فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی
سال یازدهم، شماره ۳۶، تابستان ۱۳۹۷
صفحات ۱۸۳ ـ ۲۱۰

مدل‌سازی و برآورد ریسک سیستم بانکی در قالب یک مدل شبکه‌ای و با استفاده از سنجه CoVaR

سید جلال صادقی شریف [*]
علی استادهاشمی [‡]
علی سوری [†]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۳/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۹/۰۶

چکیده

در این مقاله به‌منظور تبیین ریسک سیستمی نظام بانکی کشور یک مدل شبکه‌ای چندلایه سیستم بانکی طراحی می‌شود. در قالب این مدل نشان داده می‌شود که چگونه وابستگی ساختار ترازنامه‌ای بانک‌ها باعث سرایت بحران از بانکی به سایر بانک‌ها و درنهایت باعث بحران در کل اقتصاد می‌شود. فرض می‌شود که نظام بانکی پرتفویی متشکل از بانک‌ها می‌باشد که ساختار ترازنامه‌ای آنها وابسته به یکدیگر است. برای برآورد ریسک سیستمی نظام بانکی از داده‌های روزانه شاخص بانک‌ها در فاصله زمانی آذر ۱۳۸۷ تا فروردین‌ماه ۱۳۹۷ استفاده می‌شود و ارزش در معرض خطر بازدهی داده‌های روزانه شاخص با استفاده از یک مدل GARCH نمایی برآورد می‌گردد. بازدهی روزانه شاخص کل بازار بورس به‌عنوان نماینده اقتصاد واقعی در گرفته می‌شود رگرسیون کوانتال در دو سطح ۵۰ و ۱ درصد برآورد می‌گردد. در ادامه با استفاده از پارامترهای برآورد شده در رگرسیون کوانتایل و همچنین براساس سنجه CoVaR آدریان و برونرمایر (۲۰۱۶) ریسک سیستمی نظام بانکی برآورد می‌گردد. نتایج نشان می‌دهد که میانگین ΔCoVaR برآورد شده ۰/۸۵۸۷ـ می‌باشد که مطابق انتظار منفی و نشان‌دهنده ریسک سیستمی بالای نظام بانکی است.

واژه‌های کلیدی: ریسک سیستمی نظام بانکی، وابستگی ترازنامه‌ای، کفایت سرمایه، ارزش در معرض خطر شرطی، رگرسیون کوانتایل.
طبقه‌بندی JEL: C21، G21، G32

[*] استادیار گروه مدیریت مالی و حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران؛ ssadeghisharif@gmail.com
[†] دانشیار گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران ؛ alisouri@ut.ac.ir
[‡] دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)؛ ostad1976@yahoo.com

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

۱ مقدمه

از زمان ایجاد کمیته بال، مقررات و دستورالعمل‌های زیادی به‌منظور مقررات گذاری سیستم بانکی در کشورهای مختلف به بانک‌های مرکزی پیشنهاد شده است. بعد از بحران سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۹ رویکرد نظارتی بانک‌های مرکزی در زمینه نظارت، از تمرکز بر نظارت بر یک موسسه مالی به نظارت بر کل سیستم مالی تغییر کرد. تمرکز بر نظارت بر سیستم مالی (بازار سرمایه، بازار پول و بازار بیمه) ناشی از اهمیت وقوع ریسک سیستمی و لزوم توجه به ریسک سیستمی می‌باشد. ریشه این امر را می‌توان در سرایت گسترده ریسک بین مؤسسات مالی به‌ویژه بانک‌ها دانست که منجر به وقوع بحران در آمریکا و تسری آن به بخش واقعی در کشورهای اروپایی و سایر کشورها در سراسر دنیا شد. وقوع این بحران نشان داد که روش‌ها و رویکردهای نظارتی موجود که عمدتاً متکی بر نظارت‌های احتیاطی خرد می‌باشند و بر شاخص‌های عملکردی مؤسسات مالی به‌ویژه بانک‌ها به‌صورت منفرد تمرکز دارند، قادر به پیشگیری از وقوع بحران و فروپاشی سیستم مالی نیست. زیرا زمانی که بانک‌ها به‌صورت مستقل از یکدیگر مورد ارزیابی قرار می‌گیرند، ممکن است براساس شاخص‌های نظارتی خرد احتیاطی عملکرد خوبی داشته باشند اما کل سیستم بانکی می‌تواند در معرض آسیب و بحران باشد؛ زیرا وقوع بحران در یک بانک و سرایت آن به سایر بانک‌ها ــ که از عملکرد نسبتاً خوبی برخوردارند ــ می‌تواند فروپاشی سیستم بانکی و حتی کل نظام مالی را به همراه داشته باشد. فروپاشی سیستم بانکی پدیده‌ای است که در رویکردهای نظارتی خرد احتیاطی[1] مورد توجه قرار نمی‌گیرد (برنر[2] و همکاران، ۲۰۱۱؛ بلانچارد[3] و همکاران، ۲۰۱۰؛ هنسن[4] و همکاران، ۲۰۱۱). بنابراین رویکرد جدید در نظارت بر سیستم‌های مالی، بر رویکرد نظارت احتیاطی کلان[5] تمرکز دارد و هدف آن پایش و کاهش ریسک سیستمی می‌باشد (دیویس و کریم[6]، ۲۰۰۹؛ بیسیاس[7] و همکاران، ۲۰۱۲). گالاتی و موئسنر[8] (۲۰۱۳)، در مطالعه خود نشان

[1] Micro_prudential Regulation
[2] Berner
[3] Blanchard
[4] Hanson
[5] Macro_prudential Regulation
[6] Davis & Karim
[7] Bisais
[8] Galati & Moessner

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

می‌دهند که بحران مالی ۲۰۰۷ منجر به پذیرش سیاست‌های کلان احتیاطی توسط بانک‌های مرکزی شد. دی موراس و دی مندودس[1] (۲۰۱۷) مدلی را طراحی کرده‌اند که براساس آن می‌توان ویژگی‌های اصلی ابزارهای سیاست کلان احتیاطی را دید.

براساس مطالعات انجام‌شده در سال ۱۳۹۱ کفایت سرمایه در گروه‌های بانک‌های خصوصی معادل ۱۰/۵، خصوصی شده ۶/۶ درصد، دولتی ۹/۳ درصد و تخصصی ۷/۵ درصد بوده است. براساس رتبه‌بندی کملز، ۴۲ درصد از کل بانک‌های کشور از نظر کفایت در رتبه ۱؛ ۲۷ درصد در رتبه ۲؛ ۱۳ درصد در رتبه ۴؛ ۱۴/۲ درصد در رتبه ۳؛ و ۴ درصد در رتبه ۵ سرمایه قرار داشته‌اند (پژوهشکده پولی و بانکی، ۱۳۹۳، ص ۴۹۲). براساس آخرین مطالعه‌ای که از بررسی صورت‌های مالی ۳۵ بانک و موسسه مالی و اعتباری دارای مجوز کشور صورت گرفته است کفایت سرمایه ۹ بانک از بانک‌ها و مؤسسات مالی و اعتباری دارای مجوز کشور بالاتر از حد کفایت سرمایه تعیین‌شده براساس استاندارد بال I می‌باشد. ۵ بانک دارای نسبت کفایت سرمایه در سطح استاندارد بال I و نسبت کفایت سرمایه ۲۲ بانک کمتر از حد استاندارد می‌باشد. وضعیت نامناسب کفایت سرمایه بانک‌های کشور و افزایش مانده مطالبات معوق بانک‌ها طی سال‌های اخیر و افزاش نکول اعتباری مشتریان بانک‌ها افزایش اضافه برداشت بانک‌ها از منابع ناپایدار بانک مرکزی با هزینه ۳۴ درصد را به همراه داشته است. این امر احتمال وقوع بحران در سیستم بانکی را افزایش داده و لزوم توجه به ریسک سیستمی را روشن می‌کند.

از زمان پیدایش دانش ریسک سیستمی، محققان تلاش کرده‌اند تا روش‌هایی را برای درک بهتر ریسک سیستمی و ابزارهایی برای کاهش آن پیدا کنند. بحران مالی ۲۰۰۷ که از آن به بحران اعتبار دهی به افراد غیر معتبر[2] تعبیر می‌شود، باعث توجه دوباره‌ی پژوهشگران، مراجع نظارتی و بانک‌های مرکزی در مورد این موضوع شد. نخستین گام در تعریف ریسک سیستمی سنجش دقیق آن می‌باشد. باوجوداین، برخلاف تعداد روزافزون کارهای انجام‌گرفته در مورد این موضوع، هنوز هیچ اتفاق‌نظری روی یک تعریف منحصربه‌فرد و واحد از ریسک سیستمی وجود ندارد. کافمن[3] (۱۹۹۵) ریسک سیستمی را به‌عنوان ریسک پیدایش یک واکنش زنجیره‌ای از ورشکستگی‌ها تعریف می‌کند. در عوض بانک مرکزی اروپا ریسک سیستمی را به‌صورت احتمالی تعریف می‌کند که طی آن نکول یک مؤسسه منجر به نکول

[1] De Moraes & De Mendonça

[2] Subprime Crisis

[3] Kaufman

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

مؤسسات دیگر خواهد شد. آچاریا[1] و همکارانش (۲۰۱۰) بر این نکته تأکید دارند که ریسک سیستمی می‌تواند به‌عنوان ورشکستگی کلی یا مسدود شدن بازار سرمایه در نظر گرفته شود که می‌تواند باعث کاهش اساسی در فعالیت‌های واسطه‌گری مالی شود. پوزان نوا و دال من[2] (۲۰۱۳) ریسک سیستمی را به‌عنوان زیان‌های بالقوه برای سرمایه‌گذاران و سپرده‌گذاران زمانی که یک پدیده سیستمی با احتمال پایین رخ می‌دهد، تعریف کرده‌اند.

به‌خاطر تنوع در انتخاب معیارهایی که نشان‌دهنده ریسک سیستمی می‌باشند و همچنین به خاطر عواملی که منجر به وقوع ریسک سیستمی می‌شوند، تعریف ریسک سیستمی کار ساده‌ای نیست (بوری[3] و همکاران، ۲۰۱۴). برخی از محققین مجموعه‌ای از نهادهای تشکیل‌دهنده سیستم مالی را یک سیستم بشمار آورده (آدریان و برونرمایر[4]، ۲۰۱۶؛ بوری و همکاران، ۲۰۱۴) درحالی‌که سایر محققین بر این باورند که مفهوم سیستم باید به‌اندازه‌ای گسترده و فراگیر باشد که تمام بخش‌های اقتصادی را در بر بگیرد (برنال[5] و همکاران، ۲۰۱۴؛ دراکوز و کورتاس[6]، ۲۰۱۵). بنابراین بسته به اینکه چه عاملی به‌عنوان عامل ریسک سیستمی در نظر گرفته شود، در ادبیات ریسک سیستمی بر سر اینکه آیا این عوامل را نسبت به سیستم مالی هر اقتصاد درون‌زا (کیندلبرگر و آلیبر[7]، ۲۰۰۵) یا برون‌زا (دیاموند و راجان[8]، ۲۰۰۱؛ آلن و وود[9]، ۲۰۰۶) فرض کنیم اختلاف‌نظر وجود دارد.

یکی از سنجه‌های ریسک سیستمی که توسط محققین و مقامات بانک مرکزی به‌منظور سنجش ریسک سیستمی مورد استفاده قرار می‌گیرد تغییرِ ارزش در معرض خطر شرطی[10] ($\Delta CoVaR$) است. این معیار این امکان را فراهم می‌آورد تا ریسک سیستمی به‌صورت تأثیر هر نهاد مالی (بازار یا سیستم) براساس ارزش در معرض خطر (VaR) نهاد دیگر برآورد گردد. آدریان و برونرمایر (۲۰۰۹؛ ۲۰۱۶) $\Delta CoVaR$ را به‌عنوان سنجه ریسک سیستمی معرفی

---

[1] Acharia
[2] Puzanova, & Düllmann
[3] Borri
[4] Adrian & Brunnermeier
[5] Bernal
[6] Drakos & Kouretas
[7] Kindleberger & Aliber
[8] Diamond & Rajan
[9] Allen & Wood
[10] Change in Conditional Value at Risk

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

نموده و سپس بسط داده‌اند. این معیار به‌صورت تغییر در ارزش در معرض خطر سیستم مالی مشروط به اینکه یک نهاد در بحران مالی باشد تعریف می‌شود. هرچند از این معیار در مطالعات زیادی برای سنجش ریسک سیستمی در کشورهای توسعه‌یافته استفاده شده (آدامز[1] و همکاران، ۲۰۱۳؛ برنال و همکاران، ۲۰۱۴؛ بوری و همکاران، ۲۰۱۴؛ دراکوز و کورتاس، ۲۰۱۵؛گوتیر[2] و همکا گوتیر۲۰۱۰) اما در کشورهای درحال‌توسعه از این معیار برای سنجش ریسک سیستمی به‌طور گسترده استفاده نشده است. در ایران نیز مطالعات انجام‌گرفته در زمینه سنجش ریسک سیستمی محدود می‌باشد. در این مقاله با توجه به اهمیت توجه به ریسک سیستمی نظام بانکی؛ با استفاده از سنجه($CoVaR$) ریسک سیستمی نظام بانکی برآورد می‌گردد. در این مقاله بر پایه مدل گای[3] (۲۰۱۳) و به‌منظور تحلیل ریسک سیستمی نظام بانکی یک مدل شبکه‌ای طراحی شده است. در چارچوب این مدل نشان داده می‌شود که چگونه وقوع بحران در یک بانک می‌تواند به سایر بانک‌ها سرایت کرده و سیستم بانکی را دچار ریسک سیستمی نماید.

بخش‌های بعدی این مقاله بدین شرح است. در بخش ۲، ساختار مدل نظری تحقیق ارائه و معرفی می‌گردد. بخش ۱/۲ پویایی‌های مدل تشریح شده است. در بخش ۳ معیارهای سنجش ریسک سیستمی مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش ۴ پیشینه پژوهش گزارش شده است. بخش ۵ به برآورد ریسک سیستمی اختصاص یافته است و سنجه مورد استفاده در این تحقیق معرفی شده است. در بخش ۶ آزمون نرمال بودن و مانایی سری‌های زمانی تحقیق انجام شده است و سپس نتایج برآوردهای رگرسیون GARCH و رگرسیون کوانتایل ارائه شده و براساس آن ریسک سیستمی نظام بانکی با استفاده از سنجه $\Delta CoVaR$ برآورد شده است. در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری ارائه می‌گردد.

۲ مدل تحقیق

در این مقاله به‌منظور تحلیل ریسک سیستمی نظام بانکی و بر پایه مدل گای (۲۰۱۳) مدل تحقیق به‌گونه‌ای طراحی شده است که ویژگی‌های بااهمیت سیستم مالی به‌ویژه ساختار ترازنامه‌ای بانک‌ها و وابستگی ساختار ترازنامه‌ای بانک‌ها را نشان دهد. بر این اساس در چارچوب این مدل می‌توان اهمیت ریسک سیستمی نظام بانکی را مورد بررسی قرار داد. N بانک در نظرگرفته می‌شود که ساختار ترازنامه‌ای آنها به یکدیگر مرتبط است. همچنین فرض

[1] Adams
[2] Gauthiter
[3] Gai

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

می‌شود تعداد M اوراق بهادار وجود دارد که بانک‌ها در پرتفوی خود نگهداری می‌کنند. دارایی‌های ترازنامه‌ای بانک‌ها متشکل از: e_i، اوراق بهادار؛ l_i^l، وام بین‌بانکی بلندمدت؛ l_i^s، وام بین‌بانکی کوتاه‌مدت؛ c_i، وجوه نقد و o_i^a سایر دارایی‌هاست که براساس مجموعه فعالیت‌های یک بانک ایجاد می‌شود. اما با توجه به اینکه سهم سایر دارایی‌ها در ترازنامه بانک ناچیز است، این دسته از دارایی‌ها در مدل وارد نمی‌شود.[۱] بنابراین کل دارایی‌های هر بانک برابر است با :

$$a_i = l_i^l + l_i^s + c_i + o_i^a \qquad (۱)$$

در سمت دیگر ترازنامه بانک، بدهی‌ها و حقوق صاحبان سهام قرار دارد. بدهی‌های بانک شامل: b_i^l، وام‌های بلندمدتی است که هر بانک در بازار بین‌بانکی از بانک‌های دیگر می‌گیرد[۲]؛ b_i^s، وام‌های کوتاه‌مدتی است که بانک در بازار بین‌بانکی دریافت می‌کند (سپرده‌های کوتاه‌مدت سایر بانک‌ها نزد یک بانک)، d_i سپرده‌های مشتریان نزد بانک و o_i^l سایر بدهی‌های بانک است. بنابراین کل بدهی‌های ترازنامه‌ای بانک برابر است با:

$$l_i = b_i^l + b_i^s + d_i + o_i^l \qquad (۲)$$

معادله زیر ساختار ترازنامه‌ای بانک را به تصویر می‌کشد:

---

[۱] سرمایه‌گذاری بانک در اوراق بهادار شامل سرمایه‌گذاری در شرکت‌های زیرمجموعه می‌باشد. براساس دستورالعمل بانک مرکزی بانک‌ها ملزم به رعایت استانداردهای بانک مرکزی در زمینه سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار می‌باشند. براساس بخشنامه‌های بانک مرکزی مجموع سرمایه‌گذاری‌های بانک در اوراق بهادار اعم از سرمایه‌گذاری در شرکت‌های زیرمجموعه نمی‌تواند از ۴۰ درصد سرمایه پایه بالاتر باشد.

[۲] بازار بین‌بانکی (Interbank Money Market) بخشی از بازار پول است که در آن بانک‌ها و مؤسسات اعتباری جهت تأمین مالی کوتاه‌مدت و ایجاد تعادل در وضعیت نقدینگی خود، با یکدیگر وارد معامله می‌شوند. این بازار امکان مبادلات بین مؤسسات سپرده‌پذیر را فراهم می‌آورد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

$$a_i = l_i + eq_i \qquad (۳)$$

که در آن eq_i حقوق صاحبان سهام شامل سود و زیان انباشته و سرمایه پایه می‌باشد. پرتفوی اوراق بهاداری که هر بانک نگهداری می‌کند متشکل از مقدار معینی S_μ ، دارایی‌های مالی است که $\mu = 1,....,M$ می‌باشد. ارزش بازاری پرتفوی دارایی‌های بانک به‌صورت زیر در است:

$$e_i = \sum_{\mu=1}^{M} S_\mu^i \, P_\mu \qquad (۴)$$

که در آن P_μ قیمت هر دارایی S_μ^i می‌باشد. قیمت دارایی به‌صورت درون‌زا در مدل تعیین می‌شود. نظام بانکی را می‌توان با استفاده از ماتریس‌های وزنی سه‌گانه از وضعیت‌های نگاشت که W^1، وضعیت در معرض خطر بانک در بازار بین‌بانکی در بلندمدت؛ W^2 ، وضعیت در معرض خطر بانک در کوتاه‌مدت و W^3 وضعیت در معرض خطر مشترک بانک‌هاست. براساس قوانین و مقررات نظارتی، بانک‌ها ملزم‌اند تا نسبت کفایت سرمایه خود را بالاتر از یک حد آستانه‌ای معین حفظ کنند که توسط بانک مرکزی و براساس استانداردهای کمیته بال ابلاغ می‌شود. این نسبت برابر است با:

$$\gamma_i = \frac{a_i - l_i}{\omega^{ib}.(l_i^l + l_i^s) + \sum_{\mu=0}^{M} \omega^\mu s_\mu^i p_\mu^i + CRWA_i} \qquad (۵)$$

که در آن ω^{ib} وزن دارایی‌های بازار بین‌بانکی در ترازنامه بانک، ω^μ وزن دارایی‌های مالی در پرتفوی بانک و $CRWA_i$ وزن سایر دارایی‌ها در ترازنامه بانک است. نسبت کفایت سرمایه باید از یک مقدار آستانه‌ای بالاتر باشد بنابراین باید شرط $\gamma_i \geq \bar{\gamma}$ برقرار باشد که $\bar{\gamma}$ حداقل کفایت سرمایه می‌باشد. دومین محدودیتی که بانک‌ها ملزم به رعایت آن هستند سپر نقدینگی[1] است که عبارت است از:

[1] Buffer

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

$$c_i \geq \beta(d_i + b_i^s) \qquad (۶)$$

که در آن β پارامتر سپر نقدینگی است. در این مدل بانک از دو طریق دچار زیان می‌شود؛ (۱) بانک‌های طرف معامله بانک در بازار بین‌بانکی به تعهدات خود عمل نکنند و (۲) قیمت دارایی‌های بانک کاهش یابد. با توجه به نقش بانک‌ها در بازار دارایی‌های مالی و اثربخشی فعالیت بانک‌ها در بازار اوراق بهادار، فرض می‌شود که قیمت دارایی‌های مالی در ترازنامه بانک‌ها به‌صورت درون‌زا و در چارچوب مدل و براساس فعالیت بانک‌ها و ترکیب این دارایی‌ها در پرتفوی دارایی‌های مالی بانک‌ها تعیین شود[۱]. بنابراین قیمت دارایی‌های مالی به‌صورت زیر می‌باشد:

$$P_\mu = P_\mu^0 . \exp\{\frac{-\alpha_\mu . \sum_i^N sell_\varpi^i}{\sum_i^N S_\mu^i}\} \qquad (۷)$$

که در آن $0 \leq sell_\mu^i \leq S_\mu^i$ مقدار هر دارایی است که توسط بانک فروخته می‌شود و α_μ پارامتری است که نشان‌دهنده عمق بازار اوراق بهادار است. اگر نسبت کفایت سرمایه بانک پایین باشد، بانک می‌تواند از دو طریق آن را جبران و این نسبت را ترمیم نماید؛ (۱) از طریق کاهش اکسپوژر کوتاه‌مدت در بازار بین‌بانکی و یا (۲) از طریق فروش بخشی از دارایی‌های خود. روشن است که کوتاه‌ترین راه از طریق کاهش اکسپوژر در بازار بین‌بانکی است.

۱.۲ پویایی مدل

در این مدل یک ساختار شبکه‌ای چندلایه از بانک‌ها با ساختار ترازنامه‌ای ناهمگن در نظر گرفته می‌شود. اثر هرگونه شوک که در یک نقطه به ترازنامه یک بانک وارد شود و ساختار کیفیت سرمایه بانک را دستخوش تغییر سازد از طریق مکانیسم وابستگی ترازنامه‌ای بانک‌ها در بازار بین‌بانکی به‌صورت سیستمی به سایر بانک‌ها سرایت کرده و در یک چرخه پویا تکرار می‌شود و این اثرات به سیستم باز می‌گردد. سازوکار به این صورت است که در بازار بین‌بانکی،

[۱] حضور بانک‌ها از طریق شرکت‌های سرمایه‌گذاری، تأمین سرمایه‌ها و همچنین نگهداری دارایی‌های مالی به‌صورت مستقیم این فرض را تقویت می‌کند که قیمت دارایی‌های مالی به‌صورت درون‌زا در مدل تعیین شود.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

در ابتدای هر دوره زیان ناشی از ورشکستگی بدهکاران بانک‌ها در دوره قبل در صورت‌های مالی بانک ثبت می‌شود. این زیان به‌سرعت در ترازنامه بانک به‌صورت زیان انباشته انعکاس می‌یابد و ساختار ترازنامه بانک را دستخوش تغییر می‌کند به‌طوری‌که سرمایه بانک کاهش و درنتیجه نسبت کفایت سرمایه بانک کاهش می‌یابد. اگر این زیان به حدی باشد که نسبت کفایت سرمایه بانک کمتر از حد قانونی $\bar{\gamma}$ قرارگیرد، بانک برای ترمیم ساختار کفایت سرمایه خود حجم فعالیت خود در بازار بین‌بانکی را کاهش می‌دهد. به‌عبارت‌دیگر بانک تصمیم می‌گیرد که چه درصدی از قراردادهای وام یک‌شبه یا چند شبه و یا هفتگی خود در بازار بین‌بانکی را تمدید کند. میزان کاهش اکسپوژر در بازار بین‌بانکی تا حدی صورت می‌گیرد که نسبت کفایت سرمایه بانک کاهش یابد.این امر به‌نوبه خود حجم فعالیت یک بانک در بازار بین‌بانکی را کاهش داده و از سوی دیگر منابع در بازار بین‌بانکی را کاهش می‌دهد که به‌نوبه خود بانک‌های دیگر را با تنگنای اعتباری مواجه می‌سازد. معادله زیر این چرخه را نشان می‌دهد:

$$\vec{f}.\vec{l}^{\,s\perp} = \min(\vec{r} + \max(W^2\vec{f} - c_{buf}\ ;0); \vec{l}^{\,s\perp} \qquad (۸)$$

که در آن $\vec{f} = (f_1, f_2, \ldots\ldots, f_N)$ درصدی از وجوهی است که یک بانک از اعتبارات کوتاه‌مدت خود در بازار بین‌بانکی خارج کرده است. $f_i \in [0,1],\ i = (1,2,\ldots,N); \vec{r} = (r_1, r_2, \ldots\ldots, r_N)$ مقدار و منابعی است که هر بانک تصمیم می‌گیرد برای تأمین نقدینگی مورد نیاز و ترمیم نسبت کفایت سرمایه خود از بازار بین‌بانکی خارج کند. $\vec{l}^{\,s} = (l_1^s, l_2^s, \ldots, l_N^s)$ اکسپوژر هر بانک در بازار بین‌بانکی در کوتاه‌مدت است و $\vec{c}_{buf} = (c_{buf,1}, c_{buf,2}, \ldots, c_{buf,N})$ مقدار کل وجوه نقدی است که بانک بیشتر از سپر نقدینگی خود با شرط $c_{buf,i} = \max[\,c_i - \beta(d_i + b_i^s);0]$ نگهداری می‌کند. نقدینگی و سرمایه بانک به نحوی محاسبه می‌گردد که حداقل نرخ کفایت سرمایه ابلاغی توسط بانک مرکزی تأمین شود. بر این اساس طبق معادله (۵) داریم:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

$$r_i^{liq} = \min(l_i^s; \frac{\beta(d_i + b_i^s) - c_i}{1+\beta}) \quad (۹)$$

این مقدار بزرگ‌تر از صفر است اگر شرط $c_i < \beta.(d_i + b_i^s)$ برقرار باشد. اگر $c_i \geq \beta.(d_i + b_i^s)$ باشد بانک با محدودیت نقدینگی مواجه نیست بنابراین $r_i^{liq} = 0$ خواهد بود. بر همین اساس مقدار وجوهی که بانک برای ترمیم نسبت کفایت سرمایه خود از بازار بین‌بانکی خارج کند به‌صورت زیر محاسبه می‌گردد:

(۱۰)

$$r_i^{cap} = \min(l_i^s - r_i^{liq} : \frac{\gamma_i(CRWA_i + \sum_{\mu=0}^{M} \omega^{ib}.s_\mu^i p_\mu) + \gamma_i \omega^{ib}.(l_i^l + l_i^s - r_i^{liq}) - eq_i}{\gamma_i\, \omega^{ib}})$$

اگر نسبت کفایت سرمایه بانک کمتر از حد قانونی یعنی $\gamma_i < \bar{\gamma}$ باشد، مادامی‌که نسبت کفایت سرمایه بانک بالاتر از حد قانونی است نیازی به خارج کردن وجوه از بازار بین‌بانکی نیست یعنی $r_i^{cap} = 0$ خواهد بود. مقدار نهایی که بانک از بازار بین‌بانکی خارج می‌کند برابر $r_i = r_i^{cap} + r_i^{liq}$ می‌باشد. به همین ترتیب بانک برای تأمین نقدینگی مورد نیاز خود بخشی از پرتفوی اوراق بهادار خود را در بازار اوراق بهادار عرضه خواهد کرد. $Z \in R_{N\times M}$ ماتریسی است که هر عضو آن $z_{i\mu} \geq 0$ نشان‌دهنده مقداری از اوراق بهادار است که یک بانک در بازار اوراق بهادار عرضه می‌کند تا نیاز خود به نقدینگی را تأمین کند. براساس روش نگاشت ایسنبرگ و نوئه[1] (۲۰۰۱) ماتریس Z و بردار قیمتی متناظر با آن، $\vec{p}$ به‌صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$\vec{p} = \min[\vec{l}, \prod^{\perp}.\vec{p} + \vec{c} + Z.\vec{v}] \quad (۱۱)$$

ماتریس $\prod$ تعهدات (بدهی) بانک‌ها به یکدیگر است. بر این اساس بدهی نسبی هر بانک به بانک‌های دیگر برابر است با:

[1] Eisenburge & Noe

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

$$\Pi_{ij} = \frac{\omega_{ji}^2 \ f_j}{\sum_j \omega_{ji}^2 \ f} \qquad (۱۲)$$

بردار $\vec{l}$ کل بدهی بانک‌ها به بانک‌های دیگر است:

$$\vec{l} = \sum_j \omega_{ji}^2 \ f_j \qquad (۱۳)$$

و بردار $\vec{v}$ بردار ارزش اوراق بهادار است. اگر بانک با فروش اوراق بهادار خود هم نتواند نیاز نقدینگی‌اش را تأمین و نسبت کفایت سرمایه خود را ترمیم کند، ورشکست خواهد شد. عدم ایفای تعهدات بانک باعث بروز مشکل نقدینگی و کاهش نسبت کفایت سرمایه در بانک‌های دیگر می‌شود و به همین ترتیب ورشکستگی یک بانک به بانک‌های دیگر سرایت می‌کند و بدین ترتیب تمام بانک‌ها در معرض ورشکستگی قرار می‌گیرند.

۳ معیارهای سنجش ریسک سیستمی

چنانچه اشاره شد سنجش و برآورد ریسک سیستمی کار آسانی نیست. تعدد تعاریف از ریسک سیستمی و همچنین تعدد معیارها و سنجه‌های ریسک سیستمی در رویکردهای مختلف را می‌توان علت اصلی آن برشمرد. بیسیاس و همکاران (۲۰۱۲) مطالعه گسترده‌ای را در زمینه سنجه‌های ریسک سیستمی انجام داده‌اند. نویسندگان، سنجه‌های ریسک سیستمی را براساس سه معیار (الف) داده‌های مورد نیاز، (ب) حوزه نظارتی (بورس، بانک و بیمه) و (ج) دوره مطالعه دسته‌بندی کرده‌اند. براساس تعاریف مختلفی که از ریسک سیستمی در ادبیات موضوع وجود دارد، آنها پیشنهاد می‌کنند که در مطالعات و تحقیقات تجربی از چند سنجه ریسک سیستمی استفاده شود تا به‌خوبی ماهیت پیچیده سیستم‌های مالی تبیین گردد (بیسیاس و همکاران، ۲۰۱۲). همچنین آنها پیشنهاد می‌کنند که انتخاب سیاست‌های نظارتی باید مبتنی بر سنجه‌ای باشد که عوامل مختلف ریسک سیستمی را مورد توجه قرار می‌دهد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

دی جانگ[1] (۲۰۱۰) از تحلیل مقادیر فرین[2] (EVA) استفاده کرده است. آچاریا و همکارانش (۲۰۱۰) از روش ریزش مورد انتظار سیستمی[3] (SES) استفاده کرده تا سهم هر مؤسسه‌ی مالی مجزا را در ریسک سیستمی مورد سنجش قرار دهند. برانلس و انگل[4] (۲۰۱۲) با تأکید بر ریزش مورد انتظار نهایی[5] (MES) ریسک سیستمی را اندازه گرفته‌اند. آنها با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی (مانند مدل‌های GARCH) و مدل وابستگی شرطی پویا (DCC) همراه با برآورده‌کننده‌های غیر پارامتری از دنباله توزیع انتظارات، روش‌هایی را به‌منظور تخمین و پیش‌بینی MES توسعه دادند. هوآنگ[6] و همکارانش (۲۰۰۹) با استفاده از سواپ نکول اعتباریِ (CDS) شرکت‌های مالی و همبستگی بین بازده سهام آنها، شاخص ریسک سیستمی را به‌عنوان زیان مورد انتظار در پرتفوی اعتباری تخمین زده‌اند. هوانگ و همکارانش (۲۰۱۲) در روش‌شناسی توسعه‌یافته توسط هوانگ و همکارانش (۲۰۰۹) را بسط و توسعه داده و مواردی از قبیل ناهمسانی واریانس وابستگی متقابل بانک‌ها و احتمال تخمین سهم هر بانک در ریسک سیستمی از جمله مواردی است که آنها به این موضوع اضافه کرده‌اند. آدرین و برونرمایر (۲۰۰۹) با استفاده از رگرسیون کوانتایل ارزش در معرض خطر (VaR) بخش مالی را مشروط به VaR یک بانک برآورد کرده‌اند و آن را با COVaR نشان می‌دهند. سگوویانو و گودهارت[7] (۲۰۰۹) و همچنین جین و سیمون[8] (۲۰۱۴) سنجه‌های ثبات سیستم بانکی را با استفاده از روش‌شناسی بهینه‌سازی چگالی احتمال چند متغیری سازگار با اطلاعات[9] (CIMDO) ارائه می‌دهند که توسط سگوویانو (۲۰۰۶) پیشنهاد شده است. سگوویانو و گودهارت (۲۰۰۹) بخش مالی را به‌عنوان پورتفویی از شرکت‌های مالی مجزا تعریف کرده و چگالی احتمال چند متغیره‌ی دنباله پورتفوی برآورد کرده‌اند که با داده‌های تجربی به‌دست‌آمده از هر مؤسسه تعدیل شده است. در این مطالعه چگالی احتمال مشترک به‌عنوان یک سنجه ریسک سیستمی مورد استفاده قرار گرفته است. رویکردهای دیگری به

[1] De Jonghe
[2] Extreme-value-analysis
[3] Systemic Expected Shortfall
[4] Brownlees & Engle
[5] Marginal Expected Shortfall
[6] Huang
[7] Segoviano & Goodhart
[8] Jin & Simone
[9] Consistent Information Multivariate Density Optimization Methodology

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

سنجش ریسک سیستمی وجود دارد که طی آنها به ابعادی مانند ورشکستگی[۱] (عدم توانایی در پرداخت بدهی) و سرایت[۲] (سوزا[۳] و همکاران، ۲۰۱۴)، آسیب‌پذیری و انتشار تأثیرات بالقوه (سیلوا[۴] و همکاران، ۲۰۱۵)، سنجه‌های مرکزیت شبکه‌ای (کوزوباش[۵] و همکاران، ۲۰۱۴)، ضرایب خوشه‌بندی[۶] و MST (پاپادیمی‌ترو[۷] و همکاران، ۲۰۱۳) توجه می‌شود. از این روش‌ها عموماً برای انجام آزمون استرس سیستم بانکی استفاده می‌شود که برای اهداف نظارت بانکی نیز مفید می‌باشند.

در بین انواع سنجه‌های ریسک سیستمی، $\Delta CoVaR$ که برای اولین بار توسط آدریان و برونرمایر (۲۰۰۹) معرفی و توسط آدریان و برونرمایر (۲۰۱۶) بسط و گسترش یافت، بیش از سایر سنجه‌ها مورد استفاده قرار گرفته است (کاسترو و فراری[۸]، ۲۰۱۴؛ گیاردی و ارگون[۹]، ۲۰۱۳). علاوه بر اینکه $\Delta CoVaR$ این امکان را فراهم می‌سازد تا سهم هریک از نهادهای مالی (بانک‌مالی) در ریسک سیستمی برآورد شود، این سنجه به محقق این امکان را می‌دهد تا همه مؤسسات را در یک گروه تجمیع کرده و ریسک مشترک را برآورد کند. درواقع $\Delta CoVaR$ یک فرم حل‌شده از سنجه ریسک سیستمی است که «وابستگی دنباله‌ای بین کل سیستم مالی و یک بخش خاص از سیستم مالی (مانند بانک‌ها) را فراهم می‌سازد» (آدریان و برونرمایر، ۲۰۱۶).

۴ پیشینه پژوهش

السینگر[۱۰] و همکاران (۲۰۰۶) ریسک را در سطح سیستم بانکی مورد ارزیابی قرار دادند. آن‌ها با استفاده از تکنیک‌های استاندارد مدیریت ریسک و یک مدل شبکه‌ای از روابط بین‌بانکی، پیامد شوک‌های اقتصاد کلان برای خطر ورشکستگی بانک را بررسی کردند. در این مقاله

---

[1] Insolvency
[2] Contagion
[3] Souza
[4] Silva
[5] Kuzubaş
[6] Clustering Coefficients
[7] Papadimitriou
[8] Castro & Ferrari
[9] Girardi & Ergün
[10] Elsinge

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

بازخورد بین بانک‌ها و اثرات دومینوی بالقوه ناشی از نکول بانک‌ها به‌صراحت مدنظر قرار گرفته است. آیکمن[1] و همکاران (۲۰۰۹) نشان دادند که چگونه در نظرگرفتن بازخورد طرف بدهی‌های ترازنامه بر ویژگی‌های مدل کمی ریسک سیستمی تأثیر می‌گذارد. آن‌ها از مدل معروف به رامسی[2] استفاده کردند. این مدل براساس جزئیات ترازنامه بانک‌های بریتانیایی قرار دارد. آنها نشان می‌دهند که زیان‌های بزرگ در برخی از بانک می‌تواند با بازخورد طرف بدهی‌های ترازنامه تشدید گردد که منجر به بی‌ثباتی سیستم می‌شود. گوتیتر[3] و همکاران (۲۰۱۲) در مقاله خود، الزامات کفایت سرمایه ریسک محور را به‌عنوان نقطه ثابتی تعریف کرده‌اند که در آن الزامات سرمایه‌ای هر بانک با سهمش در ریسک سیستمی‌ای که تحت نیاز سرمایه پیشنهادی قرار دارد، برابر است. در این مقاله برای سنجش ریسک سیستمی و چگونگی تغییر آن با سرمایه بانک از دو مدل جایگزین «چارچوبی مبتنی بر شبکه و مدل مرتون» استفاده شده است. آن‌ها با استفاده از نمونه بانک‌های کانادایی به این نکته پی برده‌اند که توزیع سرمایه کلان احتیاطی می‌تواند به‌اندازه هفتاد درصد از سطوح سرمایه مشاهده‌شده متفاوت باشد که به‌طور بدیهی با اندازه بانک یا احتمال نکول بانک، افزایش دارایی‌های بین‌بانکی در ارتباط نیست و از تحلیل ساده توزیع ریسک متفاوت است. آدریان و برونرمایر (۲۰۰۹)، برای سنجش ریسک سیستمی، ارزش در معرض خطر مشروط ($CoVaR$) سیستم مالی را مشروط به اینکه نهادها در وضعیت بحرانی باشند، ارائه دادند. گیراردی و آرگون[4] (۲۰۱۳)، مدل مزبور را بسط و توسعه دادند. آنها ریسک سیستمی را برای ۴ صنعت مالی مشتمل بر تعداد زیادی از مؤسسات مالی را برای بازه زمانی جون ۲۰۰۰ تا فوریه ۲۰۰۸ برآورد می‌کنند.

در مورد پژوهش‌های انجام‌شده در ایران در زمینه اندازه‌گیری ریسک با استفاده از ارزش در معرض خطر مشروط تحقیقات معدودی صورت گرفته است و تحقیقات و مقالات موجود نیز صرفاً به مسئله اندازه‌گیری ریسک و بهینه‌سازی پرتفوی براساس ارزش در معرض ریسک پرداخته‌اند. دمیرچی (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای تحت عنوان بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری با استفاده از معیار ارزش در معرض ریسک مشروط در بازار بورس اوراق بهادار تهران و مقایسه آن با پرتفوی بازار، با هدف استفاده از ارزش در معرض ریسک مشروط در تشکیل سبد سهام بهینه در بازار بورس اوراق بهادار به طراحی مدلی برای پیش‌بینی و مدیریت ریسک

[1] Aikman
[2] RAMSI
[3] Gauthiter
[4] Girardi & Ergun

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

سرمایه‌گذاری پرداخته، پرتفوی بهینه سرمایه‌گذار در چارچوب مدل CoVaR طی مقاطع زمانی مختلف (ماهانه) تعیین و سپس کارایی مدل با احتساب دو پارامتر ریسک و بازده با پرتفوی بازار مقایسه گردیده است. نصرتی (۱۳۹۲) مدلی از رویکردهای پیشرفته برای محاسبه ذخیره سرمایه برای تمامی بانک‌ها و مؤسسات مالی تحت نظارت بانک مرکزی ج.ا.ا ارائه داده است. این مدل با استفاده از رویکرد توزیع زیان شکل گرفته است که اساساً یک رویکرد بیمه‌ای می‌باشد. در این پژوهش بر مفهوم کمی سازی ریسک یعنی استفاده از داده‌های زیان پایگاه داده و مدل‌سازی شدت و فراوانی زیان، مخصوصاً استفاده از توزیع‌های پایدار در مدل‌سازی شدت زیان تمرکز شده است. ذخیره سرمایه در این رویکرد با تجمیع توزیع‌های فراوانی و شدت و با استفاده از سنجه‌های VaR، CoVaR و همچنین در نظرگرفتن ساختار همبستگی بین دسته‌های مختلف ریسک محاسبه شده است. حسینی و رضوی (۱۳۹۳) با استفاده از کمبود مورد انتظار سیستمی که یکی از معیارهای این ریسک است، ریسک سیستمی را برآورد کرده‌اند. شیرمحمدی و چاوشی (۱۳۹۴) در تحقیقی جهت سنجش ریسک سیستمی در نظام مالی (سیستم بانکی، صنعت بیمه و بورس اوراق بهادار) از روش ΔCoVaR استفاده کردند و برای ارائه رتبه‌بندی از بخش‌های مالی با توجه به سهم هر یک از ریسک سیستمی آزمون فریدمن مورد استفاده قرار داده‌اند. آذری و رستگار (۱۳۹۵) با تقسیم‌بندی سنجه‌های مختلف ریسک سیستمی به دو نوع: نوع اول، سنجه‌هایی که ریسک سیستم را در حالتی که یک نهاد کلیدی در معرض بحران قرارگرفته است مورد سنجش قرار می‌دهند و نوع دوم، سنجه‌هایی که ریسک یک نهاد را موقعی که سیستم در بحران قرار دارند محاسبه می‌کنند؛ به بررسی ۲۰ شرکت بزرگ در بورس اوراق بهادار تهران طوری که از ابتدای سال ۱۳۹۰ تا پایان شهریور سال ۱۳۹۴ روزانه به‌طور میانگین بیشتر از ۰/۵ درصد ارزش کل بازار را داشته باشند و دارای بیشترین تعداد روزهای معاملاتی باشند می‌پردازند.

در این مقاله، ریسک سیستمی با سنجه‌های «دلتا ارزش در معرض خطر شرطی (ΔCoVaR(α))، زیان مورد انتظار حاشیه‌ای (MSE)، زیان مورد انتظار جزء (CSE)، زیان مورد انتظار سیستمی (SES)، وابستگی دنباله پایین (LTD)» اندازه‌گیری و ارتباط بین ریسک سیستمی شرکت‌ها با ارتباطات برون سازمان و اندازه شرکت تعیین شده است. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که در ۲۰ شرکت موجود در نمونه تحقیق در بازه زمانی مذکور در اکثریت سنجه‌ها، شرکت سرمایه‌گذاری ساختمان ایران، شرکت سرمایه‌گذاری امید، شرکت سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی، شرکت معادن روی ایران دارای کمترین و بانک تجارت و شرکت خودروسازی سایپا دارای بیشترین ریسک سیستمی می‌باشند. سنجه LTD و SES و سنجه‌های CES و MES و CoVaR دارای عملکرد مشابه با یکدیگر بوده‌اند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

۵ برآورد ریسک سیستمی نظام بانکی

در این تحقیق از سنجه CoVaR برای برآورد ریسک سیستمی نظام بانکی و به‌عبارت‌دیگر برای برآورد انتقال ریسک از بخش مالی به بخش واقعی اقتصاد بهره می‌بریم. برنال و همکاران (۲۰۱۴) استدلال می‌کنند که منظور از سیستم، کل اقتصاد است و در بین شاخص‌های بازار سرمایه، شاخصی که دربرگیرنده طیف گسترده‌تری از بنگاه‌ها و فعالیت‌های اقتصادی می‌باشد را می‌توان به‌عنوان نماینده‌ای از کل سیستم در نظر گرفت. به‌عبارت‌دیگر می‌توان شاخص کل بازار سرمایه را نماینده‌ای از بخش واقعی اقتصاد در نظر گرفت. مندونسا[1] و سیلوا (۲۰۱۸) به‌منظور برآورد ریسک سیستمی نظام مالی برزیل از رگرسیون کوانتایل استفاده می‌کنند. آنها نشان می‌دهند که می‌توان برای برآورد ریسک سیستمی بخش مالی از شاخص بخش مالی استفاده نمود. بنابراین آنها شاخص بازار سرمایه را به‌عنوان نماینده بخش واقعی در نظر گرفته و از شاخص بخش مالی به‌عنوان نماینده بخش مالی اقتصاد استفاده نموده و استدلال می‌کنند که Δ CoVaR به‌خوبی وابستگی دنباله‌ای بخش مالی و بخش واقعی اقتصاد را نشان می‌دهد و ریسک سیستمی بخش مالی را برآورد می‌کند. برای این منظور شاخص کل بازار سرمایه (TEPIX) به‌عنوان شاخصی که تصویری از تغییرات اقتصادی در صنایع کشور و بخش واقعی اقتصاد می‌باشد در نظر گرفته شده است. همچنین از شاخص بانک‌ها به‌عنوان شاخصی که تحولات سیستم بانکی را تبیین می‌کند بهره برده‌ایم. $CoVaR$ ساختار وابستگی دنباله‌ای بین دو ارزش در معرض خطر VaR را نشان می‌دهد و VaR(a) حداکثر زیان مورد انتظار را در یک بازه زمانی در سطح اطمینان $a - ۱$ را نشان می‌دهد:

$$\Pr\left(X^i \leq VaR_a^i\right) = \alpha \qquad (۱۴)$$

که در آن X^i نشان‌دهنده بازدهی یک نهاد مالی یا یک بخش از اقتصاد (سیستم بانکی) است. احتمال اینکه بازدهی کمتر یا مساوی VaR باشد برابر α است. $CoVaR_q^{j\|i}$ برابر با VaR_q^j (کل اقتصاد یا بازار سرمایه) به‌شرط یک حادثه مؤثر بر وضعیت بخش بانکی مانند $C\left(R^i\right)$ است. این حادثه زمانی تحقق می‌یابد که بازدهی شاخص بانک‌ها و مؤسسات مالی $\left(R^i\right)$ کمتر یا برابر با VaR سیستم بانکی باشد. بنابراین $CoVaR_q^{j\|i}$ به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

[1] Mendonça

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

$$\Pr(R^j) \le CoVaR_{\boldsymbol{q}}^{\boldsymbol{j}\|\boldsymbol{C}(\boldsymbol{R^i})} = q \qquad (۱۵)$$

تغییر در ارزش در معرض خطر شرطی $\triangle \mathrm{CoVaR}$ تأثیر نهایی سیستم بانکی در ریسک کل اقتصاد در شرایطی است که سیستم بانکی در شرایط بحرانی باشد. براساس مقاله آدریان و برونرمایر (۲۰۱۶)، تغییر در ارزش در معرض خطر شرطی $\triangle \mathrm{CoVaR}$ برابر است با اختلاف بین $CoVaR$ کل اقتصاد برای زمانی که سیستم بانکی در شرایط بحرانی باشد (یک درصد ارزش در معرض خطر آن باشد) و $CoVaR$ کل اقتصاد زمانی که سیستم بانکی در سطح ۵۰ درصد ارزش در معرض خطر خود باشد. به‌عبارت‌دیگر داریم:

$$\triangle \mathrm{CoVaR}_{\mathrm{q}}^{\mathrm{j}\|\mathrm{j}} = \mathrm{CoVaR}_{\mathrm{q}}^{\mathrm{j}\|\mathrm{R^i}=\mathrm{VaR}_{\mathrm{q}}^{\mathrm{i}}} - \mathrm{CoVaR}_{\mathrm{q}}^{\mathrm{j}\|\mathrm{R^i}=\mathrm{VaR}_{\Delta}^{\mathrm{i}}}. \qquad (۱۶)$$

در این تحقیق نیز مشابه آدریان و برونرمایر (۲۰۱۶) و برنال و همکاران (۲۰۱۴) از رگرسیون کوانتایل برای برآورد CoVaR بهره می‌بریم. برنال و همکاران (۲۰۱۴) از شاخص بازار سرمایه و شاخص بخش مالی برای برآورد ریسک سیستمی استفاده کرده‌اند. ما نیز در این تحقیق از داده‌های روزانه شاخص کل بازار سرمایه و شاخص بانک‌ها و مؤسسات مالی در فاصله سال‌های آذرماه ۱۳۸۷ تا فروردین‌ماه ۱۳۹۷ استفاده می‌کنیم.

به‌منظور بررسی ویژگی‌های آماری سری زمانی مورد استفاده، آماره‌های کشیدگی و چولگی توزیع احتمال بازدهی شاخص بانکها و موسسات مالی و اعتباری(RBANK) و بازدهی شاخص کل بازار سرمایه(RTEPIX) برآورد گردیده است. همچنین فرضیه نرمال بودن توزیع احتمال بازدهی داده‌های تحقیق از آماره جارک-برا[1] (۱۹۸۰ و ۱۹۸۷)، آماره AD معرفی‌شده توسط اندرسون و دارلینگ[2] (۱۹۵۲ و ۱۹۵۴) و کرامر– فون می‌زس[3] استفاده شده است. مقادیر تقریبی آماره‌های آزمون توسط استفن[4] (۱۹۷۰) محاسبه گردیده است. در جدول شماره ۲ نتایج آماره‌های فوق گزارش شده است. براساس تمام آزمون‌ها نرمال بودن توزیع احتمال هر دو متغیر رد می‌شود.

[1] Jarque–Bera
[2] Anderson & Darling
[3] Cramér–von Mises
[4] Stephens

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

جدول ۱

آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق

آماره	RBANK	RTEPIX
میانگین	-۰/۰۰۰۱۱۳	۰/۰۰۱۰
چولگی	۰/۳۲۱۳۴۹	۰/۳۳۶۵
کشیدگی	۹/۸۱۰۱۲۵	۸/۶۹۹۶
جاک - برا	۱۳۸۷/۳۸۱ (۰/۰۰۰)	۳۰۸۶/۶۱۳ (۰/۰۰۰)
اندرسون - دارلینگ	۴۹/۴۴۶۰۰ (۰/۰۰۰)	۳۵/۸۴۴۱۵ (۰/۰۰۰)
کرامر- فون می‌زس	۹/۹۱۰۶ (۰/۰۰۰)	۶/۸۸۲۹ (۰/۰۰۰)
مقادیر داخل پرانتز مقدار P-value می‌باشد.		

منبع: محاسبات تحقیق

در یک مدل GARCH فرض بر این است که سری زمانی معادله میانگین ماناست. به‌منظور بررسی مانایی متغیرهای بازدهی شاخص کل بازار سرمایه و بازدهی شاخص بانک‌ها مؤسسات مالی، از آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس و پرون (PP) استفاده شده است. نتایج در جدول شماره ۲ گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد که بازدهی هر دو شاخص فاقد ریشه واحد و ماناست.

جدول ۲

نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق

متغیر	آماره ADF	مقادیر بحرانی		آماره PP	مقادیر بحرانی	
Rbank	-۱۹/۷۲۳۲	-۲/۵۶۸۲	۱٪	-۲۲/۱۳۶۹	-۲/۵۶۸۲	۱٪
		-۱/۹۴۱۲	۵٪		-۱/۹۴۱۲	۵٪
		-۱/۶۱۶۳	۱۰٪		-۱/۶۱۶۳	۱۰٪
RTPEX	-۲۰/۸۲۲۶	-۳/۹۶۲۱	۱٪	-۳۵/۲۷۴۰	-۳/۹۶۲۱	۱٪
		-۳/۴۱۱۸	۵٪		-۳/۴۱۱۸	۵٪
		-۳/۱۲۷۷	۱۰٪		-۳/۱۲۷۷	۱۰٪
هر دو آزمون مدل بدون عرض از مبدأ و روند برآورد شده است.						

منبع: محاسبات تحقیق

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

۱.۵ برآورد واریانس ناهمسانی شرطی با استفاده از مدل EGARCH(1.1)

برای برآورد ریسک سیستمی نظام بانکی لازم است تا ابتدا ارزش در معرض خطر شاخص بانک‌ها و مؤسسات مالی و شاخص کل بازار سرمایه برآورد گردد. عموماً برای برآورد نوسانات، از خانواده مدل‌های GARCH بالرسلو[1] (۱۹۸۶) که شکل تعمیم‌یافته مدل‌های ARCH انگل[2] (۱۹۸۲) است، استفاده می‌شود. مدل‌های GARCH غیرخطی برای تبیین رفتار بازارهای مالی از توانمندی بالایی برخوردارند (بکی حسکویی و صمدی، ۱۳۹۱). گلاستن، جگنزان و رانکل[3] (۱۹۹۳)، مدل GARCH تعدیل شده یا GJR را برای توضیح «اثر اهرمی[4]» پیشنهاد کردند. این یک مدل GARCH نامتقارن است که به واریانس شرطی امکان واکنش به شوک‌های مثبت و منفی را می‌دهد و به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 [1 - I_{\{\varepsilon_{t-1}>0\}}] + \xi \varepsilon_{t-1}^2 I_{\{\varepsilon_{t-1}>0\}} + \beta_1 h_{t-1} \qquad (۱۷)$$

که h_t واریانس شرطی، ε_{t-1} انحراف معیار شوک دوره قبل و $I_{\{\omega\}}$ تابع مشخصه است به صورتی که هنگامی‌که ω درست باشد برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر است. به‌منظور فائق آمدن بر چولگی که اغلب در بازده‌های مالی با آن مواجه می‌شوند، نلسون[5] (۱۹۹۱) مدل گارچ نمایی (EGARCH) را معرفی نمود که لگاریتم واریانس شرطی بدون هیچ محدودیتی برای پارامترها به‌صورت زیر مدل‌سازی می‌شود:

$$\mathrm{Ln}(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}\right| + \xi \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \beta_1 Ln(h_{t-1}) \qquad (۱۸)$$

یکی دیگر از یافته‌های GARCH، خصوصیت «لپتوکرتوسی[6]» توزیع تجربی بازده‌های مالی است. به‌منظور ایجاد توزیع‌های دنباله‌دار، معمولاً از توزیع خطای تعمیم‌یافته (GED) یا توزیع t استیودنت استفاده می‌شود. بنابراین در این تحقیق نیز علاوه بر فرض گوسی سنتی، فرض می‌شود که خطاهای ε_t براساس توزیع GED یا t استیودنت توزیع می‌شود. پس از برآورد مدل‌های مختلف برای مدل‌سازی واریانس شرطی بازدهی شاخص بانک‌ها مدل $\mathrm{ARMA}-\mathrm{EGARCH}(1,1)$ انتخاب گردید. این مدل بهترین مدلی است که فرایند واریانس

---

[1] Bollerslev
[2] Engle
[3] Glosten & Jaganathan & Runkle
[4] Leverage effect
[5] Nelson
[6] Leptokurtosis

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

شرطی متغیرهای تحقیق را تبین می‌کند. جدول شماره ۳ نتایج برآورد مدل $ARMA - EGARCH(1,1)$ برای متغیرهای فوق را نشان می‌دهد.

جدول ۳

برآورد واریانس غیر شرطی شاخص بانک‌ها با استفاده از مدل $ARMA - EGARCH(1,1)$

معادله میانگین	$r_t = \delta_0 + \delta_1 r_{t-1} + \delta_2 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t = \delta + \eta_t \sqrt{h_t}$					
متغیر	δ_0	δ_1	δ_2	R^2	DW	SBC
$Rbank$	−۰/۰۰۰۳۵ (−۵/۳۸)	۰/۱۹۸ (۵/۳۷)	۰/۱۴۰۰ (۳/۷۴)	۰/۰۶۸	۲/۰۹	−۷/۱۷۷۶
معادله واریانس	$\mathrm{Ln}(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left\lvert \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right\rvert + \xi \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \beta_1 Ln(h_{t-1})$					
متغیر	α_0	α_1	ξ	β_1	GED	
$\mathrm{Ln}(h_t)$	−۰/۳۵۵۵ (−۷/۳۱)	۰/۲۰۰۲ (۹/۸۲)	۰/۱۱۰۱ (۵/۸۳)	۰/۹۷۷۳ ۲۳۹/۶۹	۰/۷۶۰۳ (۴۱/۳۸)	

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج نشان می‌دهد که تمام ضرایب مدل از نظر آماری معنادار و قابل‌اتکا می‌باشند. معناداری ضریب AR در مدل نشان می‌دهد که بازدهی شاخص تحت تأثیر تغییرات بازدهی روز قبل می‌باشد. علاوه بر این ضریب MA در مدل مثبت و معنادار است که حکایت از تغییرات میانگین شاخص تحت تأثیر بازدهی دوره قبل است. در ادامه براساس برآورد واریانس شرطی بازدهی شاخص، ارزش در معرض خطر (VaR) یک‌روزه در سطح اطمینان ۹۵ درصد برآورد گردید. از VaR برآورد شده برای برآورد CoVaR و در ادامه برای برآورد CoVaR △ استفاده شده است.

۲.۵ برآورد رگرسیون کوانتایل

در گام دوم و به‌منظور برآورد $CoVaR$ در این تحقیق از رگرسیون کوانتایل استفاده شده است. علاوه بر این همان‌طور که در بخش پیشین توضیح داده شد، برای محاسبه △ $CoVaR$ ابتدا رگرسیون کوانتایل با فرض اینکه ارزش در معرض خطر شاخص بانک‌ها در سطح ۵۰ درصد است برآورد گردید. در ادامه رگرسیون کوانتایل ۵ درصد برآورد شد. برای این منظور رگرسیون کوانتایل بازدهی شاخص کل بازار سرمایه روی بازدهی شاخص بانک‌ها در دو سطح اطمینان برآورد گردیده است. آدریان و برنمایر (۲۰۱۶) استدلال می‌کنند که متغیر وضعیت در این رگرسیون تنها یک قید به شمار می‌رود و نباید آن را به‌عنوان یک عامل ریسک در نظر گرفت. برنال و همکاران (۲۰۱۴) رگرسیون کوانتایل را بدون در نظر گرفتن متغیر

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

وضعیت برآورد کرده‌اند. بنابراین در مدل رگرسیون‌های کوانتایل تحقیق حاضر متغیر وضعیت نرخ بازدهی یک دوره قبل شاخص بازار سرمایه در نظر گرفته شده است:

$$RTIPEX_{q,t}^{system} = \alpha_q^{system\|i} + \gamma_q^{system\|i} RTIPEX_{t-1} + \beta_q^{system\|i} RBANK_{q,t}^{system\|i} \quad (19)$$

نتایج رگرسیون کوانتایل در هر دو سطح اطمینان در جدول شماره ۴ گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد که ضرایب هر دو مدل از نظر آماری معنادار می‌باشد.

جدول ۴

برآورد رگرسیون کوانتایل در سطح اطمینان ۵۰ درصد و ۵ درصد

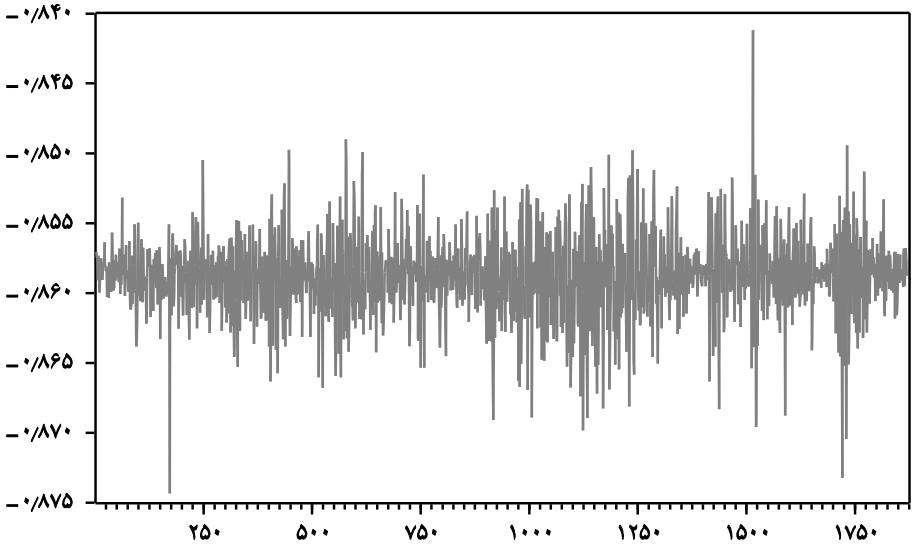
کوانتایل	متغیر	$\alpha_q^{system\|i}$	$RTIPEX_{t-1}$	$RBANK_{q,t}^{system\|i}$	$Psedo - R^2$	$Quasi - LR$
۵۰ درصد	$RTIPEX_{q,t}^{system}$	۰/۰۰۰۳ (۳/۵۲)	۰/۲۸۱۵ (۱۱/۸۳)	۰/۳۴۷ (۱۹/۰۱)	۰/۲۱	۱۱۳۲/۶۹ (۰/۰۰۰)
۱ درصد	$RTIPEX_{q,t}^{system}$	−۰/۱۴۱ (−۱۳/۹)	۰/۳۱۰ (۵/۲)	۰/۲۸۲ (۲/۰۲)	۰/۱۴	۳۴/۵۲۸ (۰/۰۰۰)

منبع: محاسبات تحقیق

براساس پارامترهای برآورد شده در هر دو رگرسیون فوق ابتدا CoVaR و سپس $\Delta CoVaR$ محاسبه می‌گردد. جدول شماره ۵ آماره‌های توصیفی $\Delta CoVaR$ و شکل ۱ مقدار $\Delta CoVaR$ را نشان می‌دهد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]



شکل ۱. سنجه $\Delta CoVaR$ریسک سیستمی نظام بانکی

جدول ۵

آماره‌های توصیفی ریسک سیستمی نظام بانکی براساس سنجه $\Delta CoVaR$

میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	کشیدگی	چولگی	جارک- برا
-۰/۸۵۸۷	-۰/۸۵۸۶	-۰/۸۴۱۱	-۰/۸۷۴۳	۰/۰۰۲۸۳	۵/۶۶	-۰/۲۰۴۳	۵۶۵/۴۲

همان‌طور که مشاهده می‌شود میانگین سنجه ریسک سیستمی نظام بانکی ۰/۸۵۸۷- می‌باشد. علاوه بر این میانه توزیع و میانگین تفاوت معناداری ندارند. آماره جارک- برا فرض نرمال بودن توزیع را رد می‌کند. علاوه بر این آماره چولگی نشان می‌دهد که توزیع، چولگی چپ دارد. مقدار $\Delta CoVaR$ منفی است. هر چه مقدار این آماره کمتر باشد ریسک سیستمی نظام بانکی بالاتر است.

۷ جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مقاله ریسک سیستمی نظام بانکی کشور با استفاده از سنجه $\Delta CoVaR$ آدریان و برونرمایر (۲۰۱۶) و با استفاده از داده‌های روزانه شاخص بانک‌ها و شاخص کل بازار سرمایه

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

به‌عنوان نماینده بخش واقعی اقتصاد برآورد گردیده است. بدین منظور ابتدا یک مدل شبکه‌ای چندلایه‌ای از بانک‌ها معرفی گردید و ساختار وابسته ترازنامه‌ای بانک‌ها مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفت. در قالب این مدل نرخ کفایت سرمایه هر بانک به‌عنوان مهم‌ترین متغیر تصمیم‌گیری معرفی و نحوه واکنش بانک‌ها به کاهش این نرخ نسبت به سطح استانداردهای تعیین‌شده توسط نهادهای نظارتی پرداخته شد و نشان دادیم زمانی که به علت افزایش نرخ نکول مشتریان اعتباری بانک و کاهش کیفیت دارایی‌های ترازنامه آن، نرخ کفایت سرمایه یک بانک کمتر از سطح استاندارد قرارگیرد، بانک با کاهش اکسپوژر خود در بازار بین‌بانکی نسبت به ترمیم آن اقدام می‌کنند. کاهش حجم فعالیت بانک بقیه بانک‌ها را دچار مخاطره می‌کند. با توجه به اینکه قیمت سهام هر بانک انعکاسی از تمام اطلاعات ترازنامه‌ای هر بانک است، در چارچوب مدل تحقیق، شبکه بانکی به‌عنوان یک پرتفوی متشکل از بانک‌هایی در نظرگرفته شدکه ساختار ترازنامه‌ای وابسته‌ای دارند. با این فرض که شاخص بانک‌ها انعکاسی از وضعیت ساختار وابستگی ترازنامه‌ای بانک‌هاست تغییرات شاخص و بازدهی آن وارد مدل شد. بر این اساس ارزش در معرض خطر شاخص با استفاده از مدل $E-GARCH$ برآورد شد. در ادامه با استفاده از رگرسیون کوانتایل بازدهی بازار سرمایه به‌صورت تابعی از ارزش در معرض خطر شبکه بانکی در دو سطح ۵۰ و ۱ درصد برآورد. نتایج هر دو مدل از نظر آماری معنادار می‌باشند. ضریب بازدهی شاخص در مدل رگرسیون کوانتایل ۵۰ و ۱ درصد به ترتیب ۰/۳۴۴۷ و ۰/۲۸۲ برآورد گردید که از نظر آماری معنادار می‌باشند. در ادامه با استفاده از ضرایب رگرسیون‌های کوانتایل ارزش در معرض خطر شرطی CoVaR و تغییرات آن (ΔCoVaR) به‌عنوان سنجه ریسک سیستمی برآورد گردید. نتایج نشان می‌دهد که مقدار این سنجه مطابق انتظار منفی و میانگین آن ۰/۸۵۸۷ــ نشان‌دهنده ریسک سیستمی نظام بانکی است. براساس نتایج به‌دست‌آمده توصیه می‌شود که بانک مرکزی به‌عنوان بالاترین مرجع سیاست‌گذاری پولی به‌صورت دوره‌ای ریسک سیستمی نظام بانکی را سنجش و بانک‌هایی که می‌توانند موجب وقوع بحران در نظام بانکی شوند را شناسایی و اقدامات سیاستی در راستای ترمیم ساختار ترازنامه‌ای این دسته از بانک‌ها را ابلاغ کند. همچنین پیشنهاد می‌شود بانک مرکزی به‌طور پیوسته کیفیت دارایی‌های بانک‌ها فعال را پایش نموده و فعالیت بانک‌هایی که ریسک اعتباری آنها می‌تواند باعث وقوع ریسک سیستمی شود را ملزم به رعایت استانداردهای بین‌المللی در خصوص بهداشت اعتباری کند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

فهرست منابع

آذری قره‌لر، آ.، و رستگار، م. (۱۳۹۵). مقایسه سنجه‌های ریسک سیستمی در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران، مجموعه *مقالات چهارمین همایش ریاضیات و علوم انسانی (ریاضیات مالی)*. دانشگاه علامه طباطبائی.

بکی حسکویی، م.، و صمدی، س. (۱۳۹۱). برآورد ریسک پرتفوی سرمایه‌گذاری با استفاده از مدل‌های کاپولا-گارچ شرطی، مجموعه *مقالات سومین کنفرانس ریاضیات مالی و کاربردها*. دانشکده ریاضی و علوم کامپیوتر دانشگاه سمنان.

پژوهشکده پولی و بانکی (۱۳۹۳). *چالش‌های پولی و بانکی اقتصاد ایران: تحلیل وضعیت و توصیه‌های سیاستی*. تهران: نشر پژوهشکده پولی و بانکی.

حسینی، س. ع.، و رضوی، س. س. (۱۳۹۳). نقش سرمایه در ریسک سیستمی مؤسسات مالی، *پژوهش‌های تجربی حسابداری*. سال چهارم، شماره ۱۳، ۱۴۷-۲۷.

دمیرچی، ف. (۱۳۸۹). *بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری با استفاده از معیار ارزش در معرض ریسک مشروط در بازار بورس اوراق بهادار تهران و مقایسه آن با پرتفوی بازار*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علوم اقتصادی، تهران.

شیرمحمدی، ف.، و چاوشی، ک. (۱۳۹۳). *بررسی ریسک سیستمی نظام مالی ایران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علوم اقتصادی. دانشکده مدیریت نهادهای اقتصادی.

نصرتی، ه. (۱۳۹۲). *مقایسه توزیع‌های پایدار و کلاسیک در تخمین ذخیره سرمایه ریسک عملیاتی*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علوم اقتصادی، تهران.

Acharia, V., Pederson, L., Philippon, T., & Richardson, M. (2010). *Measuring Systemic Risk*. Working Paper 10-02, Federal Reserve Bank of Cleveland.

Adams, Z., Füss, R., & Gropp, R. (2013). *Spillover Effects among Financial Institutions: A State-Dependent Sensitivity Value-At-Risk Approach*. SAFE Working Paper Series, 20. ttp://dx.doi.org/10. 2139/ssrn.2267853.

Adrian, T., & Brunnermeier, M. K. (2009). *CoVaR. Paper Presented at the CEPR/ESI 13th Annual Conference on 'Financial Supervision in an Uncertain World' in Venice*. Staff Report 348, Federal Reserve Bank of New York.

Adrian, T., & Brunnermeier, M. K. (2016). CoVaR. *American Economic Review*. 106(7), 1705–1741.

Aikman, D., Alessandri, P., Eklund, B., Gai, P., Martin, E., Mora, N., & et al. (2009). *Funding Liquidity Risk in a Quantitative Model of Systemic Stability*. Bank of England Working paper.

Allen, W., & Wood, G. (2006). Defining and Achieving Financial Stability. *Journal of Financial Stability*. 2(2), 152–172.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

Anderson, T. W. and Darling, D.A. (1952). Asymptotic theory of certain goodness of fit criteria based on stochastic processes. *Annals of Mathematical Statistics*, 23, 193–212 .

Anderson, T.W. and Darling, D.A. (1954). A test of goodness of fit. *Journal of the American Statistical Association*, 49, 765–769.

Bernal, O., Gnabo, J., & Guilmin, G. (2014). Assessing the Contribution of Banks, Insurance and Other Financial Services to Systemic Risk. *Journal of Banking and Finance*. 47(10), 270–287.

Berner, R., Goodhart, C. A. E., & Kashyap, A. K. (2011). The Macroprudential Toolkit. *IMF Economic Review*. 59(2), 145–161.

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.

Blanchard, O., Dell'Ariccia, G., & Mauro, P. (2010). Rethinking Macroeconomic Policy. *Journal of Money, Credit and Banking*. 42(6), 199–215.

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*. 31, 307–327.

Borri, N., Caccavaio, M., Di Giorgio, G., & Sorrentino, A. M. (2014). Systemic Risk in the Italian Banking Industry. *Economic Notes*. 43(1), 21–38.

Brownlees, C. T., & Engle, R. F. (2012). *Volatility, Correlation and Tails for Systemic Risk Measurement*. Available at SSRN 1611229.

Castro, C., & Ferrari, S. (2014). Measuring and Testing For the Systemically Important Financial Institutions. *Journal of Empirical Finance*. 25(C), 1–14.

Chen, R., Chidambaran, N. K., Imerman, M. B., & Sopranzetti, B. J. (2014). Liquidity, Leverage, and Lehman: A Structural Analysis of Financial Institutions in Crisis. *Journal of Banking and Finance*. 45(C), 117–139.

Davis, E. P., Karim, D. (2009). *Macroprudential Regulation: The Missing Policy Pillar*. Economics and Finance Working Paper Series, 09–30, Brunel University West London.

De Jonghe, O. (2010). Back To the Basics in Banking? A Micro-Analysis of Banking System Stability. *Journal of Financial Intermediaries*. 19(3), 387–417.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

De Moraes, C. O., & de Mendonça, H. F. (2017). The Bridge between Macro and Micro Banking Regulation: A Framework from the Model of Financial Flows. *Journal of Economic Studies*. 44(2), 214–225.

Diamond, D. W., & Rajan, R. G. (2001). *Banks, Short-Term Debt and Financial Crises: Theory, Policy Implications and Applications*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 54(1), 37–71.

Drakos, A. A., & Kouretas, G. P. (2015). Bank Ownership, Financial Segments and the Measurement of Systemic Risk: An Application of Covar. *International Review of Economics and Finance*. 40(C), 127–140.

Eisenberg, L., Noe, T. H. (2001). Systemic Risk in Financial Systems. *Management Science*. 47(2):236–249.

Elsinger, H., Lehar, A., & Summer, M. (2006). Risk Assessment for Banking Systems. *Management science*. 52(9), 1301-1314.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation. *Econometrica*. 50, 987–1008.

Gai, P. (2013). *Systemic Risk*. Oxford University Press.

Galati, G., & Moessner, R. (2013). Macroprudential Policy: A Literature Review. *Journal of Economic Surveys*. 27(5), 846–878.

Gauthier, C., Lehar, A., Souissi, M. (2010). *Macroprudential Regulation and Systemic Capital Requirements*. Bank of Canada Working Paper 2010–4.

Gauthiter, C., Lehar, A., & Souissi, M. (2012). Macroprudential Capital Requirements and Systemic Risk. *Journal Financial Intermediation*. 21, 618-594.

Girardi, G., & Ergün, A. T. (2013). Systemic Risk Measurement: Multivariate GARCH Estimation of Covar. *Journal of Banking and Finance*. 37(8), 3169–3180.

Hanson, S. G., Kashyap, A. K., & Stein, J. C. (2011). A Macroprudential Approach to Financial Regulation. *Journal of Economic Perspectives*. 25(1), 3–28.

Huang, X., Zhou, H., & Zhu, H. (2009). A Framework for Assessing the Systemic Risk of Major Financial Institutions. *Journal of Banking and Finance*. Vol.33, 2036–2049.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

Huang, X., Zhou, H., & Zhu, H. (2012). Assessing the Systemic Risk of a Heterogeneous Portfolio of Banks during the Recent Financial Crisis. *Journal of Financial Stability*. 8(3), 193–205.

Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient Tests for Normality, Heteroscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals. *Economic Letters*. 6, 255–259.

Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review*. 55(2), 163–172.

Jin, X., & De Simone, F. A. N. (2014). Banking Systemic Vulnerabilities: A Tail-Risk Dynamic CIMDO Approach. *Journal of Financial Stability.* Vol.14, 81–101.

Kaufman, G. (1995). Banking, Financial Markets, and Systemic Risk. *Research in Financial Services*. volume 7.

Kindleberger, C. P., & Aliber, R. Z. (2005). *Manias, Panics and Crashes: A History of Financial Crises* (5 Ed.). New Jersey: John Wiley & Sons Inc.

Kuzubaş, T. U., Mercikoğlu, I., & Saltoğlu, B. (2014). Network Centrality Measures and Systemic Risk: An Application to the Turkish Financial Crisis. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 405. 203–215.

Nelson, D. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*. 59, 347-370.

Papadimitriou, T., Gogas, P., & Tabak, B. M. (2013). Complex Networks and Banking Systems Supervision. *Physica A*, 392(19), 4429–4434.

Puzanova, N., & Düllmann, K. (2013). Systemic Risk Contribution: A Credit Portfolio Approach. *Journal of Banking & Finance*. Volume 37, Issue 4, April, 1243-1257.

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

Segoviano, M. A. (2006). *Consistent Information Multivariate Density Optimizing Methodology*. Financial Markets Group, London School of Economics, 2 Discussion Paper 557.

Silva, T. C., Souza, S. R. S. & Tabak, B. M. (2015). *Monitoring Vulnerability and Impact Diffusion in Financial Networks.* Working Paper 392, Central Bank of Brazil, 5.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]

Souza, S. R. S., Tabak, B. M., & Silva, T. C., Guerra, S. M. (2014). Insolvency and Contagion in the Brazilian Interbank Market. *Physics Analysis*. No. 431, 140–151.

Stephens, M. A. (1970). Use of Kolmogorov–Smirnov, Cramer–Von Mises and Related Statistics without Extensive Tables. *Journal of the Royal Statistical Society*. Series B, 32, 115–122.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.36.5.6]