تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۶، شماره ۱، بهار ۱۴۰۰/ ص ۲۰۴-۱۷۳

محاسبه و مقایسه ریسک سیستمیک با استفاده از معیارهای ΔCOVaR_DCC و MES و تحلیل تغییرات آن در چارچوب مدل مارکوف سوئیچینگ در شبکه بانکی کشور (۱۳۹۸-۱۳۸۸)

DOI: 10.22059/JTE.2021.84934

سید علی ناصری[۱]، فرخنده جبل عاملی[۲]، سجاد برخورداری دورباش[۳]

۱. دانشجوی دکتری، علوم اقتصادی، دانشگاه تهران، salinaseri@yahoo.com

۲. دانشیار دانشگاه تهران، علوم اقتصادی، دانشگاه تهران، fameli@ut.ac.ir

۳. دانشیار دانشگاه تهران، علوم اقتصادی، دانشگاه تهران، barkhordari@ut.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۶/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۷/۲۹

چکیده

برای توصیف وابستگی متقابل ریسک بین ۵ بانک منتخب شامل اقتصاد نوین، پارسیان، ملت، صادرات و تجارت و کل شبکه بانکی، از ارزش در معرض خطر شرطی و ریزش انتظاری نهایی به‌همراه مدل مارکوف سوئیچینگ برای دوره زمانی ۱۳۸۸/۰۳/۲۷ تا ۰۲/۱۷/ ۱۳۹۸ استفاده شده است. نحوه تغییرات ارزش در معرض خطر شرطی در گذر زمان برای کل سیستم مشروط به بروز ریسک در هر یک از بانک‌ها ترسیم شده است. همچنین ΔCOVaR_DCC و ریزش انتظاری نهایی برای کل سیستم مشروط به وجود بحران در هر یک از بانک‌ها محاسبه شده است. بر مبنای معیار average ΔCOVaR(DCC) به‌ترتیب بانک‌های ملت، پارسیان، صادرات، تجارت و اقتصاد نوین بیشترین اثر را بر شاخص کل گروه بانک دارند. دینامیک تغییرات زمانی ریسک محاسبه شده بر اساس معیارهای ΔCOVaR(DCC) و ریزش انتظاری نهایی تقریباً مشابه با هم بوده یا با تاخیر زمانی بسیار کوتاه این تغییرات توسط سنجه دیگر نیز تأیید شده است. مقدار ریسک محاسبه شده طبق معیار ریزش انتظاری نهایی به مراتب بیش از مقدار ریسک محاسبه شده بر اساس سنجه ΔCOVaR(DCC) می‌باشد. نحوه تغییرات $\mathrm{COVaR}^{\mathrm{sys/bank\,i}}(\mathrm{DCC})$ در گذر زمان و در هر یک از رژیم‌های رکود و رونق مورد بررسی قرار گرفته است.

طبقه‌بندی JEL: G32, C34, C58

واژه‌های کلیدی: مارکوف سوئیچینگ، وابستگی متقابل ریسک دنباله‌ای، سنجه ریسک سیستمیک، ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR)، ریزش انتظاری نهایی (MES)

۱- مقدمه

پس از بروز بحران مالی سال ۲۰۰۷، بروز خطر سقوط و فروپاشی مؤسسات مالی بزرگ و به‌دنبال آن رکود و کاهش ارزش در بازارهای سهام در سراسر جهان، نوسان و بی‌ثباتی بازارهای مالی جهانی افزایش یافته است. به دلیل وجود پیوند مستقیم بین بانک‌ها و مؤسسات مالی با صنایع مختلف از طریق مکانیسم اعتباردهی و نقش مهمی که آنها به‌عنوان واسطه‌های مالی در کانال انتقال پولی دارند، شکست یا بروز بحران در آنها تأثیر مستقیمی بر اقتصاد بر جای می‌گذارد. آدریان و برونرمیر[1] (۲۰۰۹)، مفهوم جدیدی به نام ارزش در معرض خطر مشروط[2] را به‌عنوان یک سنجه قابل اتکا برای محاسبه ریسک سیستمیک معرفی کرده‌اند. ارزش در معرض خطر مشروط، به‌عنوان ارزش در معرض خطر کلی یک مؤسسه، مشروط بر اینکه مؤسسه دیگری در اضطرار و تنگنا باشد، تعریف شده است. در این چارچوب، ارزش در معرض خطر مشروط، نه تنها ریسک‌های سراسری تعبیه شده در هر مؤسسه را توصیف می‌کند، بلکه سهم و مشارکت هر مؤسسه در ریسک سیستمی را منعکس و هم‌حرکتی‌های حدی دنباله‌ای[3] را نیز توصیف می‌کند (جیراردی و ارگون[4] (۲۰۱۳)).

آثار سرریز شرایط نزولی بازارهای مالی می‌تواند از طریق سایر مؤسساتی که در همان زمان درگیر شرایط اضطرار و تنگنا هستند، منتشر شود. در نتیجه، لازم است معیار کلی جدیدی برای ریسک ساخته و پرداخته شود، به‌گونه‌ای که بتواند اضطرار و تنگناهای مقارن را به‌عنوان رویدادهای شرطی مورد توجه قرار دهد. از سویی رفتار بازده دارایی‌های مالی نشان می‌دهد که آنها در خلال دوره‌های بحرانی در قیاس با دوره‌های نرمال، همبستگی بیشتری با یکدیگر دارند. لونجین و سولنیک[5] (۲۰۰۱) ، نشان داده‌اند که پدیده وابستگی نامتقارن، از نظر آماری قابل ملاحظه می‌باشد. آنگ و بکائرت[6] (۲۰۰۲ الف)، نشان داده‌اند مدل‌های مارکوف سوئیچینگ در بازسازی و شبیه‌سازی درجه همبستگی نامتقارن مشاهده شده در داده‌ها، عملکرد بهتری دارند. با وجود رژیم‌هایی با همبستگی‌ها و بازده‌های انتظاری مختلف، استفاده و بهره‌برداری از یک

1. Adrian and Brunnermeier
2. Conditional Value-at-Risk (CoVaR)
3. extreme tail co–movements
4. Girardi, G., Erg¨un, A.T.
5. Longin and Solnik
6. Ang and Bekaert

مدل واحد برای کل مجموعه با مشکلات زیادی همراه می‌شود. بر این اساس، برای همه پرتفوی‌های سهام، استراتژی رژیم سوئیچینگ بر استراتژی‌های ایستای خارج از نمونه برتری دارد (آنگ و بکائرت، ۲۰۰۴).

در این پژوهش، با استفاده از سنجه‌های دلتای ارزش در معرض خطر شرطی و ریزش نهایی انتظاری وابستگی متقابل ریسک دنباله‌ای بین برخی از بانک‌های کشور- ملت، تجارت، صادرات، پارسیان و اقتصاد نوین- مورد بررسی قرار گرفته است[۱]. معیار ارزش در معرض خطر شرطی بر اساس دو روش همبستگی شرطی *پویا* (DCC) و رگرسیون کوانتایل محاسبه شده و مقادیر به‌دست آمده برای هر یک با یکدیگر مقایسه شده است.

مدل‌های مارکوف سوئیچینگ توانسته است بخشی از واقعیت‌های اثبات شده درحوزه مالی را به خوبی نشان دهد و نیز از توانایی توضیح رفتار غیرخطی در داده‌های سری‌های زمانی مالی برخوردار باشد. ویژگی‌های فوق جنبه‌های اساسی در تحلیل بازار بازدهی و مدل‌سازی ریسک هستند. به منظور در نظر گرفتن ویژگی‌های پهن دنباله بودن[۲] توزیع داده‌ها و همبستگی غیرخطی متغیر در زمان[۳] از یک نسخه استیودنت-t از مدل مارکوف سوئیچینگ، به‌عنوان یک جانشین عملی و کارآمد از توزیع گوسی استفاده شده است.

ساخت سنجه‌های ریسک بر مبنای مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، اجازه می‌دهد با توجه به وضعیت اقتصاد که توسط فرآیند مارکوف نهان تعیین می‌شود، بین ریسک دنباله‌ای بانک‌ها، تفاوت در نظر گرفته شود. علاوه بر این، چارچوب پیشنهادی، ما را قادر می‌کند نشان دهیم هر یک از بانک‌ها با توجه به سطح ارزش در معرض خطرشان، در هر برهه زمانی تا چه حد در معرض ریسک قرار گرفته‌اند. این امر قدرت تحلیل مدل را افزایش داده و نحوه تغییرات وابستگی‌ها و ریسک‌های سیستمیک در رژیم‌های مختلف (رونق و رکود) را به خوبی نشان می‌دهد. علاوه بر این، مدل انتخابی و فرضیات مترتب بر آن امکان توصیف هم‌حرکتی‌های حدی دنباله‌ای[۴] را که از موارد حائز اهمیت

---

۱. به دلیل عدم وجود داده‌های کافی در خصوص قیمت سهام سایر بانک‌ها، از بانک‌های ذکر شده در متن استفاده شده است.

2. Heavy–tails
3. Time varying non–linear correlations
4. Extreme tail co–movements

بنیادی در ارزیابی ساختار وابستگی بازده دارایی‌ها در رویدادهای حدی مانند بحران مالی هستند، فراهم می‌کند.

سایر بخش‌های مقاله به شرح زیر سازماندهی شده است: در بخش دوم، پیشینه پژوهش ارائه شده و در بخش سوم مدل‌های مارکوف سوئیچینگ و دلایل استفاده و نحوه برآورد آن ذکر شده است. بخش بعدی معرفی سنجه‌های ریسک را شامل می‌شود. در ادامه به داده‌های مورد استفاده در مقاله اشاره شده و در بخش ششم نیز برآورد مدل و نمودارها و جدول‌های ارائه شده است. در بخش پایانی نیز نتایج استنتاج شده آمده است.

۲- پیشینه پژوهش

پژوهشگران دریافته‌اند که ارزش در معرض خطر شرطی برآورد شده از توزیع‌های مرتبط با، به‌عنوان مثال، وضعیت رونق یا رکود اقتصادی، قابل تشخیص نیست. در حقیقت اندازه‌گیری دلتای ارزش در معرض خطر شرطی از سهم ریسک سیستمیک و استنباط ناشی از آن به این فرض متکی است که توزیع مشترک متغیرهای مربوطه در گذر زمان پایدار هستند. با این وجود، ادبیات نظری، شکست‌های ساختاری در اقتصاد کلان و سری‌های زمانی مالی را به رسمیت شناخته است. از این رو ساختار توزیع سری‌های زمانی ممکن است تحت هدایت و سیاست‌گذاری دولت‌ها تغییر کرده و در گذر زمان تکامل یابند. در نتیجه استفاده از مدل‌های رژیم سوئیچینگ در بررسی ریسک سیستمیک، اثرات سرریز و همچنین بررسی هم‌حرکتی سری‌های زمانی در دوره‌های مختلف به منظور یافتن نتایج دقیق‌تر، مورد توجه قرار گرفته است.

برخی از پژوهش‌ها فقط مدل‌های مارکوف سوئیچینگ را به‌کار برده و وجود رژیم‌های مختلف در داده‌ها را بررسی کرده‌اند. رامچاند و ساموئل[1] (۱۹۹۸) مدل‌های مارکوف سوئیچینگ را بر روی داده‌های بازده سهام بین‌المللی برازش کرده‌اند، ولی هیچگونه واکاوی و بررسی در خصوص تأثیر رژیم‌ها بر ترکیب پرتفوی انجام نداده‌اند. آنگ و بکائرت (۲۰۰۲) یک مدل مارکوف سوئیچینگ گوسی برای بازدهی بین‌المللی برآورد و وجود دو رژیم متفاوت در داده‌ها را تأیید کرده‌اند: یک رژیم در حال نزول و

1. Ramchand and Susmel

کسادی با بازدهی‌های منفی، نوسان زیاد و همبستگی‌های بزرگ و یک رژیم رو به رشد و ترقی با میانگین مثبت، نوسان اندک و همبستگی‌های ضعیف.

در برخی دیگر از مطالعات، مدل‌های مارکوف سوئیچینگ برای بررسی همبستگی موجود بین داده‌ها و اثرات سرریز مورد استفاده قرار گرفته‌اند. در این خصوص آنگ و چن[1] (۲۰۰۲)، آزمونی برای همبستگی نامتقارن بسط داده‌اند که براساس مقایسه همبستگی‌های شرطی تجربی و مبتنی بر مدل بنا شده است. در بین مدل‌هایی که آنها مقایسه می‌کنند، مدل‌های رژیم سوئیچینگ برای انعکاس این پدیده بهترین مدل می‌باشند. پلتیر[2] (۲۰۰۶)، مدل همبستگی پویای رژیم سوئیچینگ را برای واریانس بین سری‌های زمانی چندگانه ارائه کرده است. در این مدل، ماتریس همبستگی از مدل رژیم سوئیچینگ پیروی می‌کند، یعنی در داخل یک رژیم ثابت بوده، ولی بین رژیم‌ها متفاوت می‌باشد. انتقال بین رژیم‌ها نیز از طریق زنجیره مارکوف تعیین می‌شود. او بررسی‌های خود را با فرض وجود چارچوب گوسی انجام داده است. مدل استفاده شده توسط وی بینابین مدل همبستگی شرطی ثابت بولرسلف[3] (۱۹۹۰) و مدل همبستگی شرطی پویای انگل (۲۰۰۲) قرار دارد. گالو و اوترانو[4] (۲۰۰۸)، مدلی را با استفاده از زنجیره‌های مارکوف[5]، همبسته برای نشان دادن وابستگی متقابل بازارهای مالی با در نظر گرفتن بازارهای سررسیز و مستقل ارائه داده‌اند. آنها فرضیات و محدودیت‌های متعدد شامل هم‌حرکتی، استقلال، وابستگی متقابل، سررسیز، عدم علیت گرنجر را برای تعیین اثرات یک بازار بر بازار دیگر را در نظر گرفته‌اند. ژنگ و ژو[6] (۲۰۱۳)، چگونگی تغییر روابط سرریز را طی چند دوره بحرانی و آرام بررسی کرده‌اند. آنها یک الگوی علیت مارکوف سوئیچینگ برای مدل‌سازی بی‌ثباتی بالقوه نوسانات سرریز در بازارهای سهام ارائه کرده و شواهدی مبنی بر وجود تأثیرات سررسیز بین بسیاری از بازارها و قابل توجه‌تر بودن تأثیرات دوجانبه در دوره‌های بحرانی یافته‌اند. بن سعیدا و همکاران[7] (۲۰۱۸) با ترکیب یک مدل مارکوف سوئیچینگ با مدل ارزش در معرض خطر، سرریز

1. Ang and Chen
2. Pelletier
3. Bollerslev
4. Gallo & Otranto
5. Engle
6. Zheng & Zuo
7. BenSaïda, Litimi and Abdallah

نوسانات و نحوه انتقال آنها را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. رویکرد آنها رژیم‌های نوسان مختلف (بالا و پایین) و وابستگی متقابل به تغییرات اقتصادی و مالی را در نظر می‌گیرد.

گروهی از مطالعات نیز اثرات تغییر رژیم را بر ریسک سیستمیک مورد توجه قرار داده‌اند. کو[1] (۲۰۰۸)، استدلال می‌کند که در شرایط مختلف، تغییرات ساختاری در کوانتایل‌های شرطی از اهمیت اساسی برخوردار می‌باشد. بنابراین در این شرایط و بدون اطلاع از وضعیت ریسک مرتبط با هر حالت، معیار دلتای ارزش در معرض خطر شرطی در بهترین حالت یک متوسط از نتایج در رژیم‌های اقتصادی مختلف است و در نتیجه کمتر قابل توصیه بوده و حتی در برخی موارد برای فعالان و تنظیم‌کننده‌های بازار گمراه‌کننده است. آدامز و دیگران[2] (۲۰۱۱)، حساسیت ریسک سیستمیک به وضعیت اقتصادی آرام[3]، نرمال و پرنوسان را نشان داده‌اند. طبق نظر بیزیاس و دیگران[4] (۲۰۱۲) و برونرمیر و اوهمک[5] (۲۰۱۳)، رویکرد دلتای ارزش در معرض خطر شرطی نسبت به نامانایی و شکست‌های ساختاری موجود در داده‌های تاریخی که به ویژه به سنجه ریسک سیستمیک مرتبط هستند، آسیب‌پذیر است.

در برخی دیگر از مطالعات نیز استفاده از توزیع‌های مختلف در رژیم‌های متفاوت برای بازتولید حقایق آشکار شده مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. بولا[6] (۲۰۱۰)، در مدل مارکوف سوئیچینگ، توزیع‌های شرطی t را مرحله به مرحله با توزیع‌های شرطی گوسی جایگزین کرده و دریافته است که توزیع‌های شرطی t به ویژه برای حالت‌هایی که با یک دوره با نوسان زیاد همراه است، مناسب‌تر از توزیع‌های شرطی گوسی بوده و واقعیت‌های مشاهده شده را بهتر بازتولید می‌کند.

حسینی (۱۳۹۳)، ریسک سیستمیک را برای ۳۱ مؤسسه مالی پذیرفته شده در بورس با استفاده از مدل ریزش انتظاری سیستمی بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که مؤسسات مالی مورد بررسی از نظر تأثیر بر ریسک سیستمیک تفاوت‌های معناداری با یکدیگر دارند و میزان تأثیر آنها بر ریسک سیستمیک یکنواخت نمی‌باشد.

---

1. Qu
2. Adams et al.
3. Tranquil
4. Bisias et al.
5. Brunnermeier and Oehmke
6. Bulla

فعالجو و صادق‌پور (۱۳۹۴) نحوه اثرگذاری شاخص ریسک کشوری بر نرخ بازدهی شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از روش غیرخطی مارکوف سوئیچینگ بررسی کرده‌اند. نتایج مقاله حاکی از پایداری نسبی احتمال انتقال از رژیم با ریسک کشوری متوسط نسبت به رژیم با ریسک کشوری بالا است. ذوالفقاری و سحابی (۱۳۹۵)، تاثیرگذاری نوسانات نرخ ارز بر ریسک بازدهی سهام در رژیم‌های مختلف را بررسی کرده‌اند. آنها با استفاده از مدل‌های پارامتریک مبتنی بر رهیافت مارکوف سوئیچینگ، ریسک بازدهی شاخص صنایع خودرو، معدن و سیمان را در دو رژیم مختلف استخراج کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که ریسک بازدهی شاخص صنایع تأثیرات معنی‌دار و متفاوتی از نوسانات نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت در هر دو رژیم می‌پذیرد. رستگار و کریمی (۱۳۹۵)، در مقاله خود به تخمین ریسک سیستمیک در صنعت بانکداری (شامل ۷ بانک) و با رویکرد ارزش در معرض خطر شرطی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی بانک‌های تجارت، ملت، انصار، صادرات، پست بانک، پارسیان و اقتصاد نوین به ترتیب بیشترین تأثیر را بر کل سیستم از نظر ریسک سیستمیک دارا می‌باشند. طبق نتایج مقاله، فرضیه ثابت بودن همبستگی شرطی طی زمان رد شده است. دانش جعفری و دیگران (۱۳۹۶)، ریسک سیستمیک در نظام بانکی کشور را با استفاده از الگوی DCC-GARCH و شاخص ریزش انتظاری نهایی و برای ۶ بانک مورد بررسی قرر داده‌اند. دوره زمانی مورد بررسی توسط آنها به ۴ دوره کوچک‌تر تقسیم شده است. نتایج نشان می‌دهد که اهمیت سیستمیکی هر یک از بانک‌ها از منظر تاثیرپذیری از بروز بحران در کل سیستم در هر یک از دوره‌های کوچک‌تر می‌تواند تغییر یابد. همچنین مقدار ریسک در دوره‌های مختلف تفاوت داشته است. طبق نتایج مقاله، رتبه‌بندی بانک‌ها از نظر تاثیرپذیری از ریسک کلی موجود در سیستم در کل دوره عبارت است از: صادرات، ملت، تجارت، پارسیان، اقتصاد نوین و کارآفرین. محمدی اقدم و همکاران (۱۳۹۶)، سنجه دلتای ارزش در معرض خطر شرطی را با استفاده از مدل رگرسیون چندکی محاسبه و از این طریق اثر شوک ارزی و شدت ریسک سیستمی در بازار پول، سرمایه و بیمه را بررسی کرده‌اند. نتایج مقاله حاکی از تأیید فرضیه اثر متفاوت شوک ارزی در سه بازار مورد بررسی می‌باشد. مهدوی کلیشمی و همکاران (۱۳۹۶)، با استفاده از معیار دلتای ارزش در معرض خطر شرطی، ریسک سیستمیک در بخش بانکداری کشور را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که

بانک‌های خاورمیانه و سرمایه بیشترین (۱۵,۶۱) و کمترین (۰,۳۲) تأثیر ریسکی بر سیستم مالی را دارند. عیوضلو و رامشگ (۱۳۹۸)، ریسک سیستمیک را برای ۱۱ بانک تجاری با دو روش ریزش نهایی مورد انتظار و ارزش در معرض خطر شرطی و با استفاده از الگوی نوسان شرطی پویا برآورد کرده‌اند. رتبه‌بندی و مقادیر متفاوتی برای بانک‌ها از نظر ریسک سیستمیک با معیارهای میانگین کسری نهایی و میانگین ارزش در معرض خطر شرطی به‌دست آمده است. رتبه‌بندی و مقدار ریسک محاسبه شده با دو معیار ذکر شده متفاوت از یکدیگر است. مقدار ریسک سیستمیک محاسبه شده بر اساس معیار میانگین ریزش نهایی، بزرگ‌تر از مقادیر به‌دست آمده بر اساس معیار میانگین ارزش در معرض خطر شرطی است. موسوی و همکاران (۱۳۹۶)، برای مدل‌سازی استراتژی تخصیص دارایی پویا با در نظر گرفتن رژیم‌ها، یک مدل ترکیبی از رژیم - متغیر مارکوف و بلک-لیترمن توسعه و نتایج نشان داده است که در دوره مورد بررسی رژیم‌های متفاوت مالی وجود داشته و به ترکیب بهینه متفاوت در هر رژیم منجر شده است. ابریشمی و همکاران (۱۳۹۸)، ریسک سیستمیک در ۱۵ بانک را بر مبنای معیارهای ریزش انتظاری نهایی، دلتای ارزش در معرض خطر شرطی و SRISK محاسبه کرده و نشان داده‌اند که ریسک سیستمیک تنها معطوف به بانک‌های بزرگ نبوده و بانک‌های کوچک نیز در پیدایش و گسترش این ریسک نقش دارند. همچنین نتایج بررسی آنها نشان می‌دهد که الزاماً بانک‌هایی با دارایی‌های بزرگ‌تر (به‌عنوان متغیر اندازه بانک)، ریسک سیستمیک بزرگ‌تر ندارند و چه بسا بانک‌هایی با دارایی‌های کوچک‌تر، ریسک سیستمیک بزرگ‌تری داشته باشند.

در این مقاله، ریسک سیستمیک در بخش بانکی با دو معیار ΔCoVaR & MES و با در نظر گرفتن عدم تقارن در مدل گارچ (استفاده از مدل GJR-GARCH) برآورد شده و سری زمانی آنها در خلال دوره مورد بررسی، محاسبه و با یکدیگر مقایسه شده است. در حالی که در مطالعات قبلی به‌طور عمده یک عدد به‌عنوان مقدار ریسک محاسبه شده ارائه و سری زمانی ریسک سیستمیک و تغییرات آنها در دوره‌های مختلف نشان داده نشده است. در مطالعات انجام شده بین‌المللی، ثابت نبودن مقدار ریسک سیستمیک و وجود تغییرات در دروه‌های مختلف زمانی اثبات شده است. در اینجا مدل رژیم سوئیچینگ نیز به‌کار گرفته شده و بررسی ریسک سیستمیک در خلال رژیم‌های

مختلف شناسایی شده در داده‌ها و نحوه ارتباط ریسک سیستمیک با هر رژیم مورد واکاوی قرار گرفته است.

۳- ادبیات نظری

۳-۱- مدل‌های مارکوف سوئیچینگ

مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، به رده‌ای از توزیع‌های ترکیبی تعلق دارند که قابلیت تقریب توابع چگالی را به‌صورت منعطف دارا می‌باشند. از آنجا که به‌طور کلی مدل‌های خطی قادر به ضبط تغییرات رژیم یا تغییرات گسسته که عموماً در بحران‌های مالی رخ می‌دهد، نیستند، مدل‌های رژیم سوئیچینگ ارائه شده‌اند. فرض می‌شود $\{Y_t, t=1,...,T\}$ یک دنباله از مشاهدات چندمتغیره را نشان دهد که هر Y_t دارای p جمله و $\{S_t, t=1,...,T\}$ نیز یک زنجیره مارکوف روی فضای حالت $\{1,2,...,L\}$ باشد. یک مدل مارکوف سوئیچینگ، یک فرآیند تصادفی شامل دو بخش می‌باشد: فرآیند اصلی غیرقابل مشاهده $\{S_t\}$ که واجد ویژگی‌های مارکوف بوده و مشاهدات وابسته به حالت $\{Y_t\}$ که شامل ویژگی استقلال مشروط به شرح زیر می‌باشند.

$$f(Y_t = y_t / Y_1 = y_1,..., Y_{t-1} = y_{t-1}, S_1 = s_1,..., S_t = s_t) = f(Y_t = y_t, S_t = s_t)$$

که در آن f یک تابع چگالی احتمال کلی و عمومی است. تحت فرض گوسی، توزیع فضا – حالت Y_t با رابطه $Y_t / S_t = s_t \sim N_P(\mu_{st}, \Sigma_{st})$ تعریف می‌شود که $N_P(\mu_{st}, \Sigma_{st})$ توزیع گوسی چندمتغیره با میانگین μ_{st} و ماتریس کواریانس Σ_{st} می‌باشد. مدل‌های مربوط به سری‌های زمانی مالی باید به چند موضوع شناخته شده از جمله انحراف از نرمال بودن مثل پهن دنباله بودن، انحراف از استحکام و استواری آماره‌ها نسبت به داده‌های دور افتاده[1] و توانمندی مدل در ثبت و نشان دادن رویدادهای حدی[2] بپردازند. به دلایل بالا فرض استیودنت- t چندمتغیره را برای مدل‌های مارکوف سوئیچینگ انتخاب می‌کنیم، یعنی: $Y_t / S_t = s_t \sim \tau_P(\mu_{st}, \Sigma_{st}, \upsilon_{st})$ که $\tau_P(\mu_{st}, \Sigma_{st}, \upsilon_{st})$ استیودنت- t چندمتغیره با میانگین μ_{st}، ماتریس مقیاس Σ_{st} و درجه آزادی υ_{st} است. احتمال اینکه در زمان t در حالت k قرار داشته باشیم مشروط بر اینکه در زمان $t-1$ در حالت l باشیم را به‌صورت تعریف می‌کنیم.

1. Robustness to outliers
2. Extreme events

$q_{l,k} = P(S_t = k / S_{t-1} = l), \forall l,k \in \{1,2,...,L\}$

احتمال اولیه قرار گرفتن در حالت $l \in \{1,2,...,L\}$ در زمان ۱ به‌وسیله $\delta_l = P(S_1 = l)$ نشان داده می‌شود. همچنین $Q = \{q_{l,k}\}$ به‌عنوان ماتریس احتمال انتقال زنجیره مارکوف در نظر گرفته می‌شود. شایان ذکر است که در مدل مارکوف سوئیچینگ، انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به‌صورت تصادفی و نه قطعی می‌باشد. این بدین معناست که هرگز مطمئن نیستیم که سوئیچ رژیم وجود خواهد داشت یا خیر. اما دینامیک فرآیند تغییر رژیم مشخص بوده و توسط یک ماتریس انتقال هدایت می‌شود. این ماتریس، احتمالات سوئیچ از یک رژیم به رژیم دیگر را کنترل می‌کند.

اگرچه کاربرد مدل‌های خطی در بسیاری از موقعیت‌ها موفقیت‌آمیز بوده است، با این وجود این مدل‌ها برای نشان دادن بسیاری از الگوهای پویای غیرخطی مانند الگوهای عدم‌تقارن و تغییرپذیری خوشه‌ای[1] قابل استفاده نیستند. برای مثال نرخ‌های رشد GDP عموماً در دوره‌های رونق در حول و حوش سطوح بزرگ نوسان داشته و پایاتر می‌باشند اما در دوره‌های همراه با انقباض و کسادی، آنها در یک سطح نسبتاً پایین‌تر باقی‌مانده و پایایی کمتری دارا هستند. برای داده‌هایی با این ویژگی‌ها، انتظار اینکه یک مدل منفرد و خطی بتواند این رفتارهای متفاوت و متمایز را توصیف کند، منطقی به‌نظر نمی‌رسد. در سه دهه گذشته، یک رشد سریع در توسعه مدل‌های سری زمانی غیرخطی رخ داده است. با این وجود، مدل‌های سری زمانی غیرخطی، حلال کامل و علاج قطعی برای مسائل پیش‌رو نبوده و دارای محدودیت‌هایی می‌باشند. از جمله محدودیت‌های موجود برای این مدل‌ها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

۱- اجرا و انجام مدل‌های غیرخطی عموماً سخت و طاقت‌فرسا می‌باشند. برای مثال، الگوریتم‌های بهینه‌سازی غیرخطی در برآورد پارامترها به سمت مقادیر بهینه موضعی به جای بهینه سراسری منحرف می‌شوند.

۲- بیشتر مدل‌های غیرخطی برای توصیف الگوهای غیرخطی مشخصی از داده‌ها طراحی شده‌اند، در نتیجه ممکن است این مدل‌ها به اندازه‌ای که انتظار داریم منعطف نباشند.

مدل‌های مارکوف سوئیچینگ قابلیت لحاظ کردن تغییر در نحوه ارتباط بین متغیرها را با ایجاد رژیم‌های متفاوت دارا هستند و می‌توانند چگونگی روابط بین

1. Volatility Clustering

متغیرها را در رژیم‌های مختلف نشان دهند، در نتیجه استفاده از این مدل‌ها در شرایطی که وجود رژیم‌های مختلف در داده‌ها مشاهده می‌شود نتایج بهتری به همراه داشته است. در این مدل‌ها پارامترها به زمان بستگی داشته و می‌توانند در رژیم‌های متفاوت ثابت نباشند، لذا تغییرات در رابطه علیت در طی دوره مورد بررسی را می‌توان به راحتی و بدون هیچ پیش‌فرضی استخراج کرد. تغییرات در رابطه علیت به وسیله یک فرآیند زنجیره‌ای مارکوف ایجاد می‌شود که این فرآیند مانا بوده ولی قابل مشاهده نیست. مزیت این روش در انعطاف‌پذیری آن است، بدین صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود دارد و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند. در عین حال این مدل به‌صورت درون‌زا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری را تعیین می‌کند. این مدل شامل ساختار چندگانه (معادلات گوناگون) بوده و با جایز دانستن سوئیچ بین ساختارها، می‌تواند الگوهای پویای بسیار پیچیده را توصیف کند. آمیسانو و جووک[1] (۲۰۰۴) و جووک و آمیسانو[2] (۲۰۱۰)، نشان داده‌اند که مدل‌های مارکوف سوئیچینگ چند متغیره در پیش‌بینی بازده روزانه سری‌های زمانی مالی، (به خصوص در دوره‌های با تغییرپذیری زیاد) عملکرد بهتری در مقایسه با سایر رقبای خود دارند. ضمن اینکه بنا کردن سنجه ریسک بر مدل‌های مارکوف سوئیچینگ چندمتغیره، تمایز بین ریسک دنباله‌ای مؤسسات را از طریق حالت و وضعیت اقتصاد که توسط فرآیند مارکوف پنهان مشخص می‌شود، مقدور می‌کند.

۳-۱-۱- برآورد مدل و استنباط

پارامترهای مدل مارکوف سوئیچینگ به‌طور معمول با استفاده از روش حداکثر درستنمایی برآورد می‌شوند. لایکلیهود مدل مارکوف سوئیچینگ در قالب یک فرمول closed–form قابل بیان است. فرض می‌شود $\theta = \{\mu_l, \sum_l, \vartheta_l, Q, \delta, l = 1, 2, \dots, L\}$ مجموعه همه پارامترهای مدل باشد و $f(y_t)$ ماتریس قطری با احتمال‌های شرطی $f(Y_y = y_t/S_t = s_t)$ بر روی قطر اصلی باشند، در این صورت لایکلیهود مدل مارکوف سوئیچینگ را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد.

$$L(\theta) = \delta f(y_1) Q f(y_2) Q f(y_3) Q \dots f\left(y_{T-1}\right) Q f(y_T) 1'$$

1. Amisano and Geweke
2. Geweke and Amisano

یافتن مقادیر پارامترهای θ که تبدیل لگاریتمی معادله فوق را تحت قیود $\sum_{l=1}^{L}\delta_l = 1$ و $\sum_{k=1}^{K} q_{l,k} = 1$ حداکثر می‌کند، مساله آسانی نیست، چرا که عبارت فوق از نظر تحلیلی در دسترس نمی‌باشد. در عوض یافتن پاسخ‌های معادله فوق با استفاده از الگوریتم حداکثرسازی انتظاری[1] (EM) دمپستر و دیگران[2] (۱۹۷۷)، کاملا سرراست و قابل فهم است. به منظور کاربرد الگوریتم EM، بردار مشاهدات $\{Y_t, t = 1,\dots,T\}$، ناکامل در نظر گرفته می‌شود. الگوریتم EM بر دو گام اساسی استوار است: یک مرحله برای انتظار (گام E) و یک مرحله برای انجام حداکثرسازی (گام M). در $(m+1)$ امین تکرار، الگوریتم EM به شرح زیر عمل می‌کنند: گام E: انتظارات شرطی داده کامل لگاریتم لایکلیهود فوق با داده در نظر گرفتن مشاهدات $\{y_t\}_t^T$ و پارامترهای برآورد شده m امین تکرار، یعنی $\theta^{(m)}$ به شرح مقابل محاسبه می‌شود: $Q(\theta,\theta^{(m)}) = E_{\theta^{(m)}}[\log L_c(\theta)/\{y_t\}_t^T]$ گام M: $\theta^{(m+1)}$ با حداکثرسازی رابطه زیر با توجه به θ انتخاب می‌شود:

$$\theta^{(m+1)} = \arg\max_{\theta} Q(\theta,\theta^{(m)})$$

مطابق با ادبیات نظری استاندارد، فرض می‌شود که متغیر حالت نهان غیرقابل مشاهده از یک زنجیره مارکوف با احتمال انتقال $P = \begin{pmatrix} p_{11} & 1-p_{11} \\ 1-p_{22} & p_{22} \end{pmatrix}$ پیروی می‌کند، که p_{ij} احتمال انتقال از حالت i به حالت j در زمان $t+1$ را نشان می‌دهد.

۴- سنجه‌های ریسک

یکی از اهداف اصلی این مقاله، رویکرد مبتنی بر مدل برای تعیین کمیت وابستگی متقابل ریسک دنباله‌ای است. ارزیابی ریسک‌های مالی، به تعریف مناسب سنجه‌های ریسک، برای در نظر گرفتن اثرات سرریز موجود بین مؤسسات مالی فعال در یک بازار مالی نیازمند است. پس از بحران مالی جهانی ۲۰۰۸-۲۰۰۷، توجه بسیاری از پژوهشگران به این موضوع جلب شده است. برای نمونه ریزش انتظاری نهایی آچاریا و همکاران[3] (۲۰۱۰)، سنجه ریسک سیستمیک (SRISK) که به‌طور مشترک توسط

1. Expectaton–Maximization (EM) algorithm
2. Dempster, Laird and Rubin
3. Acharya, Philippon, and Richardson

برونلس و انگل[۱] (۲۰۱۲) از یک سو و آچاریا و همکاران[۲] (۲۰۱۲) از سوی دیگر برای اندازه‌گیری ریسک سراسری مطرح شده است. از جمله پژوهش‌های انجام گرفته در این زمینه هستند. آچاریا و ریچاردسون[۳] (۲۰۰۹)، هوانگ و دیگران[۴] (۲۰۱۲) و بیلیو و دیگران[۵] (۲۰۱۲) نیز سهم نهایی مؤسسات فردی در ریسک سیستمیک را اندازه‌گیری کرده‌اند. در این مقاله بر رویکرد دوم تمرکز کرده و از روش آدریان و برونرمیر (۲۰۱۱)[۶] که روش ارزش در معرض خطر شرطی (COVaR) را برای محاسبه میزان مشارکت هر مؤسسه انفرادی در ریسک کلی ارائه کرده است استفاده می‌شود. تعریف ارزش در معرض خطر شرطی (COVaR) در سطح τ و با فرض وجود دو مؤسسه i و j عبارت است از: $p\left(Y_i \le COVaR_{\bar{j}}^{\tau}/Y_j = VaR_j^{\tau}\right) = \tau$، که Y_i و Y_j به ترتیب بازده مؤسسات i و j و VaR_j^{τ} ارزش در معرض خطر نهایی یک متغیره دارای j را نشان می‌دهند. اگر i مطابق با کل سیستم مالی باشد، در این صورت ارزش در معرض خطر شرطی (COVaR) معادل ارزش در معرض خطر (VaR) سیستم مالی مشروط بر وجود بحران در مؤسسه مالی j می‌شود. این موضوع مبنایی برای درک چگونگی تقسیم ریسک بین مؤسسات مختلف موجود در سیستم می‌باشد. ویژگی خاص بحران مالی اخیر، نکول چندین مؤسسه به طور همزمان است که متضمن وجود معیاری برای سنجش ریسک وقوع مشترک زیان‌های شدید می‌باشد.

یکی دیگر از معیارهای ارزیابی ریسک سیستمیک، معیار ریزش مورد انتظار می‌باشد که توسط آرتزنر[۷] (۱۹۹۹)، ارائه شده است. ریزش مورد انتظار[۸]، متوسط بدترین بازدهی ها یا به‌عبارتی ارزش انتظاری دنباله پایین توزیع بازدهی است (کاپورین[۹]، ۲۰۱۲).

$$ES_{t-1}(C) = E_{t-1}[R_{it}/R_{mt} < C]$$

1. Brownlees and Engle
2. Acharya., Engle and Richardson
3. Acharya and Richardson
4. Huang , Zhou and Zhu
5. Billio, Getmansky, and Pellizon
6. Adrian and Brunnermeier
7. Artzner
8. Expected Shortfall
9. Massimiliano Caporin

C ارزش آستانه بازدهی است که معمولاً آن را با ارزش در معرض خطر نشان می‌دهند. E_{t-1} ارزش انتظاری و R_t بازده دارایی در زمان t است. آچاریا و همکاران[1] (۲۰۱۰) برای ارزیابی ریسک سیستمیک در نهادهای مالی از معیار ریزش مورد انتظار نهائی استفاده کرده‌اند که یکی دیگر از مشتقات ریزش مورد انتظار می‌باشد. ریزش مورد انتظار نهائی توسط برونلس و انگل[2] (۲۰۱۲) برای ارزیابی ریسک سیستمیک در نهادهای مالی پایه‌گذاری شده است. ریزش مورد انتظار نهائی، بحران بازار را علت وقوع ریسک سیستمیک در نظر می‌گیرد و نشان می‌دهد که چنانچه بازار در بحران باشد، یک نهاد مالی چه بازدهی انتظاری را تجربه خواهد کرد. به‌عبارتی دیگر، ریزش انتظاری نهایی میزان تأثیرپذیری نهادهای مالی مانند بانک از بحران در سیستم مالی را نشان می‌دهد و با کمک آن می‌توان بانک‌ها را از منظر درجه آسیب‌پذیری نسبت به ریسک بازار طبقه‌بندی کرد. بنگاه‌هایی که حساسیت بیشتری به عملکرد کلیت بازار در زمان وقوع یک حادثه سیستمی دارند، ریزش انتظاری نهایی بیشتری خواهند داشت. براساس تعریف، ریزش مورد انتظار نهائی نهاد مالی i در زمان t به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$MES_{it}(C) = E_{t-1}[R_{it}/R_{mt} < C]$$

که در آن R_{mt} بازده شاخص کل بازار در زمان t و R_{it} بازده حقوق صاحبان سهام مؤسسه مالی i در زمان t است. C ارزش آستانه که نشان دهنده وقوع بحران در بازار است و معمولاً آن را با ارزش در معرض خطر بازار در نظر می گیرند.

۵- داده‌ها

به منظور انجام برآوردها و برای به تصویر کشیدن وابستگی متقابل ریسک بین چندین بنگاه و مؤسسه فعال در یک بازار که ممکن است به طور همزمان در تنگنا قرار گرفته باشند، در این پژوهش صنعت بانکی کشور را هدف قرار داده و برای محاسبه میزان و چگونگی وابستگی بانک‌های کشور به یکدیگر و همچنین استخراج سهم هر یک از این بانک‌ها در ریسک سیستمیک موجود، از داده‌های بازدهی هفتگی بانک‌های ملت، تجارت، صادرات، پارسیان و اقتصاد نوین (که از شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس تهران هستند) برای دوره زمانی ۱۳۸۸/۰۳/۲۷ تا ۰۲/۱۷/ ۱۳۹۸ شامل ۵۱۷ داده برای هر سری زمانی، استفاده می‌شود. بانک‌های انتخاب شده از بانک‌های بزرگ دولتی و

1. Acharya et al
2. Brownlees and Engle

خصوصی کشور هستند. دارایی هر یک از بانک‌های ذکر شده و همچنین دارایی کل شبکه بانکی به شرح جدول ذیل می‌باشد:

نام بانک	اقتصاد نوین	پارسیان	تجارت	ملت	صادرات
دارایی کل (هزار میلیارد ریال)	۴۴۸,۹	۹۴۴,۷	۱۷۷۱،۱	۲۵۱۰,۸	۲۰۹۸,۴

با توجه به اینکه جمع دارایی شبکه بانکی معادل ۲۵،۱۷۱,۴ هزار میلیارد ریال می‌باشد، بانک‌های انتخابی ۳۰,۸٪ از کل دارایی سیستم بانکی کشور را شامل می‌باشند. اطلاعات مورد نیاز از سایت بورس اوراق بهادار تهران و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران دریافت شده است.

۶- تخمین مدل

آماره‌های توصیفی داده‌ها برای هر یک از بانک‌ها در جدول (۱) پیوست گزارش شده است. چولگی همراه با کشیدگی، به منظور قضاوت بهتر در مورد احتمال وقوع رویدادها در دنباله‌های توزیع احتمال به کار برده می‌شوند. نتایج جدول نشان می‌دهد که همه سری‌های زمانی به‌جز اقتصاد نوین دارای چولگی منفی می‌باشند. همچنین کشیدگی به‌دست آمده برای هر یک از بانک‌ها دلالت بر این دارد که آنها کشیده‌تر از توزیع نرمال بوده و پهن-دنباله هستند. آماره جارک-برا، آزمونی برای خوبی برازش نمونه‌ها برای تطبیق چولگی و کشیدگی داده‌ها با توزیع نرمال است. اگر مقدار آماره به‌دست آمده متفاوت از صفر باشد، این موضوع سیگنالی برای توزیع غیرنرمال داشتن داده‌ها می‌باشد. با توجه به مقادیر احتمال به‌دست آمده، فرضیه صفر در مورد همه سری‌های زمانی رد شده است و در نتیجه داده‌ها نرمال نمی‌باشند. افزون بر این، وجود خوشه‌های بزرگ نوسانات که دوره‌هایی از نوسانات کم را درپی دارد، در داده‌ها رویت می‌شود. این واقعیت‌ها با وجود رژیم‌های رونق و رکود در داده‌ها منطبق است.

تحلیل چگونگی گسترش ریسک سیستمیک بین مؤسسات مالی از طریق بررسی تحولات زمانی سنجه‌های ریسک معرفی شده در بخش‌های قبلی، از اهداف این مقاله می‌باشد. در اینجا، هم‌حرکتی‌های قیمت سهام هر یک از بانک‌های منتخب در طول زمان و به خصوص در خلال دوره‌های بحرانی و تغییرات احتمالی آن‌ها مورد بررسی قرار

می‌گیرد. از یک سو، انتظار می‌رود که به دلایل ذاتی و طبیعی بحران مالی و افزایش ریسک بلندمدت، هم‌حرکتی‌های بین قیمت سهام قوی‌تر از قبل شود. از سوی دیگر به دلیل وجود ناهمگنی در ویژگی‌های فردی هر یک از بنگاه‌ها[1]، انتظار می‌رود بحران مالی اثر غیر مساوی و غیرمتقارنی بر هر یک از بنگاه‌ها داشته باشد. در جدول (۱) پیوست، مشاهده می‌شود که کل سیستم در قیاس با سایر داده‌ها دارای دنباله‌های پهن‌تری است و در نتیجه ممکن است تاثیرپذیری بیشتری از بحران مالی در مقایسه با سایر بانک‌ها داشته باشد.

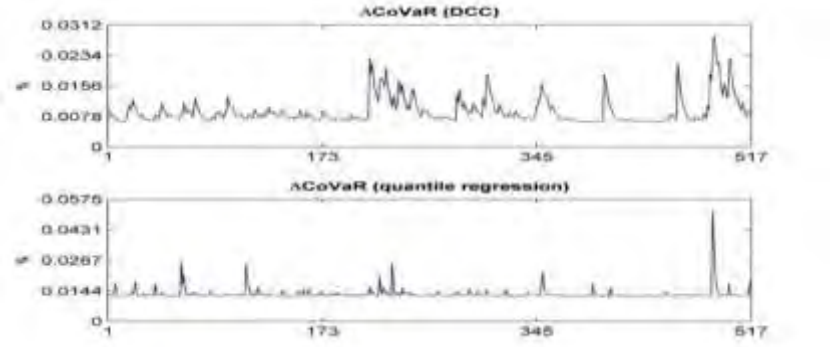
در نمودار (۱) پیوست سری زمانی ارزش در معرض خطر شرطی کل سیستم در حالت‌های مختلف و با فرض وجود بحران در هر یک از بانک‌ها محاسبه و ترسیم شده است، به عبارتی در نمودار (۱) پیوست $\mathrm{COVaR}^{\mathrm{sys/bank\,i}}$ -که بانک i می‌تواند هر یک از بانک‌های اقتصاد نوین، پارسیان، ملت، صادرات و تجارت باشد- با استفاده از روش همبستگی شرطی پویا $(\mathrm{DCC\text{-}COVaR})$ در سطح احتمال ۵٪ محاسبه شده است.

ارزش در معرض خطر شرطی، حداکثر مقدار زیان تحمیل شده به کل شبکه بانکی را زمانی که هر یک از بانک‌های منتخب در سطح ارزش در معرض خطر شرطی ۵٪ خود باشند، محاسبه می‌کند، بنابراین مقادیر بزرگ دلتای ارزش در معرض خطر شرطی، اثر سرریز[2] هر یک از بانک‌ها بر کل سیستم را منعکس می‌کنند. در نمودارهای (۱) تا (۵)، پویایی‌های تغییرات $\Delta\mathrm{COVaR}^{\mathrm{sys/bank\,i}}$ در دو حالت تخمین با روش همبستگی شرطی پویا (DCC) و رگرسیون کوانتایل رسم شده و با یکدیگر مقایسه شده‌اند. هر نمودار تغییرات بازدهی کل سیستم، زمانی که هر یک از بانک‌های گفته شده در بحران قرار می‌گیرند را نشان می‌دهد. مقایسه نمودارها نشان می‌دهد که محاسبه $\Delta\mathrm{COVaR}^{\mathrm{sys/i}}$ با روش DCC، تغییرات زمانی ریسک را به شیوه بهتر و دقیقتری در قیاس با روش رگرسیون کوانتایل بیان می‌کند. ملاحظه می‌شود که مقدار ریسک سیستمیک ناشی از یک بانک مشخص بر روی کل شبکه بانکی، در دوره‌های زمانی مختلف ثابت نبوده و متغیر است. به‌علاوه، به‌دلیل تغییر مقدار ریسک سیستمیک، اهمیت سیستمی بانک‌ها برای سیاست‌گذار در دوره‌های مختلف نیز ثابت نبوده و در هر دوره متفاوت از دوره قبلی می‌باشد.

---

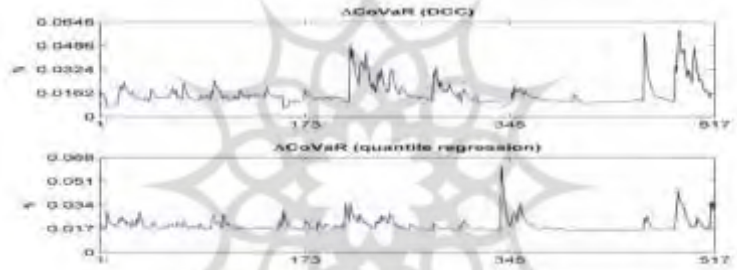
۱. ویژگی‌های فردی به دو دسته ویژگی‌های قابل مشاهده مانند هسته کسب و کار و ویژگی‌های غیرقابل مشاهده مانند ترکیب بدهی یا سطح پیوند با بازار تقسیم می‌شوند.

2. Spillover Effects



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱. مقایسه سری زمانی $\Delta\mathrm{COVaR}^{\mathrm{sys/en}}$ در دو حالت تخمین با روش همبستگی شرطی پویا (DCC) و رگرسیون کوانتایل

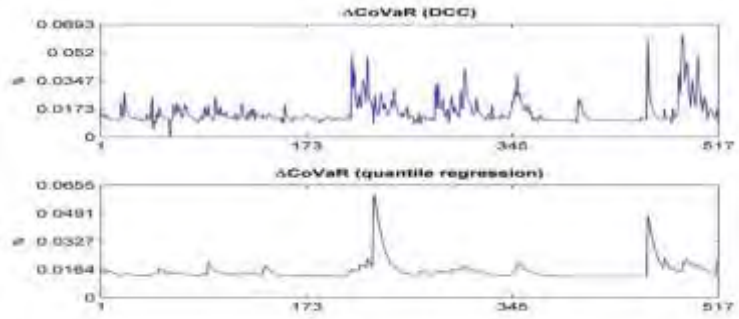


منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲. مقایسه سری زمانی $\Delta\mathrm{COVaR}^{\mathrm{sys/pars}}$ در دو حالت تخمین با روش همبستگی شرطی پویا (DCC) و رگرسیون کوانتایل

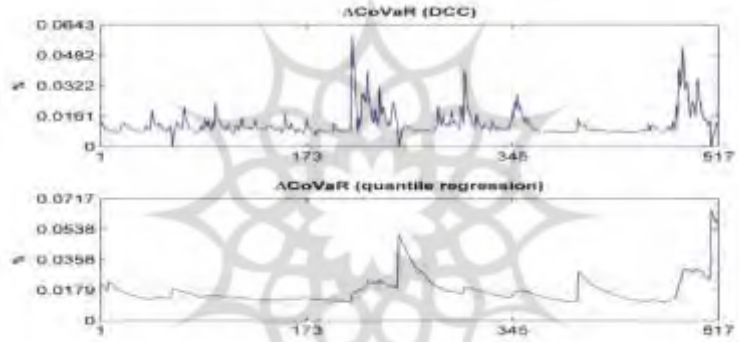
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳. مقایسه سری زمانی $\Delta\mathrm{COVaR}^{\mathrm{sys/mel}}$ در دو حالت تخمین با روش همبستگی شرطی پویا (DCC) و رگرسیون کوانتایل



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴. مقایسه سری زمانی $\Delta COVaR^{sys/sad}$ در دو حالت تخمین با روش همبستگی شرطی پویا (DCC) و رگرسیون کوانتایل



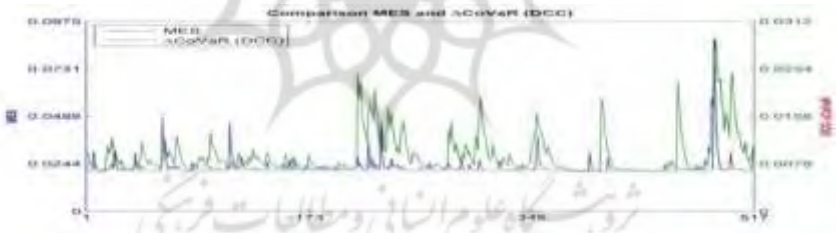
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۵. مقایسه سری زمانی $\Delta COVaR^{sys/tej}$ در دو حالت تخمین با روش همبستگی شرطی پویا (DCC) و رگرسیون کوانتایل

در نمودارهای فوق، حداکثر مقدار ریسک، DCC-ΔCOVaR، به ترتیب برای بانک‌های ملت ۷٫۱۵٪، صادرات ۶٫۳٪، پارسیان ۵٫۸۹٪، تجارت ۵٫۸۵٪ و اقتصاد نوین ۲٫۸۳٪ می‌باشد. به‌عبارتی بروز بحران در بانک ملت در بالاترین سطح بوده است و با انجام محاسبات با روش DCC-ΔCOVaR، ریسک شبکه بانکی را در دوره مورد بررسی ۷٫۱۵٪ افزایش می‌دهد.

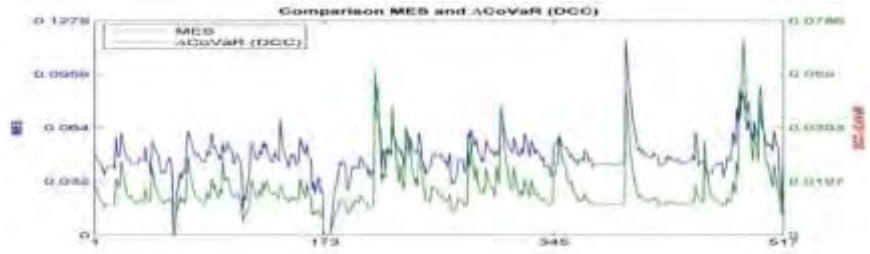
بررسی ریسک بر مبنای DCC-ΔCOVaR برای بانک‌های اقتصاد نوین و ملت نشان می‌دهد که میزان ریسک ناشی از این دو بانک برای کل سیستم از اواخر سال ۱۳۹۱ افزایش یافته و در اواخر سال ۱۳۹۷ به حداکثر مقدار خود رسیده است. الگوی مشاهده شده برای بانک‌های پارسیان، صادرات و تجارت نیز تقریباً مشابه با همین الگو می‌باشد، با این تفاوت که در این بانک‌ها، میزان ریسک در انتهای سال ۱۳۹۶ نیز با رشد شدیدی همراه بوده است. مقادیر محاسبه شده ریسک سیستمیک، به روش محاسباتی آن وابسته بوده و با تغییر روش محاسباتی ممکن است رتبه هر یک از مؤسسات از منظر میزان اثرگذاری در ریسک سیستمیک نیز تغییر کند. این موضوع به سبب کنترل و مدیریت ریسک سیستمیک برای سیاست‌گذار بسیار حائز اهمیت است.

در نمودار (۶) دینامیک تغییرات $\text{DCC-}\Delta\text{COVaR}^{\text{sys/bank i}}$ و MES هر یک از بانک‌ها، در طول دوره مورد بررسی نشان داده شده است. بررسی این نمودارها نشان می‌دهد که دینامیک تغییرات زمانی ریسک محاسبه شده بر اساس هر دو معیار مورد استفاده تقریباً مشابه با هم بوده یا در برخی موارد با تاخیر زمانی بسیار کوتاه این تغییرات توسط سنجه دیگر نیز تأیید شده است. ولی در این نمودار مشاهده می‌شود که مقدار ریسک محاسبه شده بر مبنای معیار MES به مراتب بیش از مقدار ریسک محاسبه شده بر اساس سنجه $\text{DCC-}\Delta\text{COVaR}^{\text{sys/bank i}}$ می‌باشد.

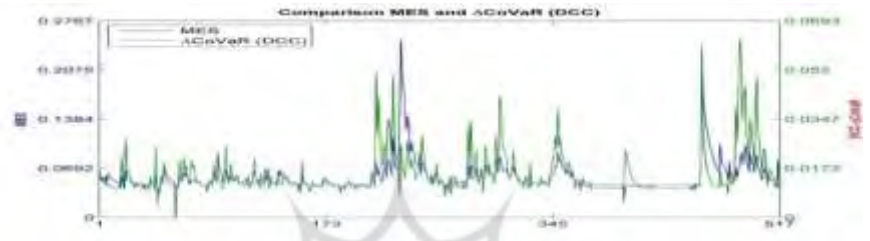


الف) بانک اقتصاد نوین

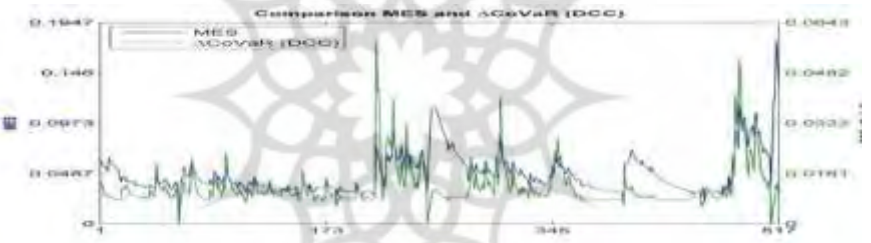
ب) بانک پارسیان



ج) بانک ملت



د) بانک صادرات



ه) بانک تجارت

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۶. مقایسه $\Delta COVaR^{sys/bank\ i}$ و MES برای بانک‌های مختلف

در جدول (۱) متوسط $\Delta COVaR^{sys/bank\ i}$ بر اساس مدل‌های واریانس شرطی پویا و رگرسیون کوانتایل و MES برای بانک‌های مختلف در طول دوره زمانی مورد بررسی قرار گرفته محاسبه و ارائه شده است. متوسط ریسک برآوردی توسط معیار MES در قیاس با معیار DCC-$\Delta COVaR^{sys/bank\ i}$ از ۲,۲۳ برابر در مورد بانک پارسیان تا ۴,۱۳ برابر در مورد بانک تجارت در نوسان است. ملاحظه می‌شود که مقادیر ریسک محاسبه شده با هر یک از معیارها برای هر کدام از بانک‌ها متفاوت از یکدیگر است.

ضمن اینکه رتبه هر یک از بانک‌ها بر مبنای بیشترین تأثیر ریسک سیستمیک بر کل سیستم بانکی براساس معیارهای مختلف، متفاوت می‌باشد. طبق سنجه $\Delta COVaR(DCC)$، بانک‌های ملت، پارسیان، صادرات، تجارت و اقتصاد نوین به‌ترتیب بیشترین تأثیر را بر کل شاخص گروه بانک خواهند داشت. به‌عبارتی در صورت بروز بحران در هر یک از بانک‌های مورد بررسی، بر اساس شاخص ذکر شده، بانک ملت، بیشترین و بانک اقتصاد نوین، کمترین تأثیر منفی را بر سیستم بانکی خواهند داشت، لذا در صورت بروز بحران در بانک‌های مذکور و به منظور کنترل تبعات منفی ناشی از این بحران بر شبکه بانکی، سیاست‌گذار می‌بایست در گام نخست نسبت به حل بحران در بانک ملت اقدام کرده و سپس به ترتیب، بحران بانک‌های پارسیان، صادرات، تجارت و اقتصاد نوین را برطرف کند. رتبه‌بندی هر یک از بانک‌ها از نظر اهمیت سیستمیکی آنها با معیارهای مختلف مورد استفاده در این مقاله در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۱. متوسط $\Delta COVaR^{sys/bank\ i}$ بر اساس واریانس شرطی پویا و رگرسیون کوانتایل و MES در طول دوره زمانی مورد بررسی

	اقتصاد نوین	پارسیان	ملت	صادرات	تجارت
average ΔCOVaR(DCC)	۰,۰۰۹۲	۰,۰۱۵۸	۰,۰۱۷۱	۰,۰۱۵۰	۰,۰۱۱۷
average ΔCOVaR(quantile regr	۰,۰۱۲۹	۰,۰۱۹۴	۰,۰۲۲۴	۰,۰۱۵۵	۰,۰۱۷۶
average MES	۰,۰۲۲۴	۰,۰۳۵۳	۰,۰۴۶۴	۰,۰۵۷۳	۰,۰۴۸۴

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. اولویت‌بندی بانک‌ها بر اساس میزان اهمیت ریسک سیستمیکی بر مبنای معیارهای مختلف

معیار انتخابی	اولویت ۱	اولویت ۲	اولویت ۳	اولویت ۴	اولویت ۵
ΔCOVaR(DCC)	ملت	پارسیان	صادرات	تجارت	اقتصاد نوین
ΔCOVaR(quantile regression)	ملت	پارسیان	تجارت	صادرات	اقتصاد نوین
MES	صادرات	تجارت	ملت	پارسیان	اقتصاد نوین

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌منظور ادراک بیشتر و شناخت دقیق‌تر نحوه تغییر ریسک سیستمیک در رژیم‌های مختلف، مدل‌های مارکوف سوئیچینگ برآورد می‌شود. انتخاب تعداد حالت‌های پنهان[1] مشکل اصلی در تشکیل مدل‌های مارکوف سوئیچینگ است. در ادبیات مربوط به متغیرهای پنهان، ابزار اصلی برای انتخاب تعداد این متغیرها استفاده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک (AIC) و بیزین(BIC) می‌باشد. این دو شاخص شامل عبارتی به‌صورت جریمه مربوط به تعداد پارامترهای غیر زائد[2] هستند. در جدول (۳) ماکزیمم لگاریتم لایکلیهود، AIC و BIC برای مدل‌های مارکوف سوئیچینگ گوسی و استیودنت-t زمانی که تعداد حالت‌های پنهان از ۲ تا ۴ تعییر می‌کند، ارائه شده است.

جدول ۳. مقادیر لگاریتم لایکلیهود، آکائیک و بیزین برای توزیع‌های نرمال و استیودنت-t با تعداد رژیم‌های مختلف

توزیع نرمال			
تعداد رژیم	**log-likelihood**	**AIC**	**BIC**
۲	۲۴۰۱۷,۸۹۰۶	**-۴۷۸۹۱,۷۸**	**-۴۷۴۷۰,۰۴**
۳	۲۰۷۵۵,۴۰۱۳	-۴۱۲۸۸,۸	-۴۰۶۳۸,۶۲
۴	۲۳۸۶۱,۸۵۵۲	-۴۷۴۱۹,۷۱	-۴۶۵۲۹,۳۷
توزیع استیودنت-t			
تعداد رژیم	**log-likelihood**	**AIC**	**BIC**
۲	۱۶۷۷,۱۷۴۴	-۳۳۱۸,۳۴۹	**-۳۲۴۱,۸۸۴**
۳	۱۶۷۴,۳۱۱۹	-۳۲۸۸,۶۲۴	-۳۱۶۱,۱۸۳
۴	۱۷۰۵,۷۱۷۳	**-۳۳۲۳,۴۳۵**	-۳۱۳۶,۵۲۱

منبع: یافته‌های پژوهش

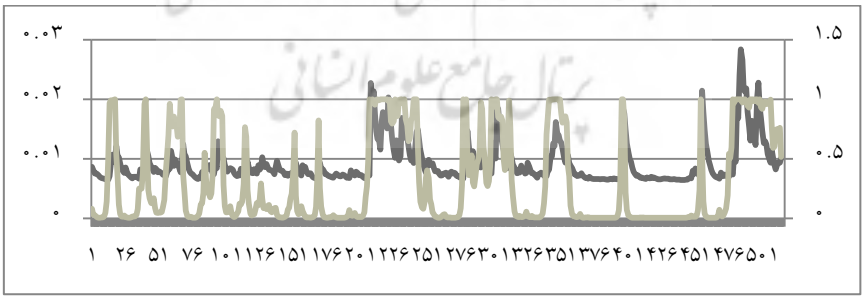
طبق محاسبات جدول (۳)، مدل‌های مارکوف سوئیچینگ نرمال و استیودنت-t، عدم تقارن و کشیدگی مشاهده شده در داده‌ها را با وجود دو رژیم به نحو مطلوب‌تری نشان می‌دهند. در حقیقت، مدل انتخابی برای بررسی و تحلیل مدل استیودنت-t با $L = 2$ می‌باشد.

1. latent States
2. Non–Redundant

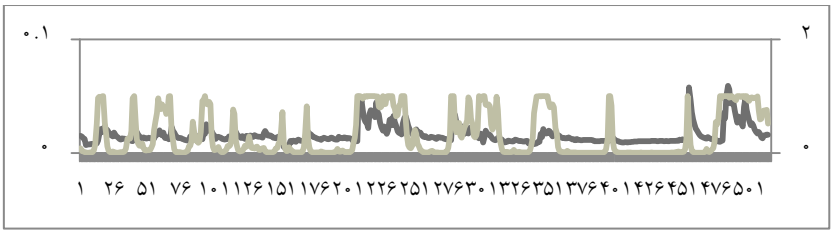
برآورد ضرایب مدل رژیم سوئیچینگ در جدول (۲) پیوست ارائه شده است. بر این اساس، رژیم اول، یعنی رژیم با میانگین بالا (جمله ثابت معادله میانگین ۰/۰۱۱) و واریانس بالا (واریانس ۰/۰۴۱) رژیم رونق است و رژیم دوم، یعنی رژیم با میانگین پایین (جمله ثابت معادله میانگین ۰/۰۰۰۴-) و واریانس پایین (واریانس ۰/۰۱۲) رژیم رکود است. ماتریس احتمال انتقال در مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، احتمال انتقال از یک رژیم به سایر رژیم‌ها و احتمال باقی ماندن در همان رژیم را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج جدول بالا $P_{11} = 0.873$ و $P_{22} = 0.941$ بوده و نشان می‌دهد احتمال باقی ماندن در هر یک از رژیم‌ها بالاست، به‌خصوص احتمال تداوم رژیم رکود قوی‌تر از احتمال تداوم رژیم رونق است، بنابراین در صورت قرار گرفتن در هر یک از رژیم‌های رونق یا رکود، احتمال تداوم آنها بالا و احتمال خروج از آنها به نسبت ضعیف‌تر است. مدت زمان انتظاری باقی ماندن در رژیم ۱ نزدیک به ۸ هفته و این مدت برای رژِیم ۲ نزدیک به ۱۷ هفته می‌باشد.

براساس احتمالات هموار شده و فیلتر شده، به هر میزان که احتمال شرطی رژیم مورد نظر در یک دوره زمانی به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن متغیر وابسته (بازدهی سیستم) در آن رژیم بیشتر است. با توجه به نمودار (۲)، پیوست ملاحظه می‌شود رژیم اول با رژیم میانگین و واریانس بالا (رژیم رونق) و رژیم دوم با میانگین واریانس پایین (رژیم رکود)، در استخراج رژیم های رکود و رونق سری زمانی سیستم، دقیق عمل کرده است. طبق این نمودار بیشتر دوره زمانی مورد بررسی در رژیم رکود سپری شده است.

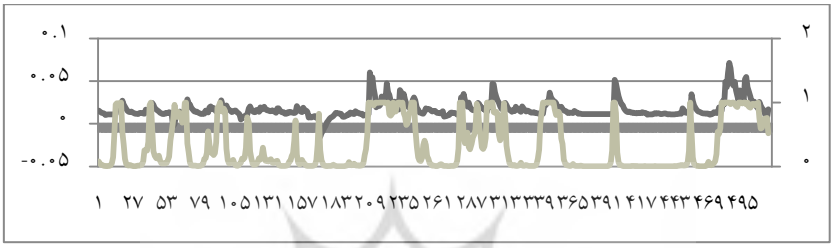
نمودار (۷)، نحوه تغییرات $DCC_COVaR^{sys/bank\,i}$ با احتمال رژیم رونق را در هر یک از بانک‌های مورد بررسی ارائه می‌کند.



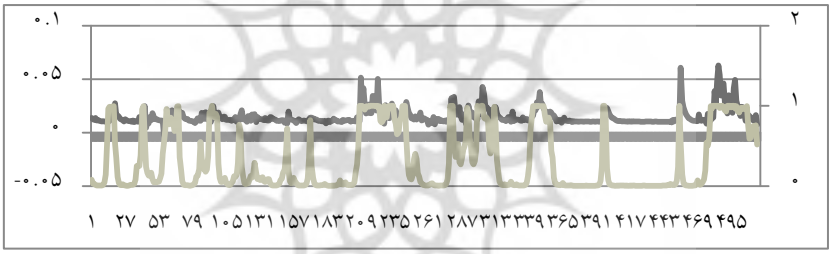
الف) بانک اقتصاد نوین



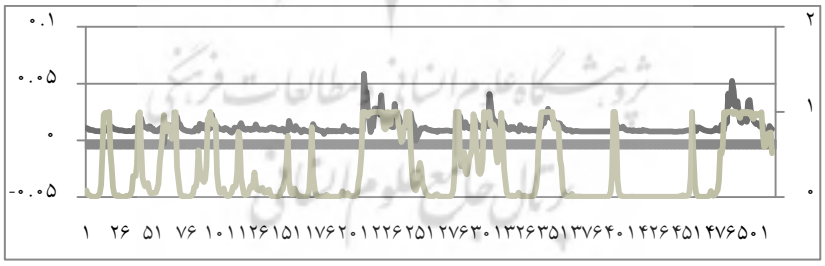
ب) بانک پارسیان



ج) بانک ملت



د) بانک صادرات



ه) بانک تجارت

خطوط تیره‌تر: $DCC_COVaR^{sys/bank\ i}$ و خطوط روشن‌تر: احتمالات رژیم رونق

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۷. نحوه تغییرات $DCC_COVaR^{sys/bank}$ با احتمال رژیم رونق

با افزایش احتمال قرار گرفتن در رژیم رونق میزان ریسک سیستمیک کل شبکه بانکی نیز، افزایش و با کاهش احتمال قرار گرفتن در این رژِیم، میزان ریسک تحمیل شده به کل سیستم از ناحیه هر یک از بانک‌ها، کاهش می‌یابد. این موضوع برای داده‌های ابتدای سال ۱۳۹۲ و ۱۳۹۷ و در خصوص تمامی بانک‌های مورد بررسی قابل رویت است.

۷- نتیجه‌گیری

در این مقاله میزان مشارکت و اثرگذاری تعدادی از بانک‌های فعال در کشور شامل بانک‌های اقتصاد نوین، پارسیان، ملت، صادرات و تجارت در ریسک کلی گروه بانک مورد ارزیابی قرار گرفته است. اثر بروز و وجود بحران در هر یک از بانک‌های ذکر شده بر ریسک کل شبکه بانکی در کل دوره مورد بررسی توسط معیارهای $\Delta\text{COVaR}^{\text{sys/bank i}}$ و MES محاسبه و سری زمانی تغییرات آنها ارائه شده است. از این طریق مقدار ریسک سیستمیک کل شبکه بانکی ناشی از بحران در هر یک از بانک‌ها در هر دوره در دسترس بوده و سیاست‌گذار، بانک‌های اثرگذار از نظر ریسک سیستمیک را شناسایی و رتبه‌بندی می‌کند. همچنین محاسبه ریسک سیستمیک با سنجه‌های مختلف، علاوه بر امکان مقایسه بین مقادیر ریسک سیستمیک محاسبه شده با هر یک از معیارها، مقایسه اهمیت سیستمیکی هر یک از بانک‌ها را براساس سنجه‌های استفاده شده امکان‌پذیر می‌کند. این امر چشم‌انداز روشن‌تر و دقیق‌تری برای سیاست‌گذار در مورد مقدار ریسک سیستمیک و اهمیت سیستمیکی بانک‌ها ارائه می‌کند.

افزون بر این، به منظور شناسایی ارتباط و نحوه تغییرات ریسک سیستمیک با رژیم‌های رکود و رونق، از مدل مارکوف سوئیچینگ استیودنت-t بهره گرفته شده است. علاوه بر یافته‌های مقاله در خصوص برتری استفاده از توزیع استیودنت-t نسبت به توزیع گوسی، انتخاب این توزیع به دلایل نظری، از جمله امکان مدل‌سازی وابستگی غیرخطی در بین رویدادهای حدی نیز قایل توجیه است.

نتایج تجربی حاصل از مقاله نشان می‌دهد که مقدار ریسک سیستمیک برآورد شده توسط هر یک از معیارهای $\Delta\text{COVaR}^{\text{sys/bank i}}$ و MES نه تنها با یکدیگر متفاوتند، بلکه در طول زمان نیز ثابت نبوده و دارای تغییرات هستند. بنابراین ریسک سیستمیک شبکه بانکی - ناشی از بروز بحران در هر یک از بانک‌های مورد بررسی- و مشارکت نهایی هر یک از بانک‌ها در ریسک سیستمیک در طول زمان ثابت نیست.

مقایسه دینامیک تغییرات معیارهای $\Delta COVaR^{sys/bank\,i}$ و MES نشان دهنده آن است که روند تغییرات هر دو معیار مشابه هم بوده، یا در برخی موارد با فاصله زمانی اندکی تکرار شده است. مقدار ریسک محاسبه شده بر مبنای معیار MES، به مراتب بیش از مقدار ریسک محاسبه شده بر اساس سنجه $DCC\text{-}\Delta COVaR^{sys/bank\,i}$ بوده و تغییرات متوسط ریسک برآوردی توسط معیار MES در قیاس با معیار $DCC\text{-}\Delta COVaR^{sys/bank\,i}$ از ۲,۲۳ برابر در مورد بانک پارسیان تا ۴,۱۳ برابر در مورد بانک تجارت در نوسان است. طبق سنجه متوسط $\Delta COVaR(DCC)$، بانک‌های ملت، پارسیان، صادرات، تجارت و اقتصاد نوین به ترتیب بیشترین تأثیر را بر کل شاخص گروه بانک خواهند داشت. میزان ریسک سیستمیک ناشی از معیار فوق برای بانک ملت که بیشترین تأثیر را بر ریسک سیستمیک کل شبکه بانکی دارد، برابر ۱,۷۱٪ و در مورد بانک اقتصاد نوین که دارای کمترین اثر ریسکی است برابر با ۱,۱۷٪ می‌باشد. هر چند مقدار ریسک سیستمیک در طول گذر زمان ثابت نبوده و در حال تغییر است و برای سیاست‌گذار ضرورت دارد که به رصد دائمی ریسک سیستمیک در شبکه بانکی بپردازد. ضمن اینکه، اهمیت سیستمیکی هر یک از بانک‌ها بر اساس معیارهای $\Delta COVaR(DCC)$ ، $\Delta COVaR(\text{quantile regression})$ وMES در کل دوره مورد بررسی با یکدیگر متفاوت است.

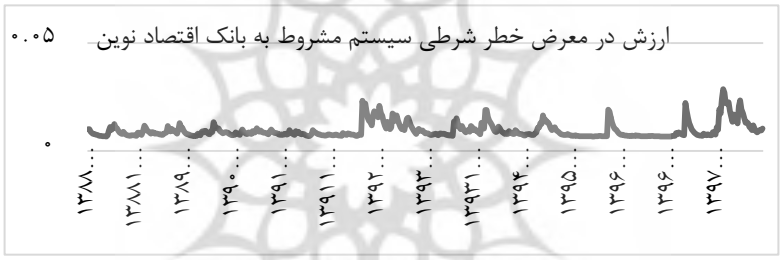
ادغام مدل محاسبه ریسک سیستمیک با مدل مارکوف سوئیچینگ، تغییرات ریسک سیستمیک در رژیم‌های مختلف را به‌طور همزمان ارائه کرده و از این طریق به درک و پیش‌بینی بهتر اثر آشفتگی بازار بر ریسک سیستمیک کمک می‌کند. نحوه تغییرات ریسک سیستمیک در رژیم‌های مختلف رونق و رکود با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ استیودنت- t با وجود ۲ رژیم مورد بررسی قرار گرفته است. طبق محاسبات انجام شده با افزایش احتمال ورود به دوره رونق، میزان ریسک سیستمیک کل شبکه بانکی ناشی از هر یک از بانک‌های مورد بررسی افزایش می‌یابد. این موضوع به ویژه زمانی که طول دوره رونق بزرگ‌تر است، مشهودتر می‌باشد.

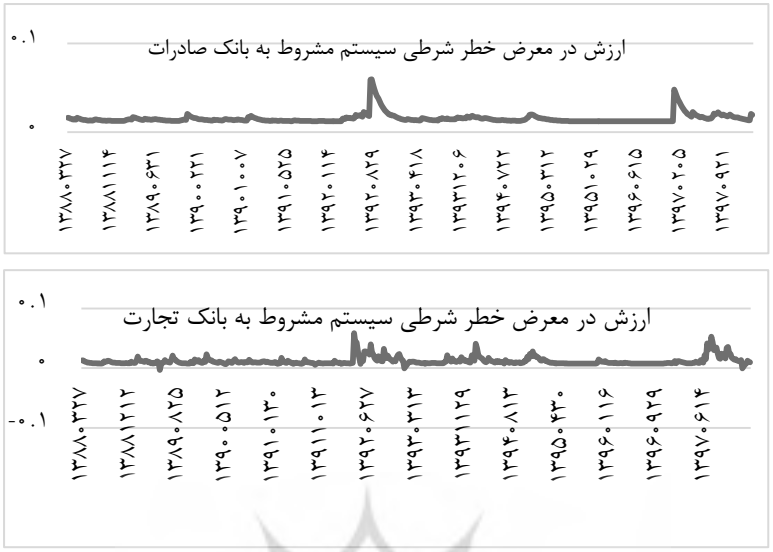
پیوست

جدول ۱. خلاصه آمارهای توصیفی داده‌ها

	اقتصاد نوین	پارسیان	ملت	تجارت	صادرات	کل سیستم
میانگین	۰,۰۰۱۱۵۷۳	-۰,۰۲۵۸۱۹۸	۰,۰۰۱۵۱۸۴	۰,۰۰۰۴۵۲۸۸	۰,۰۰۰۲۹۲۶۹	-۰,۰۰۲۱۴۶۸
حداکثر	۰,۵۷۵۳۰	۰,۲۰۷۲۹	۰,۲۰۶۳۴	۰,۲۷۶۳۵	۰,۲۷۳۰۳	۰,۱۲۷۵۶
حداقل	-۰,۲۹۰۸۴	-۰,۳۳۳۵۲	-۰,۳۹۵۹۶	-۰,۷۹۵۸۱	-۰,۶۰۳۹۲	-۱,۳۰۰۰
انحراف استاندارد	۰,۰۵۲۷۱۴	۰,۰۴۱۸۷۱	۰,۰۴۶۷۳۳	۰,۰۶۳۶۶۷	۰,۰۵۰۲۸۰	۰,۰۷۷۶۹۴
چولگی	۲,۱۸۸۸	-۰,۴۲۶۱۹	-۱,۹۱۷۴	-۵,۳۷۴۴	-۴,۶۱۱۱	-۱۲,۲۳۰
کشیدگی	۳۲,۹۶۳	۱۰,۸۶۰	۲۰,۴۸۱	۶۵,۴۹۲	۵۸,۸۶۳	۱۷۸,۶۴
نرمال بودن (JB)	۹۲۳,۷۰	۵۷۸,۰۶	۴۵۸,۷۹	۶۹۸,۰۲	۳۶۱,۵۰	۳۱۷۵۶
p_value	۰,۰	۰,۰	۰,۰	۰,۰	۰,۰	۰,۰

منبع: یافته‌های پژوهش





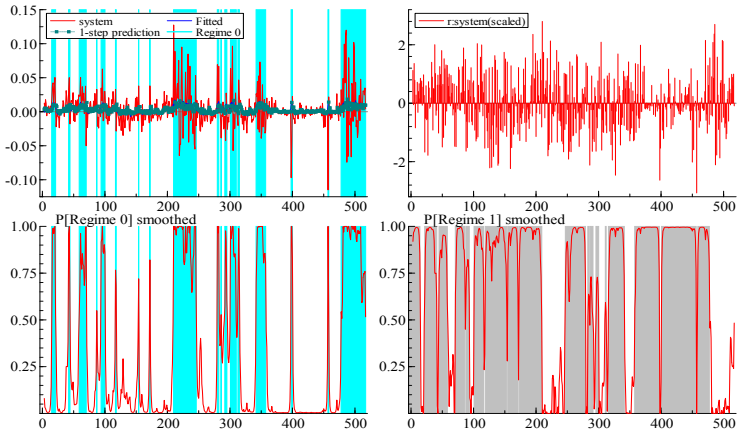
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱. سری زمانی ارزش در معرض خطر شرطی کل سیستم مشروط به وجود بحران در هر یک از بانک‌ها

جدول ۲. ضرایب متغیر سیستم در رژیم اول و دوم

	ضریب	انحراف معیار	آماره t
AR(1) رژیم اول	-۰/۰۳۸	۰/۰۷۹	-۰/۴۷۸
AR(2) رژیم دوم	۰/۱۷۰**	۰/۰۷۱	۲/۴۱۰
AR(1) رژیم اول	۰/۰۵۰	۰/۰۶۰	۰/۸۳۴
AR(2) رژیم دوم	۰/۱۲۴*	۰/۰۷۵	۱/۶۴۰
جمله ثابت رژیم اول	۰/۰۱۱***	۰/۰۰۴	۳/۱۷۰
جمله ثابت رژیم دوم	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۱	-۰/۴۵۶
واریانس رژیم اول	۰/۰۴۱***	۰/۰۰۳	۱۳/۵۷۳
واریانس رژیم دوم	۰/۰۱۲***	۰/۰۰۱	۱۴/۳۴۷
احتمال تداوم رژیم اول	۰/۸۷۳***	۰/۰۴۴	۲۰/۰۲۴
احتمال تداوم رژیم دوم	۰/۹۴۱***	۰/۰۱۹	۴۸/۹۹۲
log-likelihood	۱۲۹۰/۳۵۵۱۳		
AIC	-۴/۹۷۲۲۵۲۹۴		
مدت زمان انتظاری باقی ماندن در رژیم اول $\left(\frac{1}{1-p_{11}}\right)$	۷,۸۷۴		
مدت زمان انتظاری باقی ماندن در رژیم دوم $\left(\frac{1}{1-p_{22}}\right)$	۱۶,۹۴۹		

منبع: یافته‌های پژوهش



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲. تخمین احتمالات رژیم اول و دوم متغیر سیستم

منابع

۱. ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن و رحمانی، محمد (۱۳۹۸). اندازه‌گیری و تحلیل ریسک سیستمی در بخش بانکداری ایران و بررسی عوامل مؤثر بر آن، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی، ۳: ۳۶-۱۱.

۲. دانش جعفری، داود، بت‌شکن، محمد هاشم و پاشازاده، حمید (۱۳۹۵). رتبه‌بندی بانک‌ها از نظر مقاومت در برابر ریسک سیستمیک در راستای نظام مالی مقاومتی (روش رگرسیون کوانتایل و همبستگی شرطی پویا)، فصلنامه مطالعات راهبردی بسیج، ۷۲: ۹۹-۷۹.

۳. دانش جعفری، داود، محمدی، تیمور، بت‌شکن، محمد هاشم و پاشازاده، حمید (۱۳۹۶). بررسی ریسک سیستمیک بانک‌های منتخب نظام بانکی در ایران با استفاده از روش همبستگی شرطی پویا (DCC)، فصلنامه پژوهش‌های پولی و بانکی، ۳۳: ۴۷۹-۴۵۷.

۴. ذوالفقاری، مهدی و سحابی، بهرام (۱۳۹۵). بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر ریسک بازدهی سهام صنایع خوردو، معدن و سیمان بر پایه انتقالات رژیمی، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۲۹: ۱۰۶-۸۵.

۵. رستگار، محمد علی و کریمی، نسرین (۱۳۹۵). ریسک سیستمی در بخش بانکی، مدلسازی ریسک و مهندسی مالی، ۱(۱): ۱۹-۱.
۶. عیوضلو، رضا و رامشگ، مهدی (۱۳۹۸). اندازه‌گیری ریسک سیستمیک با استفاده از کسری نهایی مورد انتظار و ارزش در معرض خطر شرطی و رتبه‌بندی بانک‌ها، فصلنامه علمی مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۴: ۱۶-۱.
۷. فعالجو، حمیدرضا و صادقپور، عسل (۱۳۹۴). بررسی تأثیر شاخص ریسک کشوری بر بازده بورس اوراق بهادار تهران، راهبرد مدیریت مالی، ۱۰: ۷۸-۴۹.
۸. محمدی اقدم، سعید، قوام، محمد حسین و فلاح شمس، میرفیض (۱۳۹۶). سنجش ریسک سیستمی ناشی از شوک ارزی در بازارهای مالی ایران، تحقیقات مالی، ۱۹(۳): ۵۰۴-۴۷۵.
۹. موسوی، محمد مهدی، نادری، شهیره و حسنلو، خدیجه (۱۳۹۶). تعیین ترکیب بهینه دارایی‌ها: رویکرد ترکیبی مدل بلک-لیترمن و تغییرات رژیم‌ها، مدل‌سازی ریسک و مهندسی مالی، ۲(۳): ۳۹۷-۳۸۰.
۱۰. مهدوی کلیشمی، غدیر، الهی، ناصر، فرزین‌وش، اسداله و گیلانی‌پور، جواد (۱۳۹۶). ارزیابی ریسک سیستمی در شبکه بانکی ایران توسط معیار تغییرات ارزش در معرض خطر شرطی، مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۳۳: ۲۸۱-۲۶۵.
11. Acharya, V.V., & Richardson, M. (2009). Restoring financial stability:how to repair a failed system. John Wiley & Sons, New York.
12. Acharya, V.V., E., Philippon, T.,& Richardson, M., (2010).Measuring systemic Risk. New York University Working Paper.
13. Acharya, V.V., Engle, R.F., & Richardson, M. (2012). Capital shortfall: a new approach to ranking and regulating systemic risks. American Economic Review, 102: 59–64.
14. Adams, Z., Fuss, R., & Gropp, R. (2011). Spillover effects among financial institutions:a state-dependent sensitivity Value-at-Risk (SDSVaR) Approach. Working Paper.
15. Adrian, T., & Brunnermeier, M. K. (2009). CoV aR, Staff Reports 348, Federal Reserve Bank of New York.
16. Adrian, T., & Brunnermeier, M.K. (2011). CoVaR, Working Paper,Federal Reserve Bank of New York.
17. Amisano, G., & Geweke, J. (2004). Hierarchical Markov Normal Mixture models with applications to financial asset returns, Journal of Applied Econometrics, 26: 1–29.
18. Ang, A., & Bekaert, G. (2002a). International Asset Allocation with Regime Shifts, Review of Financial Studies, 15:1137-1187.

19. Ang, A., & Bekaert, G. (2004). How Regimes Affect Asset Allocation, Financial Analysts Journal, 60: 86–99.
20. Ang, A., & Chen, J. (2002). Asymmetric correlations of equity portfolios, Journal of Financial Economics, 63: 443-494.
21. BenSaïda, Ahmed, Litimi, Houda, & Abdallah, Oussama, (2018). Switching regime risk spillover in global financial markets, Working paper.
22. Billio, M., Getmansky, M., Lo, A.W., & Pellizon, L. (2012). Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors. Journal of Financial Economics, 104: 535–559.
23. Bisias, D., Flood, M., Lo, A. W., & Valavanis, S. (2012). A survey of systemic risk analytics. The Annual Review of Financial Economics 4: 255-96.
24. Bollerslev, T. (1990). Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model, Review of Economics and Statistics, 31: 307-327.
25. Brownlees, C.T., & Engle, R. (2012). Volatility, correlation and tails for systemic risk measurement. Working paper.
26. Brunnermeier, M., & Oehmke, M. (2012). Bubbles, Financial Crises and Systemic Risk, Handbook of the Economics of Finance. Elsevier, Amsterdam (Print).
27. Bulla, J. (2010). Hidden Markov models with t components. Increased persistence and other aspects, Quantitative Finance, 11: 459-475.
28. Cao, Z. (2013). Multi–CoVaR and Shapley value: a systemic risk measure, Banque de France Working paper.
29. Dempster, A.P., Laird, N.M., & Rubin, D.B. (1977). Maximum likelihood from incomplete data using the EM algorithm (with discussion), Journal of the Royal Statistical Society, (series B), 39: 1–39.
30. Engle, R. (2002). Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models, Journal of Business and Economic Statistics, 20: 339.350.
31. Gallo, G. M., & Otranto, E. (2008). Volatility spillovers, interdependence and comovements: A Markov switching approach. Computational Statistics & Data Analysis, 52: 3011–3026.
32. Geweke, J., & Amisano, G. (2010). Comparing and evaluating Bayesian predictive distributions of asset returns, International Journal of Forecasting, 26, 216–230.
33. Girardi, G., & Ergün, AT. (2013). Systemic risk measurement: Multivariate GARCH estimation of CoVaR, Social Science Electronic Publishing, 37: 3169-3180.

34. Huang, X., Zhou, H., & Zhu, H. (2012). Systemic risk contributions, Journal of Financial Services Research, 42: 55–83.
35. Longin, F., & Solnik, B. (2001). Extreme correlation of international equity markets, Journal of Finance, 56: 649-76.
36. Lopez-Espinosa, G., Moreno, A., Rubia, A., & Valderrama, L. (2012). Short-term wholesale funding and systemic risk: A global CoVaR approach. Journal of Banking & Finance, 36: 3150-3162.
37. Okimoto, Tatsuyoshi, (2008). New Evidence of Asymmetric Dependence Structures in International Equity Markets, The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 43: 787-815.
38. Pelletier, D. (2006). Regime-switching for dynamic correlation, Journal of Econometrics, 131: 445-473.
39. Qu, Z. (2008). Testing for structural change in regression quantiles. J. Econom. 146: 170–184.
40. Ramchand, L., & Susmel, R. (1998). Volatility and cross correlation across major stock markets, Journal of Empirical Finance, 17: 581-610.
41. Tarashev, N., Borio, C., & Tsatsaronis, K. (2010). Attributing systemic risk to individual institutions: methodology and policy applications, BIS working parper, 308.
42. Zheng, Tingguo & Zuo, Haomiao (2013). Reexamining the time-varying volatility spillover effects: A Markov switching causality approach, HYPERLINK "https://ideas.repec.org/s/eee/ecofin.html" The North American Journal of Economics and Finance, Elsevier, 26: 643-662.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی