فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال دهم/ شماره سی‌ونهم/ پائیز ۱۴۰۰

بررسی عوامل تأثیرگذار بر تعیین حق بیمه سپرده در بین بانک‌های ایرانی پذیرفته شده در بورس و فرابورس ایران

محمدرضا آقامحمدسمسار
دانشجوی دکتری مالی گرایش بیمه دانشگاه تهران
mosemsar@gmail.com

سعید فلاح‌پور
استادیار مدیریت مالی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، نویسنده مسئول
sfallahpor@gmail.com

سعید شیرکوند
استادیار مدیریت مالی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران
shirkavand@ut.ac.ir

علی فروش باستانی
استادیار ریاضی دانشگاه تحصیلات تکمیلی علوم پایه زنجان
bastani@iasbs.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۸/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۹/۰۳

چکیده

سپرده بانکی از منابع بسیار مهم برای بانک‌ها به شمار می‌آید که اگر با سرمایه‌گذاری‌های ضعیف یا تسهیلات سوخت شده همراه گردد، مؤسسات مالی را دچار مشکلات عدیده‌ای خواهد نمود. یکی از راه‌های مقابله از سوخت شدن سپرده‌ها، بیمه کردن آن‌ها می‌باشد. پژوهش حاضر به دنبال ارائه مدلی است که بتواند ریسک صنعت بانکداری را متناسب با قیمت حق بیمه اندازه‌گیری نماید. و از مدل‌سازی مبتنی با ریسک بهره می‌جوید این مدل‌سازی با استفاده از مدل‌های گارچ چند متغیره بوده که می‌تواند به قیمت‌گذاری صحیح‌تر حق بیمه سپرده منتج گردد. برای تعیین عوامل موثر بر حق بیمه‌ها و تعیین ارتباط آن‌ها از اطلاعات بانک‌های فعال بورس اوراق بهادار تهران در بین سال‌های ۱۳۹۳ الی ۱۳۹۷ استفاده گردیده است. با استفاده از مدل‌های بلک-شولز، مرتون بلک‌شولز، مرتون بلک‌شولز با در نظر گرفتن ریسک سیستماتیک و همچنین مدل مرتون بلک‌شولز با استفاده از مدل‌سازی گارچ چند متغیره اقدام به قیمت‌گذاری حق بیمه سپرده شده است. با توجه به نتایج به دست آمده از تخمین معادلات رگرسیونی مشخص گردید که حق بیمه دریافت شده توسط صندوق ضمانت سپرده‌ها با توجه به ریسک سیستمی شبکه بانکی نبوده و بهتر به نظر می‌آید که ارزش حق بیمه سپرده‌ها با در نظرگیری ریسک بانکی باشد. در این راستا و با توجه به مدل‌ها تخمین زده‌شده، ریسک سیستمیک شبکه بانکی، ارزش محاسبه‌شده حق بیمه با در نظرگیری مدل گارچی چند متغیره را بهتر در نظر می‌گیرد.

واژه‌های کلیدی: سپرده بیمه، حق بیمه سپرده بیمه، ریسک سیستماتیک، ریسک سیستمیک، گارچ چندمتغیره.

۱- مقدمه

بحران‌های بانکی، هجوم مردم به بانک‌ها و فراگیر شدن بحران پدیده‌ای است که در سال‌های اخیر در نظام مالی کشورهای مختلف مشاهده‌شده است. دولت‌ها به‌منظور کنترل این بحران‌ها به ایجاد نظامی برای حمایت از سپرده‌گذاران از طریق تضمین بازپرداخت کل یا درصدی از اصل‌وفرع اقدام کرده‌اند. از این نظام تحت عنوان بیمه سپرده‌ها یاد می‌شود (طالب لو، ۱۳۹۰). بیمه‌ی سپرده‌ها نوعی تضمین و یا حمایت از سپرده‌گذاران مؤسسات اعتباری و بانک‌ها است. هدف اصلی از چنین نظامی، ثبات بخشیدن به بازار مالی و فراهم کردن امکان فعالیت بانک‌ها و مؤسسات کوچک در کنار بانک‌های بزرگ است. لازمه‌ی رسیدن به این هدف، محاسبه و اعمال نرخ بیمه بر اساس میزان ریسک‌پذیری هر بانک است (امیری، ۱۳۹۶).

بیمه سپرده یکی از مکانیزم‌هایی است که از سوی دولت‌ها به‌منظور افزایش امنیت داخلی سیستم‌های بانکی و هم‌چنین برای حمایت از سپرده‌گذاران کوچک در زمان ورشکستگی بانک‌ها به کار گرفته‌شده است. این حمایت سبب خواهد شد که در صورت وقوع هرگونه مشکلی در عملکرد فعالیت‌های بانکی که ناشی از تصمیمات و اقدامات نامناسب و یا بحران‌های ناشی شده خارج از حیطه تصمیم و عملکرد بانک، کل و یا بخشی از سپرده کل تحت پوشش بیمه سپرده است، به سپرده‌گذار پرداخت شود.

نظام بیمه سپرده به دو صورت متداول بیمه سپرده ضمنی[۱] و صریح[۲] صورت می‌گیرد. در بیمه سپرده ضمنی حمایت دولت از سپرده‌گذاران مصلحتی بوده و دولت‌ها این حمایت را انجام می‌دهند نه به دلیل این‌که آن‌ها ازلحاظ قانونی مجبور باشند، بلکه به خاطر این‌که به اهداف سیاسی ملی خود دست یابند. در مقابل یک سیستم بیمه سپرده صریح در چارچوب قانون و مقررات ایجاد می‌شود و قوانین و آئین‌نامه‌هایی برای عمل به این سیستم وجود دارد که در آن نوع مؤسسات و سپرده‌هایی که مشمول بیمه هستند و نحوه‌ی عضویت در سیستم، اجباری و اختیاری بودن آن و مقدار حداکثر سپرده‌هایی که می‌بایست بیمه شوند و این‌که چگونه سیستم بیمه سپرده تأمین مالی می‌شود و ابزارهایی که بیمه‌گر در هنگام ورشکستگی بانک می‌تواند از آن‌ها استفاده نماید، مشخص‌شده است (افشاری و همکاران، ۱۳۸۸).

روش‌های متعددی برای قیمت‌گذاری بیمه سپرده‌ها وجود دارد. اساس هر روش قیمت‌گذاری بیمه سپرده‌ها درواقع به روش‌شناسی تخمین ریسک دارایی‌های بانک مربوط می‌شود. برای تخمین ریسک بانک و هزینه بیمه-ی سپرده‌ها، تنظیم‌گران نوعاً ترکیبی از شاخص‌های مقداری را مورداستفاده قرار می‌دهند و این شاخص‌ها که از بررسی‌های داخلی و بیرونی بانک‌ها جمع می‌شوند، همراه با شاخص‌های مبتنی بر حسابداری همانند شاخص-های از نوع کمل[۳]، مورد استفاده قرار می‌گیرد.

در ادبیات نظری چندین روش تخمین نرخ بیمه بر اساس شاخص‌های مبتنی بر بازار گسترش‌یافته است. اکثر این روش‌ها بر اساس الگوی قیمت‌گذاری مرتون[۴] (۱۹۷۷) است. این الگوها بیمه سپرده‌ها را به‌عنوان یک اختیار فروش روی دارایی‌های بانک در نظر می‌گیرد. این الگوها برای دانشگاهیان ازاین‌جهت جالب است که بر چارچوب نظری مبتنی است و این چارچوب نظری ارتباط مستقیمی بین ارزش قرارداد بیمه سپرده و ارزش دارایی‌های بانک فراهم می‌کند و به همین دلیل از ارزیابی بازاری ارزش سهام و دارایی بانک‌ها به‌جای ارزش

حسابداری استفاده می‌کند. این الگوی پایه که توسط مرتون (۱۹۷۷) ارائه شد توسط محققین دیگر گسترش یافت؛ به‌طوری‌که که این امکان به وجود آمده تا ویژگی انواع طراحی‌های مربوط به‌قرارداد بیمه سپرده‌ها در الگو گنجانده شود و راه‌حلی برای مشکلات متعددی که در تخمین‌های تجربی رخ می‌دهد، ارائه شود.

سیاست‌گذاران با طیف متنوعی از گزینه‌ها و چالش‌ها در طراحی یک سیستم بیمه سپرده مواجه هستند که از نظام بانکی بدون تضعیف نظم بازار، حمایت مالی می‌کند. انتخاب کشورها بین بیمه‌های سپرده‌ی ضمنی و صریح قرار دارد. با بیمه‌ی سپرده‌ی ضمنی، هیچ قرارداد مالی قبل از نکول بانک تعریف نمی‌شود. در مقابل، بیمه‌های سپرده‌ی صریح مبتنی بر قوانینی هستند که اگر به‌درستی انجام شوند، انگیزه‌های غیراخلاقی را به حداقل می‌رسانند. برای ایجاد مبنایی برای تجزیه‌وتحلیل بیش‌تر، چندین فرم از مکانیزم‌های قیمت‌گذاری و هم-چنین مکانیزم‌های سرمایه‌گذاری مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. عسکری (۱۳۹۵) به این نتیجه رسید که برای راه-اندازی نظام بیمه سپرده‌ها، نیازمند تغییراتی در سیستم بانکی، وضع قوانین و مقررات نظارتی و احتیاطی و برطرف کردن مشکلات و موانع پیش روی آن می‌باشد که با توجه به نوپا بودن این نهاد در ایران، توجه به موانع پیش روی آن و ارائه‌ی راهکارهایی جهت برطرف کردن آن‌ها ضروری است.

۱-۱- تعریف بیمه سپرده

بیمه سپرده یکی از مکانیزم‌هایی است که از سوی دولت‌ها به‌منظور افزایش امنیت داخلی سیستم‌های بانکی و هم‌چنین برای حمایت از سپرده‌گذاران کوچک در زمان ورشکستگی بانک‌ها به کار گرفته‌شده است. این حمایت سبب خواهد شد که در صورت وقوع هرگونه مشکلی در عملکرد فعالیت‌های بانکی که ناشی از تصمیمات و اقدامات نامناسب و یا بحران‌های ناشی شده خارج از حیطه تصمیم و عملکرد بانک، کل و یا بخشی از سپرده کل تحت پوشش بیمه سپرده است، به سپرده‌گذار پرداخت شود.

از سوی دیگر، بیمه سپرده جز تکمیلی شبکه گسترده ایمنی مالی است که شامل قوانین و مقررات بانکی، حداقل تدابیر لازم برای بانک‌های مرکزی وام‌دهنده در مقابل اعتباری که به اشخاص می‌دهند و هم‌چنین شامل نظارت بانکی می‌شود. این تضمین یا به شکل علنی، آشکار و بر اساس قانون می‌باشد و یا به‌صورت ضمنی صورت می‌گیرد. در برخی کشورها مانند آمریکا، این تضمین بر اساس قوانین اتخاذشده و توسط بخش دولتی صورت می‌گیرد و در برخی کشورها توسط بخش خصوصی و بدون پشتیبانی دولت اما بر اساس قانون این تضمین صورت می‌گیرد.

مفهوم، اهداف و ضرورت بیمه سپرده بی‌تردید بدون شناخت و درک مفهوم آن امکان‌پذیر نیست. البته تعاریف متفاوتی از بیمه سپرده وجود دارد که هریک از آن‌ها به ابعاد مختلفی از آن پرداخته‌اند. اما در یک نگاه اجمالی و بر اساس تعریفی جامع می‌توان گفت بیمه سپرده، مکانیزمی است که از سوی دولت‌ها برای افزایش امنیت داخلی سیستم‌های بانکی و حمایت از سپرده‌گذاران کوچک در زمان ورشکستگی بانک‌ها یا بحران‌های مالی به کار گرفته می‌شود. بر اساس این تعریف درمی‌یابیم که اولاً عمدتاً بیمه سپرده یک مکانیزم دولتی است، ثانیاً برای افزایش ایمنی شبکه بانکی به کار گرفته می‌شود و ثالثاً هدف اولیه آن حمایت از سپرده‌گذاران کوچک

در مقابل بحران‌های مالی است. کشورهای مختلف از به‌کارگیری بیمه سپرده اهداف مختلفی را دنبال می‌کنند اما به‌طورکلی در بسیاری از کشورها طراحی و اجرای بیمه سپرده به‌عنوان پاسخی برای بحران‌هایی که بانک‌ها با آن مواجه‌اند، صورت گرفته است.

۱-۲- الگوی قیمت‌گذاری مرتون

مرتون (۱۹۷۷) نشان می‌دهد که بین بیمه سپرده و اختیار فروش اروپایی ارزش دارایی بانک ارتباط وجود دارد. در مدل مرتون ارزش دارایی بانک از یک فرآیند نرمال لگاریتمی با پارامترهای نوسان و میانگین مشخص پیروی می‌کند. اختیار فروش اروپایی دارای تاریخ سررسید و قیمت اعمال معادل باارزش سررسید بدهی می‌باشد. مطابق با الگوی مرتون، ارزش حق بیمه سپرده به ازای هر دلار سپرده بیمه‌شده در زمان t مساوی با I_t و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$I_t(V_t,\sigma) = N\left(\sigma\sqrt{T-t} - d_t\right) - \frac{V_t}{D}N(-d_t) \quad (۱)$$

که در آن:

$$d_t = \frac{ln\frac{V_t}{D} + \frac{\sigma^2}{2}(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} \quad (۲)$$

D برابر با مقدار کل سپرده‌ها، V_t ارزش دارایی بانک در زمان t، σ انحراف معیار استاندارد بازدهی دارایی، N(0) تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد و T تاریخ سررسید قرارداد بیمه سپرده می‌باشد.

طالب لو (۱۳۹۰) با استفاده از الگوی مرتون برای قیمت‌گذاری اختیارات به تخمین نرخ بیمه سپرده‌های بانک خصوصی منتخب در ایران پرداخته است. نتایج این بررسی حاکی از آن است که نظام قیمت‌گذاری بیمه سپرده‌ها در ایران می‌بایست بر اساس ریسک هر بانک باشد و نرخ واحد اتخاذ نشود. امیری (۱۳۹۶) از روش تخمین حداکثر درستنمایی به‌منظور محاسبه‌ی داده‌های ورودی فرمول مرتون استفاده کرده است. با توجه به بالا بودن نرخ بیمه سپرده مشاهده می‌شود که ریسک بانکداری در ایران در حال افزایش است. هم‌چنین، با مقایسه تخمین‌های به‌دست‌آمده با استفاده از روش رون و ورما و روش حداکثر درستنمایی ملاحظه می‌شود که نرخ بیمه سپرده بر اساس روش حداکثر درستنمایی که روشی کارا برای محاسبه نرخ بیمه سپرده می‌باشد، بیش‌تر است.

۱-۳- روش رون و ورما

به‌منظور کاربردی کردن الگوی مرتون نیاز به دو متغیر غیرقابل مشاهده می‌باشد: ارزش دارایی بانک و پارامتر نوسانات که بایستی تخمین زده شود. رون و ورما (۱۹۸۶) به‌منظور شناسایی این دو متغیر ناشناخته، دو محدودیت را پیشنهاد کردند. اولین محدودیت برابر باارزش سهام بانک به‌عنوان یک اختیار خرید بر روی دارایی‌های بانک می‌باشد. رابطه بین ارزش سهام و نوسانات دارایی به‌عنوان محدودیت دوم شناخته می‌شود.

ازآنجایی‌که ارزش بازاری سهام قابل‌مشاهده می‌باشد و نوسانات سهام را نیز می‌توان تخمین زد، لذا دو محدودیت غیرخطی برای شناسایی دو متغیر غیرقابل‌مشاهده وجود دارد. ارزش سهام و نوسانات سهام به ترتیب با E_t و σ_t نشان داده می‌شود. سیستم دو معادله‌ای فوق به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$E_t = V_t N(d_t) - DN(d_t - \sigma\sqrt{T-t}) \quad (۳)$$

$$\sigma_E = \frac{V_t N(d_t)}{E_t}\sigma \quad (۴)$$

روش رون و ورما دارای یک مشکل آماری بزرگ می‌باشد. همان‌طوری که توسط دون (۱۹۹۴) نیز بیان شد، محدودیت نوسانات استفاده‌شده توسط رون و ورما یک شرط مناسب برای شناسایی متغیرهای ناشناخته نمی-باشد. از آن‌جایی‌که رابطه نوسانات به‌صورت مستقیم از معادله ارزش سهام به‌دست می‌آید، لذا این رابطه نمی-توانند به‌عنوان یک محدودیت جدا در نظر گرفته شود.

۱-۴- قیمت‌گذاری مبتنی بر ریسک سیستماتیک

در حال حاضر بیمه‌ی سپرده مبتنی بر ریسک تحت همان اصول اساسی قیمت‌گذاری سایر انواع بیمه نظیر بیمه اموال یا خودرو صورت می‌گیرد. همان‌گونه که رانندگان جوانی که پشت فرمان خودرو قرار می‌گیرند، از ریسک بالاتری برخوردار هستند، بانک‌هایی که با احتمال نکول و ورشکستگی بالاتری مواجه هستند، متحمل پرداخت حق بیمه‌ی سپرده‌ی بیش‌تری به ارائه‌دهندگان خدمات بیمه می‌شوند (شی[۵] و همکاران، ۲۰۱۵).

تعیین حق بیمه‌ی منصفانه برای سپرده‌ها تنها بر اساس ریسک ورشکستگی بانک، به‌اندازه کافی هزینه‌های پیش‌بینی‌نشده تضمین سپرده را پوشش نمی‌دهد. این به این دلیل است که خسارات بالقوه نه‌تنها ناشی از ریسک انفرادی هریک از بانک‌هاست، بلکه به‌طور مستقیم از خطر ورشکستگی مشترک بین بانک‌ها نیز تأثیر می‌پذیرد. آچاریا[۶] (۲۰۱۰) استدلال می‌کند که این پیامد به دلیل همپوشانی بین سرمایه‌گذاری‌های بانک‌ها می-باشد. به‌عنوان‌مثال، قبل از وقوع بحران جهانی در سال ۲۰۰۷ دارایی‌های بانک‌ها به سمت تسهیلات املاک و مستغلات و پس‌ازآن به سمت اوراق قرضه دولتی گرایش پیداکرده بود (شی و همکاران، ۲۰۱۵). یوشیدا و ناکاگاوا[۷] (۲۰۰۷) نشان دادند که بانک‌های ژاپنی گرایش رفتاری مشابهی نسبت به ارائه‌ی وام‌های بانکی طی دوره‌های حبابی دارند.

دانش‌جعفری و همکاران (۱۳۹۶) نشان دادند که عملکرد بانک‌ها 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. مهدوی و همکاران (۱۳۹۶) نیز نشان دادند که تغییرات ارزش در معرض خطر شرطی برای بانک خاورمیانه بیش‌ترین مقدار و برای بانک سرمایه کم‌ترین مقدار

را به خود اختصاص داده است. این نتایج بیان‌گر آن است که بحران یا اختلال در بانک خاورمیانه از بین سایر بانک‌ها بیش‌ترین تأثیر را بر سیستم مالی تحمیل می‌کند و بانک سرمایه کم‌ترین تأثیر را دارد.

پناچی[۸] (۲۰۱۰) توضیح داد که برخلاف سایر اشکال بیمه، این خطر سیستماتیک نمی‌تواند از طریق تلفیق ریسک ورشکستگی بانک‌ها به‌صورت انفرادی در کنار یکدیگر پوشش داده شود. از این‌رو، هزینه‌ی مورد انتظار بیمه‌ی سپرده‌ها باید بالاتر ازآنچه به‌وسیله‌ی حق بیمه سپرده قانونی مطرح می‌شود، باشد. اگر ارزش دارایی‌های بانک پائین تر از ارزش سپرده‌های بیمه‌شده باشد، بانک از این حق برخوردار است که دارایی‌های خود را به ارزش بیمه‌ی شده‌ی آن‌ها بفروشد؛ در غیر این صورت، این اختیار منقضی می‌شود. بنابراین، هزینه‌ی مورد انتظار بیمه سپرده برابر با ارزش اختیار فروش است که در اینجا برابر با میزان بیمه‌ی سپرده و ارزش دارایی‌های بانک می‌باشد.

برای رفع ریسک‌های ورشکستگی مشترک در بین بانک‌ها، عامل ریسک سیستماتیک برای مدل مرتون (۱۹۷۷) معرفی می‌شود. این فاکتور به‌عنوان عامل همبستگی دارایی‌ها که حساسیت بازده دارایی‌های بانک را با عامل مشترک شرایط کلان اقتصادی در نظر می‌گیرد، تعریف می‌شود.

برای این منظور، از برآورد همبستگی دارایی‌ها برای تعیین ریسک سیستماتیک بانک در قیمت‌گذاری بیمه سپرده استفاده می‌شود که مبتنی بر استانداردهای سرمایه بازل۲ است که در آن همبستگی بین دارایی‌ها به‌عنوان یک پارامتر کلیدی در برآورد کفایت سرمایه بانک تلقی می‌شود. بر طبق مدل گوردی[۹] (۲۰۰۳) یک بانک با همبستگی ورشکستگی بالاتر به دلیل داشتن همبستگی بالاتر در دارایی‌ها نیازمند برخورداری از سرمایه بیش‌تر است. به همین دلیل، بانکی که دارای همبستگی بیش‌تر در دارایی‌ها و به‌تبع آن ریسک بالاتر از ورشکستگی است باید حق بیمه‌ی سپرده‌ی بیش‌تری پرداخت نماید.

مرادمند و حسنلو (۱۳۹۵) به بحث روی ریسک سیستمیک به‌وسیله‌ی ارزیابی این موضوع پرداختند که تا چه حد بحران‌های ایجادشده در بخش‌های مالی مختلف شامل بخش بانکداری، بیمه و شرکت‌های سرمایه‌گذاری می‌توانند در ریسک کل سیستم مالی گسترش یابند. برای این منظور، از روش اندازه‌گیری تغییرات ارزش در معرض خطر شرطی مبتنی بر بازده بخش‌های مالی موردنظر استفاده‌شده است و مقدار آن با استفاده از رگرسیون چندکی برآورد شده است. نتایج حاکی از آن است که هر سه بخش بانکی، بیمه و شرکت‌های سرمایه‌گذاری به‌طور معنی‌داری در ریسک سیستمیک سیستم مالی ایران سهیم هستند و شرکت‌های سرمایه‌گذاری بیش‌ترین سهم را در ریسک سیستمیک دارند و پس‌ازآن به ترتیب، بخش‌های بانکداری و بیمه قرار می‌گیرند.

۱-۵- ریسک سیستمیک

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 طراحی‌شده‌اند. این مقررات به‌اندازه کافی به ریسک سیستمیک مؤسسات (به‌عنوان یک کل) تمرکز نداشته‌اند. ریسک سیستمیک، در یک مفهوم گسترده‌تر به‌عنوان ریسک سیستم مالی، موضوع

پژوهش‌های مالی 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.

بر اساس تعریف بیلیو[10] و همکاران (۲۰۱۲)، ریسک سیستمیک شامل گسترش هرگونه شرایطی است که ثبات یا اعتماد عمومی را در نظام مالی تهدید نماید. طبق تعریف بانک مرکزی اروپا (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.

شاخص‌های مختلفی برای اندازه‌گیری ریسک سیستمیک توسط محققان و پژوهش‌گران به‌کاررفته است. به-منظور بررسی و اندازه‌گیری سهم مؤسسات مالی در ریسک سیستمیک، دو روش قابل‌تمایز است. ازیک‌طرف معیارهای مبتنی بر داده‌های بازار، اعم از بازده سهام و داده‌های سوآپ نکول اعتباری۱۱. از طرف دیگر، معیارهای مبتنی بر داده‌های ترازنامه‌ای و نهاد تنظیم مقررات. مطابق این روش از داده‌های ترازنامه‌های مؤسسات مالی به‌منظور کشف تنش‌ها و وجود مشکلات بالقوه درون یک سیستم مالی استفاده‌شده است. اولین مجموعه از معیارها، بر روی داده‌های بازار تأکید دارند. آدریان و برونر[12] (۲۰۱۱) معیار ارزش در معرض خطر سنتی[13] را به معیار ارزش در معرض خطر شرطی[14] توسعه دادند. ارزش در معرض خطر شرطی، زیان کل سیستم مالی را به‌شرط درماندگی موسسه مالی معین، اندازه می‌گیرد. این شاخص را می‌توان به‌عنوان یک شاخص از پائین به بالا در نظر گرفت چراکه اثرات شوک در سطح یک بنگاه را بر روی کل سیستم اندازه‌گیری می‌کند.

۲- روش‌شناسی تحقیق

در این تحقیق، ریسک مشترک ورشکستگی مؤسسات مالی به مدل مرتون (۱۹۷۷) اضافه می‌شود که این ریسک با همبستگی دارایی[15] شناخته‌شده و حساسیت بازدهی دارایی بانک به عوامل مختلف اقتصادی را نشان می‌دهد[16]. یک بانک با همبستگی بالاتر دارایی با بازار، ریسک ورشکستگی مشترک بالاتری نیز خواهد داشت. نکته مهم این است که این ریسک مشترک ورشکستگی، ریسک سیستماتیکی است که توزیع زیان مشترک میان دارایی‌های وابسته بانک‌ها را نشان می‌دهد. در مقابل، ریسک سیستمیک شامل ریسک سیستماتیک و بحران می‌شود که زیان را از یک بانک به بانک دیگر منتقل می‌کند. هنگامی‌که بانکی با مشکلی مواجه می‌گردد، مجبور به فروش دارایی‌های خود می‌گردد که این امر باعث کاهش ارزش دارایی می‌شود و بر دارایی مشابه در بانک سالم دیگر تأثیر گذاشته و موجب زیان آن می‌شود. از انجا که داده های بانک های ورشکسته در ایران وجود ندارد از ریسک سیستمیک به عنوان سنجه ای از میزان ریسک هر بانک استفاده شده است.

جامعه‌ی آماری تحقیق شامل کلیه بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران می-باشد. در این تحقیق از داده‌های سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۹۷ استفاده‌شده است. داده‌های بورسی این شرکت‌ها به‌صورت روزانه و داده‌های ترازنامه‌ای و صورت سود و زیان آن‌ها به‌صورت سه‌ماهه گردآوری‌شده است. نمونه‌ی

تحقیق شامل داده‌های بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران است که از سال ۱۳۹۳ تا 1397 موجود باشند.

تحقیق موردنظر جهت اندازه‌گیری ضریب همبستگی دارایی با عامل ریسک سیستماتیک از رویکرد به‌کاربرده شده توسط لی و همکاران (۲۰۱۱) و لی و لین (۲۰۱۲) استفاده می‌کند. به‌طوری‌که این ضریب همبستگی توسط رابطه زیر به‌دست‌آمده است:

$$\rho = \left(\frac{\beta_E E(t)\sigma_Y}{V(t)\sigma_V N(-d_1(t,T))}\right)^2 \quad (۹)$$

در رابطه فوق، بتا β_E همان بتای حقوق صاحبان سهام، $E(t)$ ارزش بازار مؤسسات مالی ، σ_Y انحراف معیار بازدهی بازار (شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران) و $V(t)$ و σ_V به ترتیب ارزش دارایی‌ها و انحراف معیار دارایی‌های مؤسسات مالی هستند. اما می‌توان گفت که انحراف معیار ارزش دارایی برای محاسبه ضریب همبستگی قابل‌دسترسی نمی‌باشد. برای رفع این مشکل، مدل کی ام وی توسط رون و ورما (۱۹۸۶) به‌شرح زیر به کار گرفته‌شده است. فرض شده است که ارزش بازار حقوق صاحبان سهام مطابق با رویکرد قیمت‌گذاری اختیار خرید اروپایی اندازه‌گیری گردد:

$$E(t) = V(t)N\big(-d_1(t,T)\big) - B(t)N\big(-d_2(t,T)\big) \quad (۱۰)$$

که در آن $V(t)$ دارایی‌های بانک و $B(t)$ سپرده بیمه است. می‌توان براساس لم ایتو و با توجه به رابطه (۱۰)، انحراف معیار دارایی مؤسسات مالی را به‌صورت زیر اندازه‌گیری کرد:

$$\sigma_E = \frac{V(t)}{E(t)}N\big(-d_1(t,T)\big)\sigma_v \quad (۱۱)$$

در رابطه (۱۱)، σ_E انحرف معیار بازدهی حقوق صاحبان سهام است که می‌توان از طریق رابطه (۱۱) به استخراج انحراف معیار دارایی مؤسسات مالی پرداخت.

برای تکمیل و قیمت‌گذاری تفصیلی می‌توان انحراف معیار و ضریب همبستگی را با توجه به روابط بالا به‌دست آورد و در عین‌حال اثرات آرچی را در آن لحاظ کرد. بدین‌منظور مدل به کار گرفته‌شده در تحقیق گارچ (*GJR*) است که در پائین نحوه استخراج آن ذکر گردیده شده است.

نسخه جدید مدل *A_GARCH* انگل، مدل *GJR* گلستون، جاگاناتان و رانکل (۱۹۹۳) می‌باشد. در این مدل نیز همانند مدل *A-GARCH* از پارامتر اضافی استفاده می‌شود، ولی تفاوت این دو مدل این است که در مدل *GJR* تنها به شوک‌های منفی توجه می‌شود. مدل *GJR* به‌صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$\sigma_t^2 = w + \alpha a_{t-1}^2 + \gamma I[a_{t-1} < 0]a_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2$$
$$I[a_{t-1} < 0] = \begin{bmatrix} 1. & a_{t-1} < 0 \\ 0 & a_{t-1} \geq 0 \end{bmatrix} \quad (۱۲)$$

به‌منظور شناسایی عوامل مؤثر بر اثرگذاری در قیمت یا ارزش حق بیمه و هم‌چنین در سود بودن یا نبودن چنین قراردادی و یا ارتباط این قیمت با اندازه مؤسسات مالی و مواردی ازاین‌دست، نیاز به تخمین معادلاتی وجود خواهد داشت. این معادلات و یا به عنوانی باید به‌گونه‌ای طراحی گردد که معتبر بوده و آزمون‌های مختلف ازجمله آزمون‌های ثبات در آن صورت گرفته‌شده باشد. بدین منظور در تحقیق موردنظر، رگرسیون آورده شده در قسمت پایین به روش پنل دیتا تخمین زده‌شده است. رابطه (۱۳)، به‌صورت تجربی به بررسی نقش ضریب همبستگی دارایی بانک با عامل ریسک سیستمیک بر قیمت حق بیمه سپرده بیمه پرداخته است:

$$IPP_{i,t} = \alpha + b_1 \ln(V_{i,t}) + b_2 DD_{i,t} + b_3 \rho_{i,t} + b_4 SRISK_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۱۳)$$

ضریب همبستگی ρ دارایی با عامل ریسک سیستماتیک از رویکرد به‌کاربرده شده توسط لی و همکاران (۲۰۱۱) و لی و لین (۲۰۱۲) استفاده می‌کند. به‌طوری‌که این ضریب همبستگی توسط رابطه زیر به‌دست‌آمده است:

$$\rho = \left(\frac{\beta_E E(t)\sigma_Y}{V(t)\sigma_V N(-d_1(t,T))}\right)^2 \quad (۱۴)$$

آچاریا و همکاران (۲۰۱۰) کمبود سرمایه درون هر شرکت را به‌صورت نظری تعریف کرده که در صورت وقوع، هزینه‌ای را برای کل اقتصاد به‌ویژه در زمان بحرانی تحمیل می‌کند. هنگامی‌که اقتصاد در رکود به سر ببرد، شرکت‌های ورشکسته توسط رقبای با وضعیت بهتر تصرف نشده و در نتیجه تعهداتش هم در بخش مالی و هم در بخش واقعی اقتصاد گسترده خواهد شد. این امر باعث بدتر شدن وضعیت مالی شرکت و در نتیجه سرایت ریسک خواهد بود.

در این مقاله، بحران‌های بازار به‌عنوان وقایع یا ریسک‌های سیستمیک در نظر گرفته‌شده است. این وقایع را سقوط یا پایین آمدن شاخص بازار به زیر یک آستانه به نام C طی یک دوره زمانی h تعریف شده است. $R_{mt:t+h}$ بازده لگاریتمی شاخص کل در دوره زمانی t تا t+h در نظر گرفته و با این فرض رویدادهای ریسک سیستمیک به‌صورت $\{R_{mt:t+h} < C\}$ تعریف می‌گردد. بنابراین کمبود سرمایه[۱۷] به‌صورت زیر تعریف گردیده است:

$$\begin{aligned} cs_{it+h|t} &= -E_t(CB_{it+t}|R_{mt+h:t} < C) \\ &= kE_t(D_{it+h}|R_{mt+h} < C) - (1-k)E_t(W_{it+k}|R_{mt+h:t} < C) \end{aligned} \quad (۱۵)$$

به‌منظور محاسبه این انتظارات شرطی و برای اینکه بتوان به‌صورت یک معادله قابل‌حل در نظر گرفت. ابتدا فرض می‌کنیم که $D_{it} = E_t(D_{it+h}|R_{mt+h} < C)$ با استفاده از این فرض و فروض ذکرشده پایین به محاسبه کمبود سرمایه پرداخته‌شده است:

$$CS_{it+h|t} = kD_{it} - (1-k)W_{it}E_t(R_{it+h:t}|R_{mt+h:t} < C) = kD_{it} - (1-k)W_{it}MES_{it+h|t(C)} \quad (۱۶)$$

که $MES_{it+h|t(C)} = E_t(R_{it+h:t}|R_{mt+h:t} < C)$ یک کوانتایلی شرطی از بازدهی حقوق صاحبان سهام مؤسسات مالی با توجه به وقایع سیستمیک می‌باشد و نام آن معادل با کسری نهایی مورد انتظار۱۸ تعریف گردیده است. با این تفاسیر ریسک سیستمیک برای هر موسسه مالی در زمان‌های مختلف به‌صورت زیر تعریف گردیده است:

$$SRISK_{it} = \max(0; CS_{it}) \quad (۱۷)$$

و به‌صورت درصدی:

$$SRISK\%_{it} = SRISK_{it} / \sum_{i=1}^{I} SRISK_{it} \quad (۱۸)$$

و ریسک سیستمیک برای کل اقتصاد:

$$SRISK_t = \sum_{i=1}^{I} SRISK_{it} \quad (۱۹)$$

$SRISK_t$ نشان‌دهنده مقدار سرمایه‌ای که باید تهیه شود تا سیستم مالی در مواقع بحران نجات پیدا کند. $SRISK\%_{it}$ درصد هریک از مؤسسات مالی از ریسک سیستمیک کل بوده که در مواقع بحران به این میزان سرمایه برای برون‌رفت خود از بحران نیازمند می‌باشند.

نحوه استخراج کسری نهایی مورد انتظار۱۹ MES، مراحل زیر انجام‌شده است:

$$\begin{aligned} MES_{i,t}(C) &= E_{t-1}[R_{i,t}|R_{m,t} < C] \\ &= \mu_{i,t} + \sigma_{i,t}E_{t-1}[\rho_{i,t}\varepsilon_{m,t} + \sqrt{1-{\rho_{i,t}}^2}v_{i,t}|\varepsilon_{m,t} \\ &< \frac{C-\mu_{m,t}}{\sigma_{m,t}} \qquad = \mu_{i,t} + \sigma_{i,t}E_{t-1}[\varepsilon_{m,t}|\varepsilon_{m,t} \\ &< \frac{C-\mu_{m,t}}{\sigma_{m,t}}] + \sigma_{i,t}\sqrt{1-\rho_{i,t}^2}E_{i,t}[v_{i,t}|\varepsilon_{m,t} < \frac{C-\mu_{m,t}}{\sigma_{m,t}} \\ MES_{i,t}(C) &= \mu_{i,t} + \sigma_{i,t}E_{t-1}[\varepsilon_{m,t}|\varepsilon_{m,t} < \frac{C-\mu_{m,t}}{\sigma_{m,t}}] \end{aligned} \quad (۲۰)$$

شوک‌های $\varepsilon_{m,t}$ و $v_{i,t}$ به ترتیب نشان‌دهنده خطاهای[۲۰] بازدهی حاصل از تخمین مدل‌های تک متغیره گارچی برای شاخص کل و بازدهی هر مؤسسه حاصله از مدل GJR(2,2)[۲۱]، نمادهای $\mu_{i,t}$ و $\mu_{m,t}$ میانگین شرطی به‌دست‌آمده از مدل‌های ARMA(2,2)[۲۲] ذکرشده، $\sigma_{i,t}$ و $\sigma_{m,t}$ انحراف معیار شرطی حاصل از مدل‌های نوسان شرطی GJR و در نهایت همبستگی $\rho_{i,t}$ شرطی پویای هر مؤسسه مالی با شاخص کل حاصله از مدل‌های نوسان شرطی پویا[۲۳] *است*. شوک‌های $\varepsilon_{m,t}$ و $v_{i,t}$ از همدیگر مستقل و دارای توزیع یکسان طی زمان با میانگین صفر و واریانس یک و کوواریانس صفر می‌باشد.

برای به دست آوردن مدل همبستگی شرطی داینامیک مراحل مطابق زیر است:

$$Var_{t-1}\begin{pmatrix} R_{i,t} \\ R_{i,t} \end{pmatrix} = D_{i,t}P_{i,t}D_{i,t} = \begin{vmatrix} \sigma_{i,t} & 0 \\ 0 & \sigma_{i,t} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} 1 & \rho_{i,t} \\ \rho_{i,t} & 1 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \sigma_{m,t} & 0 \\ 0 & \sigma_{m,t} \end{vmatrix} \quad (۲۰)$$

نحوه به‌دست آمدن همبستگی غیرشرطی پویا به‌قرار زیر شرح شده است:

$$\begin{vmatrix} 1 & \rho_{i,t} \\ \rho_{i,t} & 1 \end{vmatrix} = diag(Q_{i,t})^{-1/2} Q_{i,t} diag(Q_{i,t})^{-1/2} \quad (۲۲)$$

برای به‌دست آوردن $Q_{i,t}$ مراحل زیر و به‌وسیله تخمین QML به‌دست می‌آید:

$$Q_{i,t} = (1 - \alpha_c - \beta_C)S_i + \alpha_C \varepsilon^*_{i,t-1} \varepsilon^{*'}_{i,t-1} + \beta_c Q_{i,t-1} \quad (۲۳)$$

متغیرهای کنترل عبارت است از:

* لگاریتم اندازه دارایی بانک

$$\ln(V_{i,t}) \quad (۲۴)$$

* احتمال نکول DD که به صورت زیر به دست می‌آید

$$DD = (V - B) \Big/ (V * \sigma_V) \quad (۲۵)$$

۳- سوال اصلی و فرضیه‌ی تحقیق

۱) مدل پیشنهادی (روش قیمت‌گذاری حق بیمه به‌وسیله اختیار فروش و حرکات براونی با استفاده از مدل بلک شولز و مرتون و مدل MGARCH) ریسک سیستمیک را بهتر از مدل روش قیمت‌گذاری حق بیمه به‌وسیله اختیار فروش با استفاده از مدل بلک شولز در نظر می‌گیرد.

۲) مدل پیشنهادی (روش قیمت‌گذاری حق بیمه به‌وسیله اختیار فروش و حرکات براونی با استفاده از مدل بلک شولز و مرتون و مدل MGARCH) ریسک سیستمیک را بهتر از مدل روش قیمت‌گذاری حق بیمه به‌وسیله اختیار فروش و حرکات براونی) با استفاده از مدل بلک شولز و مرتون در نظر می‌گیرد.

۴- یافته‌های پژوهش (مطالعه موردی)

به‌منظور بررسی مانایی متغیرهای تحقیق از آزمون ریشه واحد لوین، لی و چو برای متغیرهای تحقیق استفاده می‌گردد. درصورتی‌که سری‌های زمانی مورداستفاده در رگرسیون پایا نباشد، ممکن است رگرسیون کاذب شود. نتیجه آزمون ریشه واحد لوین، لی و چو برای متغیرهای مدل موردبررسی در ذیل آمده است.

نتایج جدول نشان‌دهنده این است که مقدار آماره احتمال متغیرها کمتر از ۰,۰۵ می‌باشد و این نشان‌دهنده این است که متغیرها در سطح مانا می‌باشند. آزمون مانایی پس از تفاضل‌گیری مرتبه اول برای متغیرهای نامانا بار دیگر انجام می‌شود.

جدول ۱. بررسی مانایی متغیرها به روش لوین لی چو

متغیر	آزمون لوین، لی و چو		نتیجه ازمون	ازمون لوین، لی و چو با تفاضل		نتیجه ازمون
	آماره	معنا داری		آماره	معناداری	
IPP1	-3.31	0.00	مانا	–	–	–
IPP2	-4.00	0.00	مانا	–	–	–
IPP3	-5.53	0.00	مانا	–	–	–
DD	-2.1123	0.01	مانا	–	–	–
SRISK	3.74–	0.99	نامانا	-2.42	0.00	مانا
ln	1.08–	0.13	نامانا	-4.80	0.00	مانا
RO	۲۷۷.۵ –	۰۰۰0.	مانا	–	–	–

نتایج آزمون هم‌خطی بین متغیرها در جدول زیر ارائه گردیده است:

جدول ۲. مقدار ضریب همبستگی

شرح	IPP1	IPP2	IPP3	SRISK	RO	DD	LN
SRISK	0.03	0.10	0.11	1.00			
RO	(0.26)	(0.09)	(0.09)	(0.18)	1.00		
DD	(0.085)	(0.068)	(0.068)	(0.011)	0.11	1.00	
LN	0.06	0.02	0.02	(0.13)	(0.04)	(0.04)	1.00

همان‌طور که مشخص است بیشترین مقدار قدر مطلق ضریب همبستگی بین متغیرهای وابسته و مستقل برابر با مقدار ۰/26 می‌باشد و سایر مقادیر اندکی به دست آمده و این نشان‌دهنده این است که بین متغیرهای توضیحی هم خطی بالایی وجود ندارد.

به‌منظور شناسایی از انتخاب بهترین مدل تخمین و همچنین عوامل مؤثر در قیمت یا ارزش حق بیمه و یا ارتباط این قیمت با اندازه مؤسسات مالی و مواردی ازاین‌دست نیاز به تخمین معادلاتی وجود خواهد داشت. این معادلات باید به‌گونه‌ای طراحی گردد که معتبر بوده و آزمون‌های مختلف ازجمله تست‌های ثبات در آن صورت گرفته‌شده باشد. با توجه به روابط ذکرشده یکی از مهم‌ترین روابطی که در تعیین قیمت حق بیمه سپرده بیمه نقش به سزایی خواهد داشت به‌طور یقین تعیین ریسک سیستمیک است که باید جهت و شدت آن مشخص گردد، که این مهم نیاز به تخمین معادله رگرسیونی با مفروضات و متغیرهای انتخاب‌شده درستی خواهد داشت.

در این قسمت به انتخاب روش مناسب حق بیمه محاسبه‌شده از بین سه روش بلک شولز و مرتون، قیمت‌گذاری حق بیمه با توجه به ریسک سیستماتیک و قیمت‌گذاری حق بیمه با توجه به روش گارچی چند متغیر در بین بانک‌های مورداشاره ایرانی پرداخته می‌شود.

به‌منظور تخمین مدل مربوط به فرضیه‌ها، در ابتدا باید نوع روش تخمین، مشخص گردد. بنابراین، ابتدا برای تشخیص بین اینکه باید از روش پولینگ دیتا استفاده شود یا از روش داده‌های تلفیقی استفاده شود، آماره چاو (F لیمر) محاسبه می‌شود. با توجه به فرض ثابت بودن ضرایب متغیرها، آیا عرض ازمبدا در تمامی سال‌ها ثابت است یا خیر. به‌طورکلی برای انتخاب از میان مدل Pooled و Panel از آزمون زیر استفاده می‌کنیم:

H_0: $\alpha_1= \alpha_2= \alpha_3=\ldots= \alpha_{T-1}$ مدل Pooled تمام عرض از مبدأها باهم برابرند

H_1: $\alpha_i \neq \alpha_j$ مدل Panel حداقل یکی از عرض از مبدأها با بقیه متفاوت است

جدول۳ نتایج آزمون F لیمر

متغیر وابسته	آماره F لیمر	درجه آزادی	معناداری	نتیجه
IPP1	332.47	(8,131)	0.000	داده‌های تلفیقی (مدل panel)
IPP2	85.67	(8,131)	0.000	داده‌های تلفیقی (مدل panel)
IPP3	80.66	(8,131)	0.0000	داده‌های تلفیقی (مدل panel)

مشاهده می‌گردد مقدار معناداری در سایر مدل‌ها کوچک‌تر از سطح خطای ۰/۰۵ است پس فرضیه صفر این آزمون که بیان‌کننده ترجیح روش پولینگ دیتا بر روش داده‌های تلفیقی است رد می‌شود و تخمین با روش داده‌های تلفیقی (مدل panel) ترجیح داده می‌شود و باید عرض از مبدأ برای معادله لحاظ نمود.

حال می‌بایست در مدل داده‌های تلفیقی (panel)، مدل اثرات ثابت در مقابل مدل اثرات تصادفی آزمون گردد. برای این کار از آزمون هاسمن استفاده می‌شود.

آزمون این فرض به شرح ذیل می‌باشد:

$H_0 =$ مدل اثرات تصادفی

$H_1 =$ مدل اثرات ثابت

جدول۴. نتایج آزمون هاسمن

متغیر وابسته	آماره هاسمن	درجه آزادی	معناداری	نتیجه
IPP1	372.31	4	0.000	اثرات ثابت
IPP2	130.87	4	0.000	اثرات ثابت
IPP3	130.97	4	0.000	اثرات ثابت

با توجه به اینکه مقدار معناداری آزمون هاسمن در تمامی مدل‌ها از سطح خطای ۰/۰۵ بزرگ‌تر است، فرضیه صفر مبتنی بر تخمین معادله به روش اثرات تصادفی رد شده و مدل باید با استفاده از اثرات ثابت تخمین زده شود.

نتایج حاصل از تخمین مدل اول در جدول زیر ارائه گردیده است:

جدول۵. تخمین مدل اول تحقیق

متغیر	ضریب	انحراف معیار	t-Statistic	Prob.
SRISK	0.11	0.13	0.82	0.42
RO	(58.82)	2.70	(21.78)	-
DD	)1.63(	0.08	)20.77(	-
LN	(6.21)	7.70	(0.81)	0.42
C	1.07	0.14	7.94	-
R-squared	0.77	Mean dependent var		0.02
Adjusted R-squared	0.77	S.D. dependent var		0.06
S.E. of regression	0.03	Sum squared resid		0.12
F-statistic	111.34	Durbin-Watson stat		1.29
Prob(F-statistic)	-			

نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیونی مدل در جدول (۴-۱۵) گزارش‌شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل و سطح معناداری مربوط به F کوچک‌تر از ۰/۰۵ است حاکی از معنی‌دار بودن متغیرهای ورودی در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد و نشان از برازش مناسب مدل دارد.

مقدار ضریب تأثیر متغیر مستقل ریسک سیستمیک بر متغیر وابسته برابر ۰,۱۱ محاسبه‌شده است و آماره تی آزمون نیز ۰/۸۲ به‌دست‌آمده است که قدر مطلق آن کمتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵٪ یعنی ۱/۹۶ بوده که نشان می‌دهد ضریب مشاهده‌شده معنی‌دار نیست. بنابراین می‌توان گفت با احتمال ۹۵٪ بین ریسک سیستمیک و حق بیمه سپرده قیمت با توجه به روش بلک شولز مرتون ارتباط معناداری وجود ندارد.

با توجه به اینکه سطح معنی‌داری متغیرهای دیگر کمتر از ۵٪ است، لذا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معناداری رابطه‌ی آن‌ها با حق بیمه‌ی سپرده تائید می‌شود. از نتیجه‌ی آزمون در می‌یابیم که هرچه فاصله تا نکول افزایش یابد، حق بیمه کاهش می‌یابد.

جدول۶. تخمین مدل دوم تحقیق

متغیر	ضریب	انحراف معیار	t-Statistic	Prob.
SRISK	0.62	0.15	4.07	0.00
RO	(17.16)	3.92	(4.37)	-
DD	)1.93(	0.18	)10.65(	-
LN	51.94	16.48	3.15	0.00
C	(0.28)	0.29	(0.95)	0.34
R-squared	0.41	Mean dependent var		0.06
Adjusted R-squared	0.39	S.D. dependent var		0.07
S.E. of regression	0.05	Sum squared resid		0.38
F-statistic	22.19	Durbin-Watson stat		1.26
Prob(F-statistic)	-			

نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیونی مدل در جدول (۴-۱۶) گزارش‌شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل و سطح معناداری مربوط به F کوچک‌تر از ۰/۰۵ است حاکی از معنی‌دار بودن متغیرهای در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد و نشان از برازش مناسب مدل دارد.

مقدار ضریب تأثیر متغیر مستقل ریسک سیستمیک بر متغیر وابسته برابر ۰,۶۲ محاسبه‌شده است و آماره تی آزمون نیز۴,۰۷ به‌دست‌آمده است که قدر مطلق آن بزرگ‌تر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵٪ یعنی ۱/۹۶ بوده که نشان می‌دهد ضریب مشاهده‌شده معنی‌دار است. بنابراین می‌توان گفت با احتمال ۹۵٪ بین ریسک سیستمیک و حق بیمه سپرده ارتباط مثبت معناداری وجود دارد.

بر اساس استدلال آزمون مدل قبلی، با توجه به اینکه سطح معنی‌داری متغیر DD کمتر از ۵٪ است، لذا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معناداری رابطه‌ی آن‌ها با حق بیمه‌ی سپرده تائید می‌شود. از نتیجه‌ی آزمون در می-یابیم که هرچه فاصله از نکول افزایش یابد، به‌تناسب حق بیمه‌ی سپرده کاهش می‌یابد.

نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیونی مدل در جدول (۴-۱۷) گزارش‌شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل و سطح معناداری مربوط به F کوچک‌تر از ۰/۰۵ است حاکی از معنی‌دار بودن متغیرهای ورودی در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد و نشان از برازش مناسب مدل دارد.

مقدار ضریب تأثیر متغیر مستقل ریسک سیستمیک بر متغیر وابسته برابر ۰,۶۴ محاسبه‌شده است و آماره تی آزمون نیز ۳,۷۶ به‌دست‌آمده است که قدر مطلق آن بزرگ‌تر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵٪ یعنی ۱/۹۶ بوده که نشان می‌دهد ضریب مشاهده‌شده معنی‌دار است. ارتباط معنادار مثبتی بین ریسک سیستمیک و حق بیمه سپرده با توجه به مدل گارچی چند متغیره وجود دارد.

جدول۷. تخمین مدل سوم تحقیق

متغیر	ضریب	انحراف معیار	t-Statistic	Prob.
SRISK	0.64	0.17	3.76	0.00
RO	(25.86)	4.98	(5.19)	-
DD	)1.82(	0.22	)8.44(	-
LN	53.28	19.34	2.75	0.01
C	(0.21)	0.34	(0.62)	0.54
R-squared	0.43	Mean dependent var		0.05
Adjusted R-squared	0.42	S.D. dependent var		0.07
S.E. of regression	0.06	Sum squared resid		0.45
F-statistic	26.39	Durbin-Watson stat		1.31
Prob(F-statistic)	-			

با توجه به اینکه سطح معنی‌داری سه متغیر DD، RO و LN کمتر از ۵٪ است، لذا در سطح اطمینان ۹۵ درصد ارتباط معنادار با حق بیمه‌ی سپرده تائید می‌شود. از نتیجه‌ی آزمون در می‌یابیم که هرچه فاصله از نکول افزایش یابد، به‌تناسبحق بیمه‌ی سپرده کاهش می‌یابد. همچنین هرچه لگاریتم اندازه بانک بزرگتر شود، به تناسب حق بیمه سپرده نیز افزایش می‌یابد.

جدول۸. مقایسه مدل‌ها

متغیر	IIP1	IIP2	IIP3
RO	(58.82)	(17.16)	(25.86)
	(21.78)	(4.37)	(5.19)
SRISK	0.11	0.62	0.64
	0.82	4.07	3.76
DD	(1.63)	(1.93)	(1.82)
	(20.77)	(10.65)	(8.44)
LN	(6.21)	51.94	53.28
	(0.81)	3.15	2.75
C	1.07	(0.28)	(0.21)
	7.94	(0.62)	(0.62)
Adj. R-squared	**0.767109**	**0.38748**	**0.41526**
F-statistic	**111.3442**	**22.1923**	**26.3885**
MAD	**0.0336**	**0.0341**	**0.0332**

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

با توجه به اینکه رابطه بین ریسک سیستمیک و حق بیمه سپرده در مدل اول تائید نگردید و از آنجایی‌که نکویی برازش تعدیل‌شده مدل پیشنهادی از مدل سوم بالاتر بوده و نیز مقدار آماره‌ی MAD آن کم‌تر از مدل سوم است نتیجه می‌گردد که فرضیه تحقیق تائید گردیده است و مدل پیشنهادی برازش بهتری را جهت محاسبه حق بیمه سپرده نشان می‌دهد.

در آزمون فرضیه‌های این تحقیق، نتایج دوسویه‌ای در خصوص تأثیر ریسک سیستمیک بر تعیین حق بیمه سپرده حاصل گردید. آنچه که به‌عنوان جمع‌بندی از این تحقیقات به‌دست آمده این است که تغییرات در محیط و افزایش ریسک سیستمیک می‌تواند نرخ بیمه سپرده را تحت تأثیر قرار داده و به‌عبارت دیگر، آن را افزایش دهد. پناچی (۲۰۱۰) نیز به این نتیجه دست یافت که ریسک سیستمیک بانک‌ها با روش‌های مختلف از جمله متنوع‌سازی نمی‌تواند تغییر یابد و لذا این ریسک همواره وجود خواهد داشت و به‌عبارت دیگر، متغیر اثرگذاری بر حق بیمه سپرده خواهد بود. آچاریا (۲۰۱۰) بر مبنای یافته‌های تحقیق گوری (۲۰۰۳) که نشان داده بود که در صورت افزایش ریسک سیستمیک، بانک‌ها می‌بایست حق بیمه‌های سپرده را افزایش دهند؛ به این نتیجه دست یافت که در تعیین حق بیمه سپرده می‌بایست تأثیر انواع ریسک‌های بانکی گنجانده شود. در همین راستا، دمیرگاک کانت و همکاران (۲۰۱۶) نیز نشان دادند که موضوعات سیاستی در محیط بیرونی از جمله عواملی هستند که در تعیین حق بیمه سپرده موثر می‌باشند.

در این تحقیق با استفاده از مدل‌های بلک‌شولز، مرتون بلک‌شولز، مرتون بلک‌شولز با در نظر گرفتن ریسک سیستماتیک و همچنین مدل مرتون بلک‌شولز با استفاده از مدل‌سازی گارچ چند متغیره اقدام به قیمت‌گذاری حق بیمه سپرده‌شده است. با توجه به نتایج حاصله روش‌های پیچیده‌تر قیمت‌گذاری حق بیمه که به شکل دقیق‌تری ریسک دارایی‌های بانک و همبستگی آن‌ها با دارایی سایر بانک‌ها در نظر می‌گیرند، حساسیت بیش‌تری در قیمت‌گذاری حق بیمه داشته و به‌طور میانگین مقادیر بیش‌تری را محاسبه می‌نمایند. با توجه به مطالب ذکر شده مشخص گردید که حق بیمه دریافت شده توسط صندوق ضمانت سپرده‌ها با توجه به ریسک سیستمی شبکه بانکی نبوده و رابطه‌ای بین این دو متغیر برقرار نگردید و بهتر به نظر می‌آید که ارزش حق بیمه سپرده‌ها با در نظرگیری ریسک سیستمیک باشد. در این راستا و با توجه به مدل‌ها تخمین زده‌شده، ریسک سیستمیک شبکه بانکی، ارزش محاسبه‌شده حق بیمه با در نظرگیری مدل گارچی چند متغیره را بهتر در نظر می‌گیرد.

با توجه به تمامی مطالعاتی که انجام شده است مشاهده می‌شود که تمامی آن‌ها بر این موضوع که سیستم بیمه سپرده اهمیت بسیار زیادی در وقوع بحران‌های مالی دارد، تأکید داشته‌اند. با توجه به این مطالعات مشخص است که بیمه سپرده اهمیت زیادی در شبکه بانکی و ثبات مالی کشور خواهد داشت. با توجه به همه این مسائل تعیین حق بیمه سپرده با توجه به‌تمامی متغیرهای خرد و کلان اقتصادی بسیار حائز اهمیت می‌باشد. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از این مطالعه پیشنهاد می‌شود که صندوق ضمانت سپرده، سپرده‌های بانک‌ها را با توجه به ریسک موجود آن‌ها بیمه نماید.

فهرست منابع

* افشاری، زهرا، یزدان‌پناه، احمد، باخدا، مریم، ۱۳۸۸، تأثیر سیستم بیمه سپرده صریح بر وقوع بحران‌های بانکی، فصلنامه پول و اقتصاد، شماره ۱، صص ۲۵-۵۶.
* امیری، حسین، توفیقی، مونا، ۱۳۹۶، الزامات وجود بیمه سپرده و ارتباط آن با مقاومت بانکی، فصلنامه اقتصاد مالی، شماره ۴۱،صص ۱۷۷-۱۹۹.
* امیری، حسین، ۱۳۹۶، ارزیابی نرخ بیمه سپرده در بانک‌های ایران، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی، شماره ۲، صص ۱۵۱-۱۷۹.
* حیدری، حسن، عزیزنژاد، صمد، ۱۳۸۷، بررسی جایگاه بیمه سپرده‌ها در کارکرد نظام بانکی و الزامات راه-اندازی آن در ایران، دفتر مطالعات اقتصادی مرکز پژوهش‌های مجلس.
* زارعی، ژاله، کمیجانی، اکبر، ۱۳۹۴، شناسایی و پیش‌بینی بحران‌های بانکی در ایران، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۱، صص ۱-۲۳.
* طالب لو، رضا، ۱۳۹۰، قیمت‌گذاری بیمه سپرده‌ها در بانک‌های خصوصی ایران، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۴۳، صص ۷۵-۹۸.
* فرجی، یوسف، آقایی‌پور، اعظم‌السادات، ۱۳۹۴، راهکارهای ارائه‌ی بیمه‌ی سپرده در ایران با اتکا به تجارب کشورهای دیگر، فصلنامه صنعت بیمه، شماره ۱، صص ۵-۴۳.
* Acharya, V., Pedersen, L.H., Philippon, T. & Richardson, M. P. (2010). *Measuring systemic risk*. AFA 2011 Denver Meetings Paper. Found on http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1573171##
* Acharya, V., Engle, R.F. and M., Richardson (۲۰۱۷), Capital shortfall: a new approach to ranking and regulating systemic risks, American Economic Review Papers and Proceedings, 102(3): 59–64.
* Agliardi, E. (2007). *Bank Closure Policies and Capital Requirements: A Note*. WSEAS Conference Paper. Vancouver. Found on http://www2.dse.unibo.it/wp/603.pdf
* Allen, L., Boudoukh, J. & Saunders, A. (2003). *Understanding Market, Credit, and Operational Risk: The Value at Risk Approach*. Offord: Blackwell Publishing.
* Anderson, R. (2007). *The Credit Scoring Toolkit: Theory and Practice for Retail Credit Risk Management and Decision Automation*. Oxford: University Press.
* Basel committee on banking supervision (2010), "Core Principle for Effective Deposit Insurance Systems", Bank for International Settlements.
* Bernard, J.-T., Khalaf, L., Maral, K. & McMahon, S. (2006). *Forecasting Commodity Prices: GARCH, Jumps, and Mean Reversion*. Working Paper 2006-14.
* Black, F. and M. Scholes (1973), The pricing of options and corporate liabilities, Journal of Political Economy, 81: 637-654.
* Calomiris, C.W. and Jaremski, M. (2016), "Deposit Insurance: Theories and Fact", National Bareau of Economic Research 1050 Massachusetts, Working Paper 22223 http://www.nber.org/papers/w22223.
* Campbell, A. (2007). Bank insolvency and the problem of nonperforming loans. *Journal of Banking Regulation, 9(1)*, pp. 25-45.

* Chernykh, L.A. Rebel, A. and B. Cole (2011), Does deposit insurance improve financial intermediation? Evidence from the Russian experiment, Journal of Banking & Finance, 35: 388–402.
* Diamond, D. & Raghuram, R. G. (2009). *The credit crisis: Conjectures about causes and remedies*. NBER. Working Paper, No.14739.
* Grira, J., Hassan, M.K. and I. Soumare (2016), Pricing beliefs: empirical evidence from the implied cost of deposit insurance for Islamic banks, Economic Modelling, 55: 152-168.
* Gropp, R. & Vesala, J. (2004). *Deposit Insurance, Moral Hazard and Market Monitoring*. ECB. Working Paper, No. 302.
* Gunji, H. and Yuan, Y. (2010), "Bank profitability and the bank lending channel: Evidence from China", Journal of Asian Economic, Vol 21, PP. 129-141.
* Hamilton, D. T., Varma, P., Ou, S. & Cantor, R. (2004). *Default and Recovery Rates of Corporate Bond Issuers, 1920-2004*. Moody's Investor's Services Special Comment. Found on http://www.moodys.com.br/brasil/pdf/default2005.pdf
* Hassan, M. K. and A. Sirajo (2016), An empirical literature survey of Islamic banking, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2980516 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2980516.
* Hwang, D., Shie, F., Wang, K. and J. Lin (2009), The pricing of deposit insurance considering bankruptcy costs and closure policies, Journal of Banking and Finance, 33: 1909-1919.
* Kim, I. J. & Kim, S. (2004). Empirical comparison of alternative stochastic volatility option pricing models: Evidence from Korean KOSPI 200 index option market. *Pacific-Basin Finance Journal, 12(2)*, pp. 117-142.
* Kunt, A.D. (2016), "Deposit Insurance around the World: A Comprehensive Analysis and Database", Washington, DC 20433 United States.
* Merton, R., (1977) "An Analytic Derivation of the Cost of Deposit Insurance and Loan Guarantee", Journal of Banking and Finance, Vol 1, PP.3-11.
* Merton, R., (1978) "On the Cost of Deposit Insurance When there are Surveillance Costs," Journal of Business, Vol 51, PP. 439-451.
* Najeeb, S.F. and M.M., Mustafa (2016), Strengthening the financial safety net: the role and mechanisms of shariah compliant deposit insurance schemes (SCDIS), IFSB Working Paper Series.
* Norton, S. D. (2009). A comparative analysis of US policy initiatives and their implications in a credit crisis: The Depression Era of the 1920s in a twenty-first century context. *Journal of Financial Services Marketing, 14(4)*, pp. 328-345.
* Nicholas, J. and J.R., Ketcha (2007), Deposit insurance system design and considerations, Bank for International Settlement, Policy Papers, 2007 http://www.bis.org/publ/plcy07o.pdf.
* Pennacchi, G. (1987), A reexamination of the over- (or under-) pricing of deposit insurance, Journal of Money, Credit and Banking, 19(3): 340-60.
* Saunders, M., Lewis, P. & Thornhill, A. (Eds.). (2009). Research Methods for Business Students (5th Edition). Harlow: Financial Times Prentice Hall.
* Shih, L., Chien, L., Ming, T., (2015), The pricing of deposit insurance in the presence of systematic risk, Journal of banking & finance, Vol 51, pp 1-11.
* Wang, D.K., Wu, C.C. and H.C., Chou (2012), Applying a two-step maximum likelihood method to examine the deposit insurance program of Taiwan, Journal of Marine Science and Technology, 20(4): 357-364.
* Walter, S. & Schaller, M. (2011). An alternative way of calculating pragmatic riskbased premiums. Working Paper presented at the Proceedings of the 29th SUERF Colloquium (11-12 May 2011). Found on http://www.suerf.org/download/collmay11/ papers/3walter.pdf

یادداشت‌ها

[1] Implicit
[2] Explicit
[3] Camel: Capital Adequacy, Asset Quality, Management, Earning, Liquidity and Sensitivity to Market risk.
[4] Merton
[5] Shih
[6] Acharya
[7] Uchida and Nakagawa
[8] Pennacchi
[9] Gordy
[10] Billio
[11] Credit Default Swaps
[12] Adrian and Brunner
[13] Value- at- Risk
[14] Conditional Value ar Risk
[15] Asset correlation

۱۶- در واقع همبستگی دارایی بانک نشان‌دهنده میزان همسویی دارایی‌های بانکی با عوامل اقتصادی برای مثال شاخص بازار است.

[17]- Capital shortfall
[18]- marginal Expected Shortfall
[19]- Marginal Expected Shortfall (MES)
[20] - Residual

[۲۱] -*البته سعی در تخمین بهترین مدل* GJR *شده است که در نهایت با توجه به معیار آکاییک و شوارتز مدل* GJR(2,2) *انتخاب شده است.*

۲۲ - *البته سعی در تخمین بهترین مدل* ARMA *شده است که در نهایت با توجه به معیار آکاییک مدل* ARMA(2,2) *انتخاب شده است.*

[23]- Dynamic Conditional Correlations (DCC)