاوتی را برای اندازه‌گیری ریسک سیستمیک مؤسسات مالی و همچنین شناسایی مؤسسات مالی مهم سیستمیک[3] پیشنهاد نموده‌اند.(بیسیاس، فلود و والاونیس[4]، ۲۰۱۲) در یک مطالعه جامع، معیارهای مختلف را ارزیابی نموده است. از بین معیارهای محاسبه شده در مطالعات مختلف، چهار معیار MES، CoVaR، VaR، ΔCoVaR بیش از همه مورد توجه سیاست‌گذاران و نهادهای تنظیم مقررات قرار گرفته است. در این مقاله یکی از مهم‌ترین معیارها یعنی کسری مورد انتظار نهایی در مورد بانک‌های منتخب محاسبه شده و رفتار بانک‌ها در طی زمان و به‌صورت مقطعی تحلیل گردیده است. علاوه بر مطالعات معرفی‌شده، معیارهای دیگری نیز معرفی و محاسبه شده‌اند. به‌عنوان مثالی از مقالات علمی که در این زمینه کار شده است می‌توان به السینگر و همکاران[5] (۲۰۰۶)، آیک من و همکاران[6](۲۰۰۹) و گاتیر و همکاران[7] (۲۰۱۲) اشاره نمود که براساس الگوی شبکه محور برای سیستم بانکی و بازارهای بین بانکی کشورهای اتریش، انگلستان و کانادا صورت گرفته است. برخی از پژوهشگران از CDS[8] به منظور اندازه‌گیری ریسک سیستمیک روزانه استفاده نموده‌اند. سگو ویانو و گودهارت[9](۲۰۰۹) از یک شاخص ثبات بانک برای تخمین وابستگی بین بانکی با استفاده از داده‌های CDS استفاده نمودند. هوانگ و همکاران[10] (۲۰۰۹) شاخصی برای حق بیمه خطر ساختند که در آن از داده‌های بازار مالی مثل احتمال

---

[1] Yun & Moon
[2] DCC(dynamic conditional correlation)
[3] SIFI
[4] Bisias, Flood, Lo, & Valavanis
[5] Elsinger, Lehar, & Summer
[6] Aikman et al.
[7] Gauthier, Lehar, & Souissi
[8] Credit Default Swap
[9] Segoviano Basurto & Goodhart
[10] Huang, Zhou, & Zhu

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

نکول (PD) که از حاشیه CDS مؤسسات به دست می‌آید و بازده قیمتی سهام بانک‌ها به دست می‌آید، استفاده کردند. مورنو و پنا[1] (۲۰۱۳) به این نتیجه رسیدند که حاشیه CDS یک برآوردگر خوب برای ریسک سیستمیک به شمار می‌رود. بیلیو و همکاران (۲۰۱۲) بر روی تجزیه تحلیل عامل اصلی و آزمون علیت گرنجر برای مطالعه همبستگی درونی بین بخش‌های مالی مختلف استفاده نمودند.

در پژوهش حاضر پس از ارائه برخی مطالعات مرتبط با ریسک سیستمیک، روش‌های اندازه‌گیری ریسک سیستمیک و روش‌های اقتصادسنجی مربوطه توضیح داده شده است. بعد از اینکه توصیف داده‌ها و تعریف متغیرها صورت پذیرفت و تفسیر نتایج تحلیل‌ها ارائه شد، جمع‌بندی و پیشنهادات صورت خواهد گرفت.

۲ روش‌شناسی

همان‌طور که در بخش قبل توضیح داده شد، جهت اندازه‌گیری ریسک سیستمیک نظام مالی از روش‌ها و شاخص‌های متفاوتی استفاده شده است که مهم‌ترین آنها عبارتند از ارزش در معرض خطر (VaR)، ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR)، ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی (ΔCoVaR) و شاخص کسری مورد انتظار نهایی (MES). در ادبیات تجربی، برای محاسبه هرکدام از شاخص‌ها از روش‌های رگرسیون کوانتایل و گارچ چند متغیره استفاده شده است. از بین شاخص‌های مختلف که برای محاسبه ریسک سیستمیک استفاده شده است، در این مقاله شاخص MES انتخاب گردیده است. (مقایسه نتایج سایر معیارها با واقعیت موجود نشان داد که معیار MES در بازار مالی ایران نتایج سازگارتری با واقعیات ارائه می‌دهد). این معیار، سهم نهایی موسسه i ام را در ریسک سیستمیک نشان می‌دهد. معیار کسری مورد انتظار نهایی در ابتدا توسط آچاریا و همکاران (۲۰۱۰) پیشنهاد شده و اخیراً توسط براون لس و انگل (۲۰۱۲) به نسخه شرطی توسعه داده شده است. طبق تعریف، کسری مورد انتظار (ES) در سطح α % عبارت است از بازده مورد انتظار در بدترین α % از موارد، ولی می‌توان آن را برای حالت عمومی بسط داد، که در آن شرایط، بازده از مقدار آستانه‌ای C فراتر می‌رود. صریحاً می‌توان کسری مورد انتظار شرطی را به‌صورت زیر تعریف نمود:

[1] Rodríguez-Moreno & Peña

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

$$ES_{m,t}(C) = \mathbb{E}_{t-1}\left(r_{m,t}|r_{m,t} < C\right) = \sum_{i=1}^{N} w_{i,t}\ \mathbb{E}_{t-1}\left(r_{i,t}|r_{m,t} < C\right) \qquad (1)$$

که در آن $w_{i,t}$ وزن بنگاه i ام در اقتصاد در زمان t است. سپس می‌توان با مشتق جزئی گرفتن از آن نسبت به وزن بنگاه مورد نظر در اقتصاد به عبارت زیر رسید:

$$MES_{it}(C) = \frac{\partial ES_{mt}(C)}{\partial w_{i,t}} = \mathbb{E}_{t-1}\left(r_{i,t}|r_{m,t} < C\right) \qquad (2)$$

کسری مورد انتظار نهایی(MES_{it}) را می‌توان به‌عنوان مورد گسترش‌یافته طبیعی مفهوم ارزش در معرض خطر نهایی جوریون[1](۲۰۰۷) به سمت کسری مورد انتظار تعریف نمود.[2]

با پیروی از کار براون لس و انگل (۲۰۱۲)، برای رفتار بازده‌ها، یک فرایند گارچ تک متغیره مطابق زیر در نظر گرفته شده است:

$$r_t = H_t^{1/2} \upsilon_t \qquad (3)$$

که در آن$r_t = (r_{m,t} r_{i,t})$ بیانگر بردار بازده بازار و بنگاه است. ماتریسH_t بیانگر ماتریس واریانس_ کوواریانس شرطی بوده و به‌صورت زیر قابل بیان است:

$$H_t = \begin{pmatrix} \sigma_{m,t}^2 & \sigma_{i,t}\sigma_{m,t}\rho_{i,t} \\ \sigma_{i,t}\sigma_{m,t}\rho_{m,t} & \sigma_{i,t}^2 \end{pmatrix} \qquad (4)$$

و در آن $\sigma_{i,t}$ و $\sigma_{m,t}$ بیانگر انحرافات استاندارد شرطی و $\rho_{i,t}$ همبستگی‌های شرطی هستند. مفروضات خاصی در مورد توزیع دو متغیره ابداعات استانداردشده υ_t وجود ندارد. تنها فرض موجود در اینجا مربوط به $\rho_{i,t}$ است و فرض شده است که این عبارت به‌صورت کامل وابستگی بین بازده بنگاه و بازار را پوشش می‌دهد. این فرض ضمنی بدین مفهوم است که ابداعات استانداردشده ε_{mt} و ξ_{it} در زمان t به‌صورت مستقل توزیع شده‌اند.

با در نظر گرفتن روابط (۳) و (۴) معیار کسری مورد انتظار نهایی به‌عنوان تابعی از سه عامل تلاطم بازده بنگاه، همبستگی آن با بازده بازار و مسیر حرکت دنباله توزیع، خواهد بود.

---

[1] Jorion

[2] محاسبات موجود در این بخش، قسمتی از رساله دکتری نویسنده مسئول است که در آن، نتایج معیارهای مختلف با یکدیگر مقایسه شده است. برای اینکه زمینه مساعد برای مقایسه آنها فراهم شود، معیارهای مختلف را در یک چارچوب مشترک استخراج خواهیم نمود.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

$$MES_{i,t}(C) = \delta_{i,t}\,\rho_{i,t}E_{t-1}\left[\varepsilon_{m,t}\,|\varepsilon_{m,t} < \frac{C}{\delta_{m,t}}\right] + \delta_{i,t}\sqrt{1-\rho_{i,t}^{2}}E_{t-1}\left[\xi_{it}|\varepsilon_{m,t} < \frac{C}{\delta_{m,t}}\right] \quad (۵)$$

ازآنجایی‌که وابستگی بین بازده‌های بازار و بنگاه تماماً توسط همبستگی‌ها نشان داده می‌شود، انتظارات شرطی $E_{t-1}\left[\xi_{it}|\varepsilon_{m,t} < \frac{C}{\delta_{m,t}}\right]$ صفر خواهد بود. جهت تسهیل مقایسه با معیار $\Delta CoVaR$، فرض می‌شود که مقدار آستانه‌ای c در معیار کسری مورد انتظار نهایی (MES) برابر با ارزش در معرض خطر شرطی بازده بازار می‌باشد که به‌صورت $\Pr(r_{m,t} \le VaR_{mt}(\alpha) \mid \mathrm{F}_t) = \alpha$ تعریف شده است. F_t بیانگر اطلاعات در دسترس در زمان t است.

تجزیه چالسکی[1] از ماتریس واریانس‌ـ کوواریانس H_t را به‌صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$H_t^{1/2} = \begin{pmatrix} \sigma_{m,t} & 0 \\ \sigma_{i,t}\rho_{i,t} & \sigma_{i,t}^{2}\sqrt{1-\rho_{it}^{2}} \end{pmatrix} \quad (۶)$$

با در نظرگرفتن (۳)، بازده بازار و بنگاه به شکل زیر قابل بیان خواهد بود:

$$r_{m,t} = \delta_{m,t}\varepsilon_{m,t} \quad (۷)$$

$$r_{i,t} = \delta_{i,t}\rho_{i,t}\varepsilon_{m,t} + \delta_{i,t}\sqrt{1-\rho_{i,t}^{2}}\xi_{it} \quad (۸)$$

برای هر واقعه شرطی C داریم:

$$MES_{i,t}(C) = E_{t-1}\left[r_{i,t}|r_{m,t} < C\right] = \delta_{i,t}\,\rho_{i,t}\,E_{t-1}\left[\varepsilon_{m,t}\,|\varepsilon_{m,t} < \frac{C}{\delta_{m,t}}\right] + \delta_{i,t}\sqrt{1-\rho_{i,t}^{2}}E_{t-1}\left[\xi_{it}|\varepsilon_{m,t} < \frac{C}{\delta_{m,t}}\right] \quad (۹)$$

اگر فرض کنیم که ξ_{it} و $\varepsilon_{m,t}$ مستقل هستند، خواهیم داشت:

[1] Cholesky decomposition

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

$$MES_{i,t}(C) = \delta_{i,t}\,\rho_{i,t}\,E_{t-1}\left[\varepsilon_{m,t}\,|\varepsilon_{m,t}\,< \frac{C}{\delta_{m,t}}\right] \quad (۱۰)$$

که معادل با عبارت زیر است:

$$MES_{i,t}(C) = \delta_{i,t}\,\rho_{i,t}\,E_{t-1}\left[\varepsilon_{m,t}\,|r_{m,t}\,< C\right] \quad (۱۱)$$

درصورتی‌که $\beta_{it} = cov(r_{it}, r_{mt})/var(r_{mt}) = \delta_{i,t}\,\rho_{i,t}\,/\delta_{m,t}$ بیانگر بتای متغیر در زمان مربوط به بنگاه i ام باشد، با جایگذاری معادله β_{it} در معادله (۱۱) نتیجه زیر به دست می‌آید:

$$MES_{i,t}(C) = \beta_{it}\delta_{m,t}\,E_{t-1}\left[\varepsilon_{m,t}\,|r_{m,t}\,< C\right] = \beta_{it}E_{t-1}\left[r_{m,t}\,|r_{m,t}\,< C\right] \quad (۱۲)$$

مطابق (۱۲) MES، به‌صورت محصول بین بتای متغیر در طی زمان و بازده انتظاری بازار در هر مقدار آستانه‌ای c قابل بیان می‌باشد. طبق تعریف، کسری مورد انتظار بازده بازار $ES_{i,t}(\alpha)$ معادل با انتظارات از بازده بازار برای هر مقدار آستانه و آن نیز برابر با ارزش در معرض خطر شرطی خواهد بود. (جوریون،۲۰۰۷)

$$ES_{m,t}(\alpha) = E_{t-1}\left[r_{m,t}\,|r_{m,t}\,< \mathrm{Va}R_{m,t}(\alpha)\right] \quad (۱۳)$$

آنگاه MES، برای حادثه مشخص $C=\mathrm{Va}R_{m,t}(\alpha)$، به‌عنوان محصول بتای متغیر در زمان بنگاه و کسری انتظاری بازده بازار تعریف خواهد شد:

$$MES_{it}(\alpha) = \beta_{it}ES_{mt}(\alpha) \quad (۱۴)$$

بنابراین براساس معادله (۱۴) می‌توان نتیجه زیر را استنباط نمود:

معیار کسری مورد انتظار نهایی موسسه مالی i متناسب با ریسک سیستمیک آن بوده و توسط بتای متغیر در زمان آن بنگاه اندازه‌گیری می‌شود. ضریب تناسبی عبارت خواهد بود از کسری مورد انتظار از بازار به‌صورت زیر:

$$MES_{it}(\alpha) = \beta_{it}ES_{mt}(\alpha) \quad (۱۵)$$

که در آن بتا برابر با نسبت کواریانس بازده بنگاه و بازار بر روی واریانس بازده بازار است. تعریف اخیر دارای دو دلالت اصلی است.

۱. در یک زمان مشخص، رتبه‌بندی ریسک سیستمیک یک موسسه مالی مطابق با معیار MES (از نظر قدر مطلق) دقیقاً معادل با رتبه‌بندی خواهد بود که از طریق مرتب کردن

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

آنها براساس بتای آنها به دست آمده است. در واقع ازآنجایی‌که کسری مورد انتظار (ES) سیستم، به ویژگی‌های بنگاه وابسته نیست، هر چقدر حساسیت بازده یک بنگاه نسبت به بازده بازار بالا باشد، بنگاه از نظر سیستمیک دارای ریسک بالایی خواهد بود. متعاقباً براساس مفروضات ما شناسایی مؤسسات مالی مهم از نظر سیستم (SIFIs) با استفاده از شاخص MES معادل با در نظرگرفتن مؤسسات مالی با بتای بزرگ‌تر خواهد بود.

۲. برای یک موسسه مالی مشخص، برش زمانی مربوط به ریسک سیستمیک که توسط MES اندازه‌گیری می‌شود ممکن است با مقدار اندازه‌گیری شده از ریسک سیستماتیک آن (بتای شرطی) متفاوت باشد. ازآنجایی‌که ES بازار ممکن است در طی زمان ثابت نباشد، این امکان وجود دارد که پیش‌بینی ریسک سیستمیک بنگاه i ام برای پیش‌بینی رتبه و سهم آن در ریسک سیستمیک در آینده کافی نباشد.

باید توجه نمود که قدرت و اعتبار مطالب اخیر نسبت به انتخاب مقدار آستانه‌ای c –که بحران‌های سیستم را معین می‌کند– حساس می‌باشد. برای هر مقدار از c که در بازه R انتخاب شود، معیار کسری مورد انتظار نهایی متناسب با بتای متغیر در طی زمان است. تنها تفاوت ایجادشده به ازای c های مختلف، مربوط به ضریب تناسبی $E_{t-1}[r_{m,t}\,|r_{m,t} < C]$ می‌باشد. درصورتی‌که $C \neq VaR_{mt}(\alpha)$ باشد، این ضریب تناسبی با کسری مورد انتظار سیستم متفاوت خواهد بود. ولی در هر حال این ضریب برای همه بنگاه‌ها مشترک است.

جهت محاسبه MES و بتا برای هرکدام از بانک‌ها، از روش تخمین استفاده شده در کار براون لس و انگل (۲۰۱۲) و همچنین معادلات (۲) و (۳) بهره گرفته شده است. واریانس‌های شرطی σ_{it}^2 و σ_{mt}^2 توسط تصریح TGARCH مدل‌سازی شده‌اند(رابمنانجارا و زاکواین[1]، ۱۹۹۳). همبستگی‌های متغیر در طی زمان ρ_{jt} توسط مدل DCC نامتقارن مدل‌سازی شده است. مدل در دو مرحله برآورد شده است (شبه حداکثر راست نمایی)[2]. پس از به دست آوردن همبستگی‌ها ($\widehat{\rho_{it}}$) و واریانس‌ها ($\widehat{\sigma_{mt}^2}$) و ($\widehat{\sigma_{it}^2}$)، بتا و MES با فرض اینکه چارچوب مشترک تعریف شده برقرار شده باشد، به دست آمده‌اند. جهت برآورد MES با پیروی از کار براون لس و انگل، از روش تخمین ناپارامتری کرنل استفاده شده و مقدار آستانه‌ای c نیز معادل با ارزش در معرض خطر آن بانک در نظرگرفته شده است (اسکایلت[3]، ۲۰۰۵).

---

[1] Rabemananjara & Zakoian

[2] Quasi Maximum Likelihood

[3] Scaillet

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

۱.۲ الگوی DCC

انگل[1](۲۰۰۲) فرض ثابت بودن همبستگی‌های شرطی را در نظر نگرفت و الگوی DCC را که الگوی همبستگی‌های شرطی پویا اطلاق می‌گردد را ارائه نمود. در این الگو به ماتریس همبستگی اجازه تغییر در طی زمان داده می‌شود. این الگو به طور گسترده و به سهولت برای محاسبات تکمیلی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در تعریف ماتریس، فرق چندانی بین الگوی DCC و CCC وجود ندارد و در این الگو هم ماتریس، ماتریس واریانس ـ کواریانس است.

$$\varepsilon_t|\phi_{t-1} \sim N(0,H_t) \sim N(0,D_tR_tD_t) \qquad (۱۶)$$
$$H_t = D_tR_tD_t$$

در الگوی DCC، ماتریس قطری نوسانات (انحراف معیار) شرطی متغیر با زمان D_t مانند الگوی CCC است و از یک فرآیند GARCH تک متغیره استخراج گردیده است که در بیان ماتریسی به رابطه ۱۰ قابل بازنویسی است.

$$D_t^2 = diag(a_{0,i}) + diag(a_{1,i}) o \varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1} + diag(b_{1,i}) o D_{t-1}^2 \qquad (۱۷)$$

عملگر o ، نشانه ضرب عضو در عضو (عضو در عضو متناظر) ماتریس‌ها در یکدیگر است. همچنین $u_t = D_t^{-1}\varepsilon_t$ می‌باشد. تنها تفاوت مدل DCC و CCC در متغیر با زمان بودن ماتریس همبستگی شرطی پسماندها یعنی R_t است.

۳ داده‌ها

از بین بانک‌های ایرانی، ۱۶ بانک در بورس اوراق بهادار تهران و بازار فرابورس پذیرفته شده و در حال فعالیت هستند. درصورتی‌که همه بانک‌های پذیرفته شده در بورس وارد تحلیل شوند، بازه زمانی مشترک برای تحلیل کاهش خواهد یافت، بدین دلیل از بین آنها ۶ بانک که بیشترین سهم را از نظر دارایی و بزرگی در اختیار دارند و زمان زیادی از ورود آنها به بورس گذشته است (در نتیجه داده‌های زیادی از آنها در دسترس است)، انتخاب شده و مورد تجزیه‌وتحلیل قرار خواهند گرفت. بررسی ادبیات پژوهش نشان می‌دهد که اندازه بانک‌ها و مؤسسات مالی، یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر روی سهم بانک‌ها در ریسک سیستمیک

[1] Engle

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

بوده است (دی جونگ و همکاران[1]،۲۰۱۵) (انگل و همکاران، ۲۰۱۵) (گیراردی و اورگان[2]، ۲۰۱۳)(یون و موون[3]، ۲۰۱۴). جدول ۱ لیست بانک‌های منتخب و نماد هرکدام در جداول را نشان می‌دهد. برای راحتی کار، در جداول و شکل‌ها به جای استفاده از نام هر بانک، از شماره تخصیص داده شده استفاده نموده‌ایم. از بین ۶ بانک منتخب، بیشترین داده مربوط به بانک کارآفرین است که از مرداد ۱۳۸۲ شروع می‌شود. برای اینکه تحلیل‌ها از اعتبار بالایی برخوردار باشد، بازه زمانی مشترک را برای همه بانک‌ها انتخاب نمودیم. نهایتاً بازه زمانی ما از خرداد ۱۳۸۸ تا اردیبهشت ۱۳۹۵ (۲۰۱۶-۲۰۰۹) بوده است. به دلیل جهانی بودن تحلیل‌ها، زمان داده‌ها در جداول به میلادی وارد شده است. در این پژوهش ریسک سیستمیک نظام بانکی ایران در بازه فوق بررسی شده است. در این بازه اطلاعات مربوط به قیمت و بازده قیمتی مربوط به هر بانک و همچنین شاخص بازار به‌عنوان اطلاعات پایه تحلیل استفاده شده است. خلاصه آماره‌های توصیفی مربوط به هر بانک و شاخص بازار نیز در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۱

معرفی بانک‌های منتخب در پژوهش

نماد	نام بانک
بانک ۱	بانک ملت
بانک ۲	بانک پارسیان
بانک ۳	بانک صادرات
بانک ۴	بانک تجارت
بانک ۵	بانک اقتصاد نوین
بانک ۶	بانک کارآفرین

[1] De Jonghe, Diepstraten, & Schepens

[2] Girardi & Ergün

[3] Yun & Moon

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

جدول ۲

بازده قیمتی روزانه شاخص بازار و بانک‌های منتخب در بازه زمانی ۲۰۱۶ـ۲۰۰۹ (درصد)

	شاخص بازار	بانک ۱	بانک ۲	بانک ۳	بانک ۴	بانک ۵	بانک ۶
میانگین	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۰۴	۰/۱۳	۰/۰۹	۰/۱۰	۰/۱۰
حداقل	ـ۵/۵	ـ۲۵/۴۳	ـ۱۰/۷۳	ـ۶/۲۵	ـ۲۳/۹۵	ـ۱۲/۷۶	ـ۱۱/۸۷
حداکثر	۵/۴	۹/۳	۸/۳۶	۱۷/۲۳	۱۵/۰۲	۳۴/۰۶	۷/۸۱
انحراف معیار	۰/۷۳	۱/۸۴	۱/۷۷	۱/۹۳	۲/۱۱	۲/۰۲	۱/۸۵

منبع: محاسبات پژوهش

مطابق جدول ۲ می‌توان مشاهده نمود که شاخص بازار در طی زمان نمونه، روزانه به‌طور میانگین ۰/۱۲ درصد بازده قیمتی داشته است. حداقل و حداکثر بازدهی شاخص بازار به ترتیب منفی ۵/۵ و ۵/۴ـ درصد بوده است. در طی هفت سال بازه زمانی نمونه مورد بررسی، شاخص بازار انحراف معیار ۰/۷۳ درصد را داشته است. مطابق آماره‌های محاسبه شده، بیشترین میانگین بازدهی روزانه مربوط به بانک ۳ با ۰/۱۳ درصد و کمترین میانگین بازدهی روزانه مربوط به بانک ۲ با ۰/۰۴ درصد بوده است. همچنین کمترین انحراف معیار را بانک ۲ و بیشترین انحراف معیار را بانک ۴ در بازدهی داشته‌اند.

۴ تحلیل نتایج تجربی

همان‌طور که در بخش‌های قبل توضیح داده شد، جهت محاسبه شاخص کسری مورد انتظار نهایی[1] (MES) از مدل گارچ چند متغیره[2] استفاده شده است. جهت محاسبه MES و بتا برای هرکدام از بانک‌ها، از روش تخمین استفاده شده در کار براون‌لس و انگل (۲۰۱۲) و همچنین معادلات (۲) و (۳) بهره گرفته شده است.واریانس‌های شرطی $\sigma_{it}^{۲}$ و $\sigma_{mt}^{۲}$ توسط تصریح TGARCH نامتقارن مدل‌سازی شده‌اند (رابمنانجارا و زاکواین،۱۹۹۳). همبستگی‌های متغیر در طی زمان ρ_{jt} توسط مدل DCC نامتقارن مدل‌سازی شده است. مدل در دو مرحله برآورد شده است (شبه حداکثر راست نمایی)[3]. پس از به دست آوردن همبستگی‌ها ($\widehat{\rho_{it}}$) و واریانس‌ها ($\widehat{\sigma_{mt}^{۲}}$) و ($\widehat{\sigma_{it}^{۲}}$)، بتا و MES با فرض اینکه چارچوب مشترک تعریف شده برقرار شده باشد، به دست آمده‌اند. جهت برآورد MES با پیروی از کار براون لس و انگل، از روش تخمین ناپارامتری کرنل استفاده شده و مقدار آستانه‌ای c نیز معادل با ارزش

[1] MES

[2] Multivariate GARCH

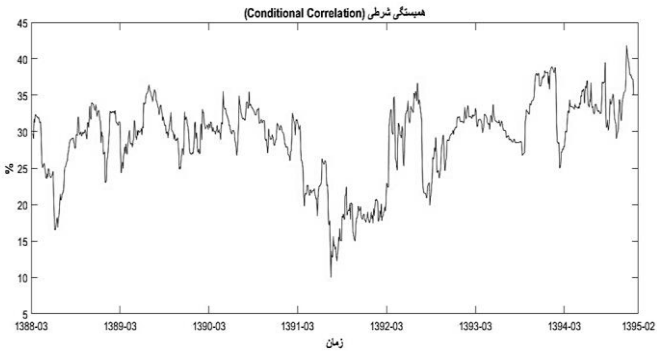
[3] Quasi Maximum Likelihood

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

در معرض خطر آن بانک در نظر گرفته شده است. (اسکایلت،۲۰۰۵) تحلیل‌ها و محاسبات با به‌کارگیری نرم‌افزارهای MATLAB و STATA صورت گرفته است. به جهت اینکه ضرایب مدل همبستگی پویای شرطی در تحلیل نهایی قابلیت کاربرد ندارد و باقیمانده‌ها و انحراف معیارهای مدل جهت محاسبات نهایی استفاده خواهد شد، نتایج مراحل میانی در متن مقاله منعکس نگردیده و فقط محاسبات نهایی نمایش داده شده است (نتایج تخمین مدل همبستگی پویای شرطی حاکی از آن است که کلیه ضرایب معنی‌دار است). در شکل‌های ۱ تا ۳ به ترتیب همبستگی شرطی و تلاطم شرطی در طی زمان رسم شده است. همبستگی، یک معیار آماری است و نشان می‌دهد که دو یا چند متغیر تا چه حد با یکدیگر نوسان می‌کنند. این نمودار همبستگی شرطی دارای همان مفهوم آماری است منتها شرط بروز حوادث سیستمیک نیز در آن اعمال شده است.همان‌طور که شکل ۱ نشان می‌دهد، همبستگی شرطی در طی زمان نوسان زیادی از خود بروز داده است (این شکل، از رسم میانه تلاطم شرطی روزانه بانک‌ها به دست آمده است) این شکل بین ۹/۹٪ و ۴۱٪ در نوسان بوده است. براساس مطالعات صورت گرفته، در زمان ناپایداری مالی، همبستگی شرطی میل به افزایش دارد. با نگاهی به نمودار همبستگی شرطی می‌توان متوجه شد که تا اواخر سال ۲۰۱۲ میلادی (دی ماه سال ۱۳۹۱) در دو مقطع زمانی با افت شدید نمودار مواجه شده است. (در مهر ماه سال ۸۸ و در دی ماه ۱۳۹۱). به دلیل اینکه پس از افت نمودار، بلافاصله به سطح عادی خود برگشته است، این افت در نمودار نمی‌تواند ماهیت سیستمیک داشته باشد. این نمودار در دو مقطع زمانی با افزایش پایدار و مداوم روبه‌رو بوده است. اولین افزایش همبستگی شرطی متغیر در زمان، مربوط به هیجانات پس از انتخابات خرداد ۱۳۹۲ بوده که نمی‌تواند ماهیت سیستمیک داشته باشد. مورد بعدی افزایش همبستگی شرطی نیز مربوط به زمان شروع مذاکرات هسته‌ای بوده و ماهیت سیستمیک نداشته است. کمترین مقدار این شاخص مربوط به نهم دی ماه سال ۱۳۹۱ بوده است. با بررسی موارد غیرعادی افزایش یا کاهش در نمودار همبستگی شرطی می‌توان متوجه شد که در اکثر اوقات، زمانی که نمودار همبستگی شرطی با کاهش متوالی روبه‌رو بوده است شاخص بازار با رونق و افزایش بازده مواجه بوده است (۰۸ـ ۲۰۰۹). همچنین در مورد غیرعادی دیگر (۲۰۱۲-۰۹) زمانی که همبستگی شرطی افت غیرعادی داشته است، بازار شاهد رشد بوده و عمده سهم بانکی بازار با رشد بازده مواجه بوده‌اند که نشان از سیستمیک نبودن این افت بوده است و بلافاصله به سطح خود بازگشته‌اند. یکی از معیارهای آماری که پراکندگی بازده یک دارایی یا شاخص بازار را نشان می‌دهد، نوسان یا تلاطم شرطی است. تلاطم می‌تواند با استفاده از انحراف معیار یا واریانس بین بازده‌ها از یک دارایی مشخص محاسبه شوند. هر چه تلاطم یک دارایی بیشتر باشد، دارایی مورد نظر

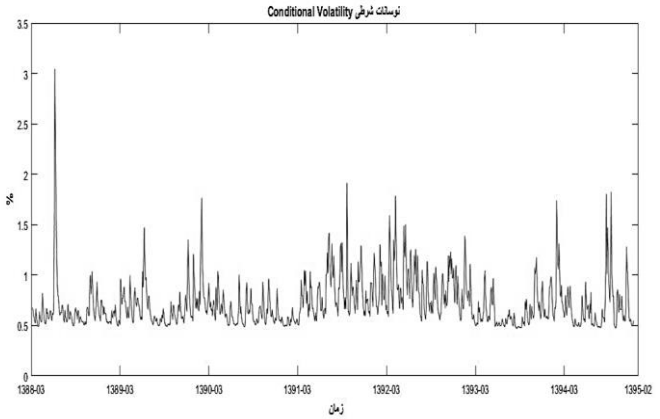
[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

ریسکی‌تر خواهد بود. جهت بررسی و شناسایی حوادث و زمان‌های سیستمیک، نمودار تلاطم شرطی رسم شده است. با دقت در شکل ۲ که مربوط به تلاطم شرطی است می‌توان سه مقطع حساس را شناسایی نمود. نخستین و مهم‌ترین مقطع بحرانی از نظر ریسک سیستمیک، زمان مربوط به اردیبهشت ماه ۱۳۹۰ (۲۰۱۱) که یکی از زمان‌های بحرانی بازار بوده است، می‌باشد. دومین مقطع بحرانی از نظر ریسک سیستمیک خرداد ۱۳۹۲ (۲۰۱۳) و سومین زمان بحرانی مربوط به فروردین ۱۳۹۴ (۲۰۱۵) است. شکل ۳ همان نمودار تلاطم شرطی است ولی با این تفاوت که اتفاقات مهم سیستمیک بر روی شکل منعکس شده است. همان‌طور که از شکل ۳ بر می‌آید، سه دسته از عوامل باعث افزایش ناگهانی در شکل تلاطم شرطی شده است. دسته اول مربوط به انواع تحریم‌های بانکی و مالی،دسته دوم مربوط به سیاست‌های بانک مرکزی و دسته سوم مربوط به هیجانات بازار (مانند خرداد ۱۳۹۲) بوده است. دو دسته نخست می‌تواند به‌عنوان حوادث سیستمیک تلقی گردد درحالی‌که افزایش تلاطم اگر به دلیل هیجانات بازار باشد، نمی‌تواند به‌عنوان حادثه سیستمیک تلقی گردد.

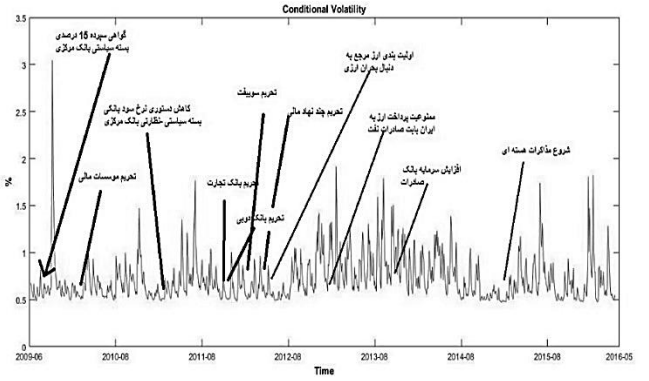


شکل ۱. همبستگی شرطی در طی زمان (منبع: محاسبات پژوهش)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]



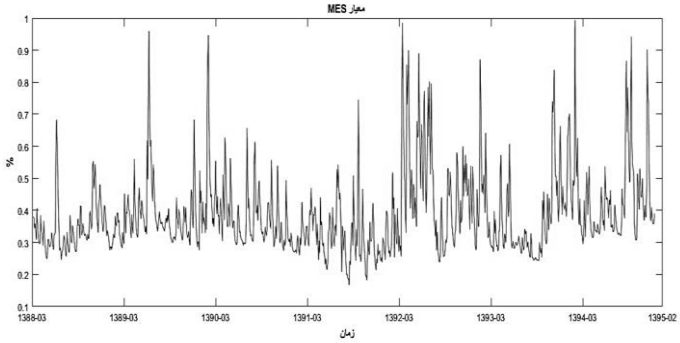
شکل ۲. نمودار تلاطم شرطی یا نوسان شرطی بازده قیمتی بانک‌ها در طی زمان (میانه تلاطم روزانه بانک‌ها) (منبع: محاسبات پژوهش)



شکل ۳. بررسی اتفاقات مؤثر بر ریسک سیستمیک اقتصاد ایران (منبع: محاسبات پژوهش)

پس از اینکه نمودارهای مربوط به همبستگی شرطی و تلاطم شرطی ارائه و نتایج آن تفسیر شد، به تفسیر نتایج مرتبط با شاخص کسری مورد انتظار پرداخته می‌شود. با به‌کارگیری الگوی همبستگی شرطی پویا، شاخص کسری مورد انتظار روزانه برای بانک‌های منتخب محاسبه شد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

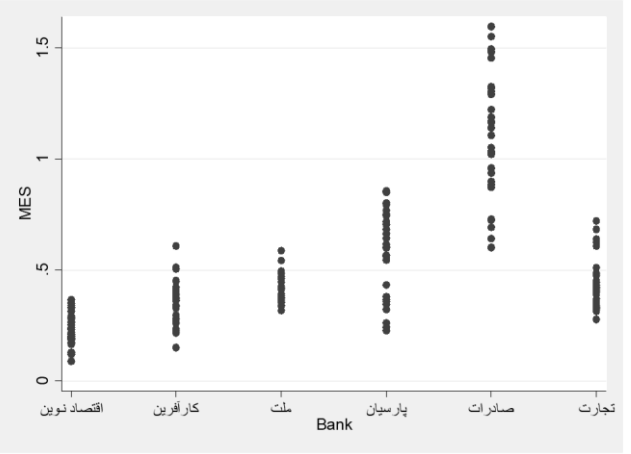


شکل ۴. معیار MES روزانه بانک‌ها (براساس میانه معیار روزانه بانک‌ها) (منبع: محاسبات پژوهش)

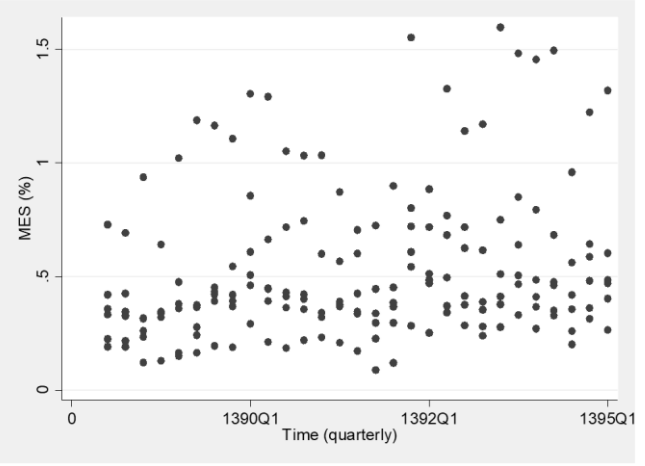
نمودار شاخص کسری مورد انتظار حاکی از آن است که در چهار مقطع حساس، این شاخص مقادیر بالایی را نشان می‌دهد. طبق تعریف، شاخص MES عبارت است از زیان انتظاری موسسه مالی مشخص، به شرط آنکه در یک دوره زمانی معین، بازار به زیر مقدار آستانه‌ای افت نماید (افت ۲٪ بازده بازار در یک روز). با دقت در تعریف ارائه شده می‌توان متوجه شد که هر چه شاخص MES برای یک موسسه مالی بالاتر باشد، نشان می‌دهد که آن موسسه سهم بالایی در ریسک سیستمیک نظام مالی داشته است. جهت رسم نمودار ۴، روند محاسبات بدین ترتیب بوده است که در گام نخست، معیارکسری مورد انتظار نهایی به‌صورت روزانه برای بانک‌های منتخب، محاسبه شده است. در گام بعدی میانه روزانه معیار MES برای کل سیستم محاسبه شده و نمودار آن رسم شده است. شکل ۴ میانه این شاخص را برای بانک‌های منتخب نشان می‌دهد. با تحلیل شکل ۴ می‌توان وضعیت کلی بانک‌های منتخب (به‌عنوان عضوی از یک سیستم مالی) را تحلیل نموده و مقاطع بحرانی که هرکدام از بانک‌ها سهم بالایی در بروز ریسک سیستمیک داشته‌اند را شناسایی نمود. این حوادث مربوط به فروردین ماه سال ۱۳۹۰، شهریور ماه ۱۳۸۸، شهریور ماه ۱۳۹۱ و مهرماه ۱۳۹۲ می‌باشد.

شکل‌های ۵ و ۶ به ترتیب ناهمگنی شاخص کسری مورد انتظار نهایی را در بین بانک‌ها و در طول زمان نشان می‌دهد. در بین بانک‌های منتخب، در تحلیل مقطعی، بانک‌های صادرات ناهمگنی بیشتر و بانک ملت ناهمگنی کمتری را نشان می‌دهند. بخشی از این ناهمگنی می‌تواند به تحریک‌پذیری این بانک‌ها در مقابل بحران‌های مالی به وجود آمده مرتبط باشد. با دقت در نمودار ناهمگنی در طول زمان می‌توان مشاهده نمود که بیشترین تجمع در نزدیکی عدد ۰/۵٪ بوده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]



شکل ۵. ناهمگنی شاخص ریسک سیستمیک در بین بانک‌ها (منبع: محاسبات پژوهش)



شکل ۶. ناهمگنی شاخص ریسک سیستمیک در طول زمان (منبع: محاسبات پژوهش)

یکی از اهداف اصلی مقاله حاضر، محاسبه شاخص ریسک سیستمیک هر بانک و رتبه‌بندی بانک‌ها از نظر پتانسیل آسیب‌پذیری آنها می‌باشد. معیار ریسک سیستمیک برای هر بانک به‌صورت روزانه محاسبه شده است. با توجه به مقاطع بحرانی شناسایی شده در تحلیل MES کلی، همبستگی شرطی و تلاطم شرطی (σ_{it}^{2} و $\widehat{\rho_{it}}$) ، چند مقطع حساس شناسایی گردید.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

جدول ۳ شاخص محاسبه شده برای هر بانک را نشان می‌دهد. اعداد موجود در جدول ۳ در بازه‌های زمانی چهارگانه، حاصل میانگین‌گیری از MES روزانه در بازه زمانی مشخص است. جدول ۳ عدد معیار محاسبه شده برای هر بانک را به‌صورت درصد نشان می‌دهد. به‌عنوان نمونه، عدد ۰/۳۹ بدین مفهوم است که در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۰، معیار ریسک سیستمیک برای بانک ۱ به‌صورت متوسط ۰/۳۹ درصد بوده است. به عبارت بهتر به‌صورت متوسط در بازه زمانی اول، به شرط آنکه بازده بازار به زیر ارزش در معرض خطر خود افت نماید، انتظار زیان ۰/۳۹ درصدی از بازده بانک ۱ داشته‌ایم. با توجه به اتفاقات سیستمیک رخ داده از روی نتایج، سه مقطع زمانی مهم شناسایی شده و بر اساس آن چهار دوره زمانی برای بررسی عملکرد بانک‌ها از نظر سهمشان در ریسک مشخص گردیده است. ستون اول میانگین شاخص روزانه کسری مورد انتظار نهایی را تا سال ۱۳۹۰ (مهم‌ترین اتفاق سیستمیک) نشان می‌دهد. ستون دوم میانگین این شاخص را از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲، بازه‌ی سوم مربوط به فاصله زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۴ و بازه آخر مربوط به سهم بانک‌ها در ریسک سیستمیک در انتهای دوره مورد بررسی یعنی از سال ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۵ است و ستون آخر، میانگین کل دوره را نشان می‌دهد. براساس نتایج این جدول، رتبه‌بندی بانک‌ها صورت گرفته است که جدول ۴ این رتبه‌بندی نشان داده شده است. براساس اعداد گزارش‌شده در ستون بازه اول جدول ۳، به شرط افت بازده بازار به زیر مقدار آستانه‌ای (در تحلیل ما، ارزش در معرض خطر) بیشترین زیان انتظاری مربوط به بانک شماره ۳ با ۱/۰۱ درصد بوده است. یعنی در بازه اول بیشترین سهم را در ریسک سیستمیک (درماندگی بازار) بانک صادرات داشته است. با در نظرگرفتن سهم بانک‌ها در ریسک سیستمیک در بازه‌ها و درکل دوره، رتبه‌بندی بانک‌ها صورت گرفته است. جدول ۴ رتبه‌بندی بانک‌ها را در بروز ریسک سیستمیک نشان می‌دهد. هر چه رتبه بانک کمتر باشد، بانک مورد نظر سهم بیشتری در بروز ریسک سیستمیک داشته است. مطابق جدول ۴، بانک ۳ بالاترین رتبه را در بروز ریسک سیستمیک داشته است. بانک ۳ (بانک صادرات) در همه دوره‌ها رتبه اول از نظر سهم در بروز ریسک سیستمیک و درکل دوره بالاترین رتبه را به خود اختصاص داده است. رتبه‌بندی بقیه بانک‌ها در دوره‌های زمانی و درکل بازه در جدول مشخص شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

جدول ۳

معیار عددی ریسک سیستمیک بانک‌ها به تفکیک بازه‌های زمانی- میانگین در بازه

بانک	بازه اول ۱۳۹۰-۱۳۸۸	بازه دوم ۱۳۹۲-۱۳۹۰	بازه سوم ۱۳۹۴-۱۳۹۲	بازه چهارم ۱۳۹۵-۱۳۹۴	در کل دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۷
بانک ۱	۰/۳۹	۰/۵۵	۰/۷۴	۰/۶۸	۰/۵۷
بانک ۲	۰/۳۸	۰/۳۹	۰/۴۴	۰/۵۰	۰/۴۱
بانک ۳	۱/۰۱	۰/۹۳	۱/۲۸	۱/۳۴	۱/۱۰
بانک ۴	۰/۳۹۱	۰/۳۹۴	۰/۵۶	۰/۴۴۲	۰/۴۴۶
بانک ۵	۰/۱۷۶	۰/۱۷۵	۰/۲۸	۰/۳۱	۰/۲۲
بانک ۶	۰/۳۱	۰/۳۶	۰/۴۳	۰/۳۲	۰/۳۶

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۴

رتبه بانک‌ها در بروز ریسک سیستمیک براساس معیار MES

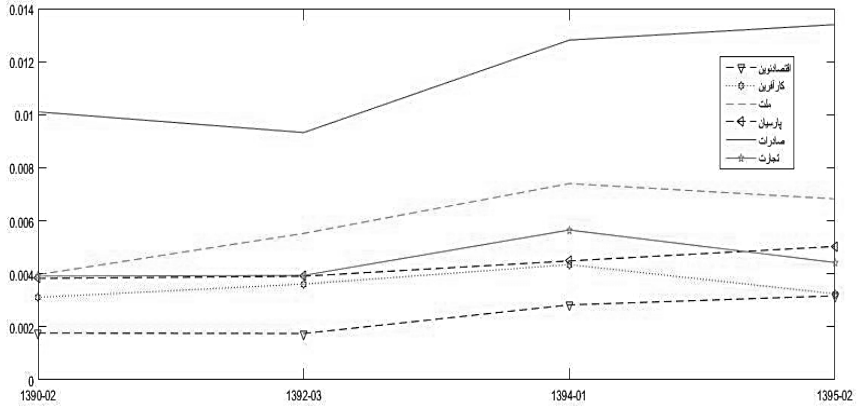
بانک	بازه اول ۱۳۹۰-۱۳۸۸	بازه دوم ۱۳۹۲-۱۳۹۰	بازه سوم ۱۳۹۴-۱۳۹۲	بازه چهارم ۱۳۹۵-۱۳۹۴	در کل دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۷
بانک ۱	۲	۲	۲	۲	۲
بانک ۲	۴	۴	۴	۳	۴
بانک ۳	۱	۱	۱	۱	۱
بانک ۴	۳	۳	۳	۴	۳
بانک ۵	۶	۶	۶	۶	۶
بانک ۶	۵	۵	۵	۵	۵

منبع: یافته‌های پژوهش.

به جهت بررسی عملکرد بانک‌ها در طی زمان، شاخص ریسک سیستمیک بانک‌ها در طول زمان رسم شده است. این روند که به‌صورت مقایسه‌ای در شکل ۷ رسم شده؛ روند هرکدام از بانک‌ها را نشان می‌دهد. مطابق این نمودار، بانک ۳ همواره از نظر عددی مقدار بالایی داشته و با وجود آنکه تا سال ۹۲ روند نزولی داشته است، پس از آن شیب صعودی داشته است. بانک ۱ به همراه دو بانک دیگر در سال‌های اخیر روند نزولی را داشته‌اند. این شکل به خوبی عملکرد بانک‌ها را از نظر پتانسیل در انتقال و تأثیرپذیری از بحران‌های مالی را نشان می‌دهد. بررسی و تحلیل دقیق این نمودار به مدیران بانک‌ها و بانک مرکزی کمک می‌نماید تا رفتار ریسکی بانک‌ها را در طی زمان تجزیه تحلیل نمایند. این نمودار دارای دو دلالت می‌باشد. دلالت اول سطح ریسکی بودن بانک را از نظر سیستمیک نشان می‌دهد. به

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

عبارت بهتر، هر چه نمودار در سطح بالایی قرار داشته باشد، آن بانک سهم بالاتری در ریسک سیستمیک داشته است. دلالت دوم، روند حرکتی و بهبود سهم بانک‌ها در ریسک سیستمیک در طی زمان را نشان می‌دهد. برخی بانک‌ها در برخی بازه‌های زمانی دارای شیب نزولی هستند و این به مفهوم کاهش سهم آن بانک در ریسک سیستمیک بوده است. در بازه‌هایی که نمودار بانک نزولی است، نشان از عملکرد مناسب بانک از نظر سهم در ریسک سیستمیک داشته است.



شکل ۷. بررسی روند شاخص ریسک سیستمیک بانک‌ها در طول زمان (منبع: محاسبات مقاله)

۵ نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مقاله جهت بررسی ریسک سیستمیک نظام بانکی، با استفاده از الگوی همبستگی شرطی پویا، شاخص کسری مورد انتظار نهایی محاسبه شده است. الگوی همبستگی شرطی پویا یکی از روش‌های مبتنی بر گارچ چند متغیره است. این مقاله علاوه بر اینکه شاخص ریسک سیستمیک را برای بانک‌های منتخب محاسبه نموده و آنها را رتبه‌بندی کرده است، به بررسی رفتار و عملکرد بانک‌ها در طی زمان منتخب پرداخته است. نتایج به دست آمده، عملکرد بانک‌ها را در مواجهه با بحران‌های مالی نشان می‌دهد نتایج نشان داد در زمان وقوع بحران‌های مالی جهانی، بانک‌های داخلی از آن تأثیر نپذیرفته‌اند. بانک ملت همواره به دلیل اینکه در بین بانک‌های پذیرفته شده در بورس، بزرگ‌ترین بانک از نظر دارایی می‌باشد، به همراه بانک صادرات بیشترین سهم را در بروز ریسک سیستمیک داشته است. براساس یافته‌های این پژوهش می‌توان بانک‌هایی که بیشترین سهم را در بروز ریسک سیستمیک

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

داشته‌اند را شناسایی نموده و اقدامات پیشگیرانه‌ای در جهت کاهش این نقش را به انجام رساند. جهت مقاوم‌سازی نظام بانکی در مقابل بروز بحران‌های مالی بایستی ابتدا مؤسسات مالی مستعد بی‌ثباتی را شناسایی نمود و سپس راهکارهایی به جهت ایمن‌سازی نظام مالی پیشنهاد نمود. در این مقاله نخستین گام در راستای شناسایی گلوگاه‌های بی‌ثباتی مالی برداشته شده است. گام‌های بعدی می‌تواند شناسایی عوامل مؤثر بر بروز ریسک سیستمیک نظام مالی و همچنین ارائه راهکارهایی برای مقابله با اثرات نامطلوب بحران‌های مالی بر نظام مالی کشور باشد.

فهرست منابع

Acharya, V., Engle, R., & Richardson, M. (2012). Capital shortfall: A new approach to ranking and regulating systemic risks. *The American Economic Review*. 102(3), 59-64.

Acharya, V. V., Pedersen, L. H., Philippon, T., & Richardson, M. (2017). Measuring systemic risk. *The Review of Financial Studies*, 30(1), 2-47.

Adrian, T., Brunnermeier, M. K. (2011). *CoVaR*. NBER Working Paper, No. 17454.

Aikman, D., Alessandri, P., Eklund, B., Gai, P., Kapadia, S., Martin, E., & Willison, M. (2009). Funding liquidity risk in a quantitative model of systemic stability.

Billio, M., Getmansky, M., Lo, A. W., & Pelizzon, L. (2012). Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors. *Journal of Financial Economics*. 104(3), 535-559.

Bisias, D., Flood, M., Lo, A. W., & Valavanis, S. (2012). A survey of systemic risk analytics. *Annu. Rev. Financ. Econ*. 4(1), 255-296.

Brownlees, C. T., & Engle, R. F. (2012). Volatility, correlation and tails for systemic risk measurement [J/OL].

De Jonghe, O., Diepstraten, M., & Schepens, G. (2015). Banks' size, scope and systemic risk: What role for conflicts of interest? *Journal of Banking & Finance*. 61, S3-S13.

Elsinger, H., Lehar, A., & Summer, M. (2006). Risk assessment for banking systems. *Management science*. 52(9), 1301-1314.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

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., Jondeau, E., & Rockinger, M. (2015). Systemic risk in Europe. *Review of Finance*. 19(1), 145-190.

Gauthier, C., Lehar, A., & Souissi, M. (2012). Macroprudential capital requirements and systemic risk. *Journal of Financial Intermediation*. 21(4), 594-618.

Girardi, G., & Ergün, A. T. (2013). Systemic risk measurement: Multivariate GARCH estimation of CoVaR. *Journal of Banking & Finance*. 37(8), 3169-3180.

Huang, X., Zhou, H., & Zhu, H. (2009). A framework for assessing the systemic risk of major financial institutions. *Journal of Banking & Finance*. 33(11), 2036-2049.

Jorion, P. (2007). *Financial risk manager handbook* (Vol. 406): John Wiley & Sons.

Rabemananjara, R., & Zakoian, J. M. (1993). Threshold ARCH models and asymmetries in volatility. *Journal of Applied Econometrics*. 8(1), 31-49.

Rodríguez-Moreno, M., & Peña, J. I. (2013). Systemic risk measures: The simpler the better? *Journal of Banking & Finance*. 37(6), 1817-1831.

Roengpitya, R., & Rungcharoenkitkul, P. (2011). Measuring systemic risk and financial linkages in the Thai banking system. *Systemic Risk, Basel III, Financial Stability and Regulation.*

Scaillet, O. (2005). Nonparametric estimation of conditional expected shortfall. *Insurance and Risk Management Journal*. 74(1), 639-660.

Segoviano Basurto, M., & Goodhart, C. (2009). *Banking stability measures*. IMF working papers, 1-54.

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.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]