



طراحی الگوی مناسب به منظور پیش‌بینی ریسک سیستمی نقدشوندگی سهام شرکت‌ها در بازار سرمایه ایران، با استفاده از مدل‌های گارچ چندمتغیره و رویکرد مارکوف سوئیچینگ

سیدحمیدرضا سادات شکرآب^۱

فریدون اوحدی^۲

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۱/۰۱/۲۳ تاریخ پذیرش مقاله: ۱۴۰۱/۰۵/۲۶ محسن صیقلی^۳

میرفیض فلاح^۴

چکیده

این پژوهش درصدد طراحی و ارزیابی الگویی مناسب به منظور پیش‌بینی ریسک سیستمی نقدشوندگی سهام شرکت‌ها در بازار سرمایه ایران است. در این راستا نمونه‌ای متشکل از داده‌های ۴۸۶ شرکت پذیرفته‌شده در بورس و فرابورس در بازه زمانی ابتدای سال ۱۳۹۰ تا پایان ۱۳۹۸ انتخاب و سپس بر حسب ترکیبی از شاخص‌های نقدشوندگی و نوع فعالیت به ۴ گروه تقسیم گردید و با استفاده از انواع مدل‌های گارچ چندمتغیره و مقایسه آن‌ها، در نهایت مدل $VAR(1)-DBEKK(1,2)$ به‌عنوان الگوی مناسب انتخاب شد. نتایج حاکی از وجود روابط معنادار میان شوک‌ها و نوسانات نقدشوندگی در بین کلیه زیربخش‌ها و تأیید فرضیه اصلی پژوهش مبنی بر وجود ریسک سیستمی سهام شرکت‌ها در بازار سرمایه ایران داشت، به‌نحوی که پرتفوی سهام شرکت‌های "با نقدشوندگی پایین - بخش صنعت" و شرکت‌های "با نقدشوندگی پایین - بخش مالی" به ترتیب بیش‌ترین و کم‌ترین اثرات انتقال شوک نقدشوندگی را بر سایر پرتفوی‌ها و نیز پرتفوی "با نقدشوندگی بالا - بخش مالی" بیش‌ترین میزان پایداری در نوسانات شرطی و انتقال ریسک نقدشوندگی را به سایر پرتفوی‌ها داشت.

کلمات کلیدی

بحران مالی، ریسک نقدشوندگی، ریسک سیستمی، شاخص ریسک سیستمی نقدشوندگی،

مدل‌های گارچ چندمتغیره

۱- گروه مدیریت مالی، مهندسی مالی و حسابداری، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. hamid.sadat1366@gmail.com

۲- گروه مهندسی صنایع، واحد کرج، دانشگاه آزاد اسلامی، کرج، ایران. (نویسنده مسئول) Fohadi31@yahoo.com

۳- گروه مدیریت و حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Seighaly@gmail.com

۴- گروه مدیریت بازرگانی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران و عضو گروه پژوهشی مخاطرات مالی نوین.

mir.fallahshams@iauctb.ac.ir

فضای پیچیده بازارهای مالی و اقتصادی و ارتباط تنگاتنگ این بازارها با یکدیگر و نیاز اساسی به پیش‌بینی سناریوهای مالی و اقتصادی، پژوهشگران حوزه مالی را برآن داشته است تا با کشف و تحلیل این ارتباطات میان بازاری بتوانند گامی موثر و روبه‌جلو در جهت تحقق اهداف نظام مالی و اقتصادی بردارند [۲]. از سوی دیگر در طی ۳ دهه اخیر به دلیل وقوع بحران‌های مالی بین‌المللی، آشوب‌ها و نابسامانی‌های عظیمی در بازارهای مالی به وجود آمده است که از جمله آن‌ها می‌توان به بحران دوشنبه سیاه در اکتبر سال ۱۹۸۷، بحران مالی جهانی در سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۹ (که منشا آن آمریکا بوده) و ... اشاره نمود. بنابراین می‌توان اذعان داشت که بحران‌های مالی اهمیت سنجه‌های زمانی و موثر ریسک سیستمی (فراگیر) را برجسته نموده است و اکنون محافل علمی، بانک‌های مرکزی و سازمان‌های بین‌المللی، وقت و تلاش بیشتری را در راستای توسعه ابزارها و مدل‌های مفید و موثر به منظور نظارت، تشخیص و ارزیابی تهدیدهای بالقوه ثبات سیستم مالی اختصاص می‌دهند [۱۵]. سرایت تلاطم میان شاخص‌های مالی، حاکی از فرآیند انتقال اطلاعات میان بازارها می‌باشد و با توجه به اینکه بازارهای مالی با یکدیگر مرتبط هستند، اطلاعات ایجادشده در یک بازار، می‌تواند سایر بازارها را متأثر سازد [۲].

آمیهود و همکاران^۱ (۲۰۱۳)، اذعان نمودند بحران نقدشوندگی، وضعیتی است که در آن نقدشوندگی بازار به میزان چشمگیری کاهش یافته، به طوری که شکاف خرید و فروش در اندک زمانی، افزایش خواهد یافت و قیمت‌های اوراق بهادار به شدت کاهش یافته و نوسان افزایش می‌یابد. بحران مالی جهانی اخیر (طی سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۹) نشان داده که نقدشوندگی بازار ناگهان به میزان چشمگیری افت می‌کند. تغییرات نقدشوندگی در طول زمان در مورد تک تک اوراق بهادار و کل بازار تغییر می‌کند. همان طور که آمیهود (۲۰۱۳) اشاره نمود، نقدشوندگی به دلایل مختلفی تغییر می‌کند. نخست، بخشی از آن به شفافیت اطلاعات در مورد ارزش اوراق بهادار بستگی دارد [۶]، ثانیاً تامین کنندگان نقدشوندگی و دسترسی آن‌ها به سرمایه عاملی مهم و تعیین کننده برای نقدشوندگی است که توسط برون‌میر و پدرسن^۲ (۲۰۰۹) مورد بحث و بررسی قرار گرفت [۵۶]. همان طور که ایچینی و نوبیلی^۳ (۲۰۱۵) عنوان نمودند، در سال ۲۰۰۸ زمانی که تامین کنندگان نقدشوندگی (همچون بانک‌ها، بازارسازها، شرکت‌های تجاری و صندوق‌های حفظ ارزش) سرمایه خود را از دست داده و دسترسی آن‌ها به منابع مالی جهت اوراق بهادارسازی محدود شد، نقدینگی آن‌ها کاهش و ریسک‌گریزیشان افزایش یافت. در نتیجه، همزمان نقدشوندگی بسیاری از اوراق بهادار و بخش‌های مختلف بازار کاهش یافت. نقدشوندگی نیز می‌تواند به دلیل عوامل خارجی به طور ناگهانی کاهش یابد. تمایل به فروش (عرضه)، معاملات را برای سرمایه‌گذاران (سمت خرید- تقاضا)

تسهیل می کند و در نتیجه به طور بالقوه نقدشوندگی بازار را بهبود می دهد. این موضوع بدین دلیل است که کاهش تمایل به معامله، نقدشوندگی بازار را کاهش می دهد و اگر این پدیده تداوم یابد، می تواند کمبود نقدشوندگی را از طریق اثر مارپیچی^۴ کاهش دهد که قیمت دارایی ها و نیز ریسک گریزی را تحت تاثیر قرار می دهد، تشدید کند. علاوه بر این، افزایش عدم قطعیت موجب ارایه نقدشوندگی ریسکی تر و افزایش در پاداش (جبران ریسک) برای تقاضای تامین کنندگان نقدینگی می شود که همان افزایش در هزینه معاملات است [۱۵]. برونر میر و پدرسن (۲۰۰۹)، نظریه ای را ارایه نمودند که در آن منشا و حرکات اساسی را که محرک بحران نقدشوندگی بوده، توضیح می داد. بینش کلیدی پژوهش آن ها، این بود که نقدشوندگی بازار با تامین وجوه (نقدینگی) تعامل داشته و این تعامل، اثر مارپیچ نقدشوندگی را به وجود می آورد. این پژوهشگران نشان دادند که یک چنین اثر مارپیچ نقدشوندگی، نوعی شکنندگی را به نظام مالی القا می کند، زیرا بروز یک شوک در یک بازار می تواند اثر نامتناسبی را به صورت شکاف های مارپیچی در کل نظام مالی داشته باشد [۵].

با توجه به مطالب عنوان شده، پژوهش حاضر درصدد بررسی ریسک سیستمی نقدشوندگی سهام شرکت ها در بازار سرمایه ایران و روابط آن بین بخش های اصلی بازار سرمایه بوده تا بتوان به درک عمیقی از چگونگی و نحوه سرایت پذیری و انتقال ریسک نقدشوندگی سهام شرکت ها در بخش های اصلی بازار سرمایه کشور رسید و هدف نهایی پژوهش، طراحی و ارایه الگویی مناسب به منظور پیش بینی ریسک فراگیر نقدشوندگی سهام شرکت ها در بازار سرمایه کشور است. در نهایت می توان گفت نتایج این پژوهش کمک قابل ملاحظه ای به مدیران، سرمایه گذاران و سیاست گذاران اقتصادی در پیش بینی روابط بین بخش های مختلف بازار سرمایه و شناسایی ریسک نقدشوندگی نموده و آن ها را در اتخاذ تصمیمات و استراتژی های مناسب یاری می نماید.

چارچوب نظری و پیشینه های پژوهش

در رابطه با ادبیات مربوط به همبستگی بازارهای مالی می توان گفت که ادبیات موجود تا حدود بسیار زیادی ماهیت تجربی دارد، در واقع شالوده ای اصلی پیشینه ی نظری این بخش، از دهه ی ۱۹۶۰ و پرداختن به تنوع سبد سرمایه گذاری و یکپارچگی بازارهای مالی بین المللی، در انزوا بوده است. در ابتدا، این ادبیات تجربی معطوف به روابط بلندمدت میان بازارها یا دارایی ها بوده اند. اگرچه اخیراً کارهای تجربی، با استفاده از داده های روزانه به سمت تحلیل تعاملات کوتاه مدت میان بازارهای مالی گسترش یافته است [۲]. به علاوه، برخی مطالعات تمایل به تمرکز بر روی دوره های خاص و پرتلاطم داشته اند. این جهت گیری با مطالعاتی از قبیل مطالعه لانگین و سولنیک^۵ (۱۹۹۵) شکل گرفته است، که نشان

طراحی الگوی پیش‌بینی ریسک سیستمی نقدشوندگی.../اسادات شکر آب، اوحدی، صیقلی و فلاح

داده‌اند تعاملات میان بازارهای مالی در دوره‌های پرتلاطم تمایل به افزایش دارند و یا به طور ساده‌تر، شوک‌های بزرگ در یک بازار تمایل به انتشار سریع تری دارند [۱۹]. اکثر این ادبیات تجربی مبتنی بر روش‌های اقتصادسنجی و آماری هستند که برای اندازه‌گیری بازدهی‌ها و تلاطم‌های چندمتغیره به کار رفته‌اند. ابزارهای استفاده‌شده در این مطالعات شامل یکی از تقسیم‌بندی‌های رگرسیون‌های خطی^۶، رگرسیون‌های چارکی^۷، خودرگرسیون برداری^۸، گارچ یا قالب‌های مشابه آن و روش‌های هم‌انباشتگی^۹ را شامل می‌شود. در برخی موارد، توجه خاصی به بحران‌ها شده‌است اما در اغلب موارد، بدون توجه به این که بازارها در بحران قرار دارند یا خیر، به تحلیل روابط میان آن‌ها پرداخته شده‌است. از سوی دیگر، پژوهش‌های فراوانی نیز به مکانیزم انتقال شوک پرداختند. به عبارت دیگر در شرایط کنونی اقتصاد و آزادسازی مالی، باور عمیقی وجود دارد که بازده‌های بازار سهام، حرکت‌های هم‌زمان داشته و بسیاری از پژوهشگران سعی در اندازه‌گیری دامنه و وسعت حرکات هم‌زمان در سراسر جهان دارند [۲]. فوربز و ریگوبین^{۱۰} (۲۰۰۰) تمایز مفیدی را بین نظریه‌های "غیرمرتبط با بحران" و نظریه‌های "مرتبط با بحران" معرفی نمودند [۱۲]:

- نظریه‌های غیرمرتبط با بحران: این نظریه‌ها، اشاره به انتشار بین‌المللی شوک‌ها دارند، بدون در نظر گرفتن این که فرآیندهای انتقال، بعد از وقوع شوک‌ها تغییر می‌کنند.

- نظریه‌های مرتبط با بحران: این نظریه‌ها با در نظر گرفتن این که فرآیندهای انتقال بعد از وقوع شوک‌ها تغییر می‌کنند، اشاره به انتشار بین‌المللی شوک‌ها دارند.

ریسک سیستمی^{۱۱}: در واقع ریسک سیستمی به احتمال سقوط سیستم مالی در شرایط بحران که ناشی از ارتباطات بین موسسات است، اطلاق می‌شود که به عبارتی شبیه به یک ردیف دومینو است. در اکثر موارد، سرمایه‌گذاران نگران از دست دادن ارزش یک سهم و یا کالا هستند، در حالی که در مورد ریسک سیستمی، تمرکز روی کل بازار است. این سقوط اغلب زمانی رخ می‌دهد که یک شرکت کلیدی در کل سیستم شروع به ورشکستگی می‌کند، ترس حاصل‌شده، موج‌وار روی سایر شرکت‌ها اثر منفی می‌گذارد و آن‌ها دچار افت می‌شوند. این واکنش‌های زنجیره‌ای باعث می‌شود، بازار دچار تنش شود و در معرض بحران قرار گیرد [۲۰]. پس از وقوع بحران مالی، ادبیات تجربی و روش‌شناسی گسترده‌ای جهت تعیین شاخص‌های استرس و دستیابی به ابعاد استرس مالی گسترش یافته‌است. به منظور تعریف و توسعه ریسک فراگیر (سیستمی) مالی می‌بایست به سه پرسش اساسی پاسخ داده شود [۱۵]:

ریسک سیستمی (فراگیر) چیست؟ چه متغیرهایی می‌بایست مد نظر قرار گیرد، علی‌الخصوص وقتی که تمرکز بر روی ریسک نقدشوندگی باشد؟ مناسب‌ترین روش‌شناسی برای تجمیع متغیرها چیست؟

همان طور که تعریف و اندازه گیری ریسک سیستمی مشکل بوده، تشخیص این نوع ریسک نیز آسان نیست [۱۸]. دیبونت و هارتمن^{۱۲} (۲۰۰۰) به وجود اثرات سرایت به عنوان مرکز و جوهره ریسک سیستمی تاکید نمودند، بدین گونه که ریسک سیستمی، فراتر از دیدگاه سنتی (مبنی بر آسیب پذیری تک تک بانکها توسط سپرده گذار) به وقوع می پیوندد. بنابراین ریسک سیستمی می تواند به عنوان یک رویداد فراگیر تعریف گردد که موجب انتشار قدرتمند ناتوانی (درماندگی) از یک نهاد، بازار یا سیستم به سایر نهادها و ... می گردد [۱۱].

ایلینگ و لیو^{۱۳} (۲۰۰۳ و ۲۰۰۶) با هدف نظارتی مبنی بر جلوگیری از ظهور ریسک در سیستم مالی، شاخص های سیستمی (فراگیر) همچون شاخص های استرس مالی را توسعه دادند. آن ها نشان دادند که مقیاس های استرس در میان و درون طبقات بحرانها متفاوت بوده و گاهی اوقات بیشتر به معیارهای ذهنی یا عینی منتسب می شود [۱۶ و ۱۷]. هانشل و مونین^{۱۴} (۲۰۰۵) از این روش شناسی مشابه جهت بررسی ریسک سیستمی در سوئیس استفاده نمودند [۱۳]. در مطالعه ای توسط ایچینی و نوبیلی (۲۰۱۵)، وجود ریسک سیستمی نقدشوندگی در بازارهای مالی ایتالیا مورد بررسی قرار گرفت. آن ها به منظور در نظر گرفتن ابعاد استرس (تنش) نقدشوندگی از نظریه پرتفوی و از سه زیرشاخص (در بازارهای مالی ایتالیا، شامل بازار سرمایه، بازار اوراق قرضه دولتی و بازار پول) استفاده نمودند و با تجمع زیرشاخص های مربوطه، شاخص ریسک سیستمی نقدشوندگی را معرفی و با استفاده از روش تحلیل همبستگی و مدل بابا، انگل، کرونر، کرافت^{۱۵} میزان تغییرات ناگهانی در ضرایب همبستگی اندازه گیری شد. نتایج کار آن ها حاکی از این بود که شاخص ریسک سیستمی نقدشوندگی به میزان دقیقی ریسک سیستمی بالا را شناسایی می کند [۱۵].

روش شناسی تحقیق

این پژوهش به طور کلی از نوع توصیفی و از منظر روش اجرای تحقیق از نوع بررسی روابط همبستگی است. هم چنین از نظر هدف در حیطه تحقیقات کاربردی و از نظر روش جمع آوری اطلاعات از نوع کتابخانه ای است. داده های خام شامل سوابق قیمت ها، بازدهی، حجم معاملات و ... سهام شرکت ها، با استفاده از نرم افزارهای ره آورد نوین و نیز سایت سازمان بورس و اوراق بهادار و فرابورس ایران، جمع آوری گردید. جامعه آماری این پژوهش، سهام کلیه شرکت های موجود در بخش های غیرمالی و مالی، پذیرفته شده در بورس و فرابورس در بازه زمانی ابتدای سال ۱۳۹۰ تا پایان سال ۱۳۹۸ است. سهام شرکت های مزبور در بخش غیرمالی (شامل کلیه شرکت های تولیدی، پیمانکاری و خدمات غیرمالی، پخش و ...) و بخش مالی (شامل کلیه واسطه های پولی و مالی از جمله بانک ها، بیمه ها، شرکت های

طراحی الگوی پیش‌بینی ریسک سیستمی نقدشوندگی.../اسادات شکر آب، اوحدی، صیقلی و فلاح

سرمایه‌گذاری، لیزینگ و ...) می‌باشد. در این تحقیق از روش نمونه‌گیری حذفی استفاده شد، به طوری که، شرکت‌هایی که در طول دوره بررسی، نماد آن‌ها به مدت طولانی بسته بوده و مورد معامله قرار نگرفته، از نمونه حذف گردیدند. به عبارت دیگر شرکت‌های عضو نمونه (در بورس و فرابورس) باید از ابتدای سال ۱۳۹۰ و یا قبل از آن در بورس/ فرابورس لیست شده و تا پایان سال ۱۳۹۸ در بورس‌های مربوطه باقی باشند و هم چنین سهام آن‌ها حداقل به مدت ۴۸ ماه (متوالی یا غیرمتوالی) معامله شده باشند. لذا با توجه به شرایط فوق الذکر، تعداد ۴۸۶ شرکت به عنوان نمونه انتخاب شدند.

روش‌ها و ابزار تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این پژوهش از روش تحلیل همبستگی و انواع مدل‌های گارچ چند متغیره^{۱۶} استفاده شد. ابزارهای مورد استفاده جهت محاسبات و تجزیه و تحلیل‌های آماری، نرم افزارهای ره‌آورد نوین، اکسل و ایویوز بود. در پژوهش حاضر، به منظور بررسی وجود ریسک سیستمی نقدشوندگی، در وهله اول می‌بایست عوامل موثر و محرک در ایجاد ریسک سیستمی نقدشوندگی شناسایی می‌گردید. به منظور بررسی عوامل موثر در وجود ریسک فراگیر نقدشوندگی دارایی‌ها، به پیروی از روش‌شناسی مورد استفاده در پژوهش‌های صورت گرفته توسط هالو (۲۰۱۲) و ایچینی و نوبیلی (۲۰۱۵)، شاخصی به عنوان استرس نقدشوندگی معرفی شد که در آن از داده‌های موجود در بازار سرمایه کشور استفاده شد.

تعریف متغیرهای پژوهش

*شاخص آمیهود: این شاخص از تقسیم قدر مطلق بازده دارایی بر حجم ریالی معاملات در یک بازه زمانی معین به دست می‌آید. براساس این معیار، دارایی که نسبت عدم نقدشوندگی آمیهود در آن بالا باشد، در ازای حجم کوچکی از معامله، تغییر قیمتی زیادی دارد.

$$ILLIQ_t^i = \frac{1}{days_t^i} \sum_{d=1}^{days_t^i} \frac{|R_{td}^i|}{VOL_{td}^i} \quad \text{رابطه (۱)}$$

که در رابطه ۱، $|R_{td}^i|$: قدر مطلق بازده روزانه سهام هر شرکت، VOL_{td}^i : حجم ریالی معاملات روزانه سهام هر شرکت و $days_t^i$: تعداد روزهای معاملاتی است.

*نحوه محاسبه بازده واقعی سهام عادی:

$$R_{it} = \frac{P_t(1 + \alpha + \beta) - (p_{t-1} + C\alpha) + D_t}{p_{t-1} + C\alpha} \quad \text{رابطه (۲)}$$

P_t قیمت سهام هر شرکت در زمان t ، p_{t-1} قیمت سهام شرکت در زمان $t-1$ ، D_t سود نقدی پرداختی در سال t ، α در صد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی، β در صد افزایش سرمایه از محل اندوخته، C : مبلغ اسمی پرداخت شده توسط سرمایه گذار بابت افزایش سرمایه از محل آورده نقدی.

* شاخص گردش سهام : برابر است با حاصل تقسیم تعداد سهام معامله شده شرکت به کل سهام منتشر شده شرکت

$$LI_t^i = \frac{\text{تعداد سهام معامله شده شرکت (ماهانه)}}{\text{کل سهام منتشر شده شرکت}} \quad \text{رابطه ۳}$$

به عبارت دیگر در شاخص مزبور، هر چه قدر حاصل نسبت یادشده کمتر باشد، عدم نقدشوندگی سهام بیشتر (یا نقدشوندگی کمتر) است.

معرفی مدل های کلی پژوهش

الف- مدل های برداری گروه (VECH)^{۱۷} و (BEKK):

در این مدل ها، ماتریس کوواریانس شرطی به صورت مستقیم مدل سازی می شود. مدل های BEKK، شکل خاصی از مدل های VECH هستند. لیکن پارامترهای مدل BEKK برخلاف مدل VECH، مستقیماً تأثیر وقفه ها را روی عناصر H_t نشان نمی دهند. علی رغم محدودیت های مختلف روی مدل های BEKK، معمولاً زیاد بودن پارامترها همچنان یک مشکل اساسی است. لذا این مدل ها در موارد با بعد بیش از ۳ یا ۴ متغیر (سری) کمتر به کار می روند. جذاب ترین ویژگی مدل BEKK، این است که ویژگی "مثبت معین" بودن ماتریس کوواریانس شرطی H_t برقرار است. فرم کلی مدل BEKK به صورت رابطه ذیل تعریف می شود:

$$H_t = C^* C^* + \sum_{i=1}^p \sum_{k=1}^k A^*_{ki} \varepsilon'_{t-1} \varepsilon_{t-1} A^*_{ki} + \sum_{j=1}^q \sum_{k=1}^k G^*_{kj} H_{t-1} G^*_{kj} \quad \text{رابطه ۴}$$

در رابطه ۴، A^* و B^* و C^* ماتریس های $n \times n$ ، $C^* C^*$ ماتریس عرض از مبدا بوده و C^* یک ماتریس بالا مثلثی $n \times n$ و مثبت شبه معین است. همچنین A^*_{ki} و B^*_{kj} ماتریس های ضرایب مدل k مرتبه فرآیند را تعیین نموده و p و q میزان وقفه های مدل را مشخص می کند.

ب- مدل های همبستگی شرطی:

این مدل ها، بر پایه این نظر ساخته شده که مدل سازی واریانس و همبستگی شرطی، در برابر مدل سازی کوواریانس شرطی بسیار راحت تر است و به عبارت دیگر واریانس شرطی (H_t) به طور غیرمستقیم و از طریق همبستگی شرطی مدل سازی می شود. این طبقه از مدل ها، شامل مدل همبستگی شرطی ثابت^{۱۸} توسط بولرسلو و مدل همبستگی شرطی پویا^{۱۹} است.

مدل CCC فرض می کند که همبستگی شرطی ثابت است و فورمول آن به شرح ذیل است:

طراحی الگوی پیش‌بینی ریسک سیستمی نقدشوندگی.../اسادات شکر آب، اوحدی، صیقلی و فلاح

$$H_{i,t} = \omega_i + k_i \cdot H_{i,t-1} + \lambda_i \cdot R_{i,t-1}^2, \quad i=1,2 \quad (\text{رابطه ۵})$$

$$\rho_{1,2} = \rho \quad (\text{رابطه ۶})$$

البته آزمون‌های مختلف مربوط به اطلاعات ماتریس یا آزمون ضریب لاگرانژ، فرضیه صفر مبنی بر ثابت بودن همبستگی در بازارهای سهام را رد کرده است. بنابراین پژوهش‌های تجربی و عملی مختلفی در زمینه پویایی همبستگی شرطی انجام شده است که منجر به ارایه DCC شده است. موثرترین ویژگی مدل همبستگی شرطی پویا، الگوریتم دو مرحله‌ای آن است که انگل آن را بیان کرد. به عبارت دیگر بعد از استانداردسازی پسماندها (ε_t) ، یک مدل BEKK برای کواریانس شرطی Q_t مربوط به ε_t ، به وسیله مدل سازی واریانس شرطی با مدل گارچ یک متغیره، همانند رابطه (۶) ساخته می‌شود:

$$Q_t = (1 - \beta - \gamma)\bar{Q} + \beta(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}) + \gamma Q_{t-1} \quad (\text{رابطه ۷})$$

که در آن، \bar{Q} ماتریس کوواریانس نمونه مربوط به $\widehat{\varepsilon}_t$ است. ضمناً $\beta < 0$ و $\gamma < 0$ و $\beta + \gamma < 1$ شروط ضروری برای مانا بودن Q_t است. در تعریف ماتریس H_t فرقی بین مدل DCC و CCC وجود ندارد و در این مدل هم ماتریس H_t ماتریس واریانس-کواریانس است.

$$H_t = D_t C_t D_t \quad (\text{رابطه ۸})$$

در اینجا D_t ماتریس قطری شامل انحراف معیارهای شرطی و C_t ماتریس همبستگی شرطی است

$$H_t = \text{diag}(\sqrt{h_{11,t}}, \dots, \sqrt{h_{nn,t}}) C_t (\sqrt{h_{11,t}}, \dots, \sqrt{h_{nn,t}}) \quad (\text{رابطه ۸-۱})$$

شرح مراحل روش اجرای پژوهش

پس از تعریف معیارهای اولیه ریسک نقدشوندگی، شرکت‌های عضو نمونه، در ابتدای هر ماه بر حسب مقادیر هر یک از معیارهای معرفی شده نقدشوندگی طی ماه قبل (در اینجا شامل دو عامل عدم نقدشوندگی آمیهود و شاخص گردش سهام) به سه گروه یا پرتفوی (۳۰٪ نقدشوندگی کم، ۴۰٪ متوسط و ۳۰٪ زیاد) تقسیم گردیده و سپس پرتفوی‌ها در دو سطح بالا و پایین نقدشوندگی را در نظر گرفته و با توجه به ماهیت و نوع فعالیت شرکت‌های عضو آن، به دو زیرشاخص صنعت (غیرمالی) و مالی تقسیم کرده و میانگین موزون بازدهی "روزانه" متناظر با پرتفوی‌ها در سطح بالا/پایین نقدشوندگی و با ترکیبی از دو عامل فوق (با وزن مساوی) را به شرح ذیل محاسبه نمودیم:

$$E(R_{\text{High/Low ILLIQ}}^{\text{sub Index } i}) = W_1 \cdot R_{\text{High/Low Amihud}}^{\text{sub Index } i} + W_2 \cdot R_{\text{High/Low LI}}^{\text{sub Index } i} \quad (\text{رابطه ۹})$$

سپس برای برر سی انتقال نو سانات نقد شونددگی (بین ۴ گروه تشکیل شده)، با توجه به مدل‌های مختلف (گارچ چند متغیره) آزمون شده، از یک الگوی VAR(1)-MGARCH (p,q) معرفی شده توسط

لینگ و مکالیر^{۲۰} (۲۰۰۳)، استفاده شد. پس از آن، بازدهی هر پرتفوی در هر زیر شاخص را با استفاده از "فرآیند خودگرسیون برداری مرتبه ۱" برازش و آن را مورد آزمون قرار دادیم.

$$R_t = C + A \cdot R_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{رابطه ۱۰}$$

در رابطه فوق، R_t بردار میانگین شرطی بازدهی هر پرتفوی (در زمان t)، C بردار شرایط ثابت الگو، R_{t-1} بردار وقفه‌های بازده هر پرتفوی، A بیان‌کننده ماتریس 4×4 ضرایب وقفه‌ها و ε_t بردار جملات خطای معادلات میانگین شرطی است. برطبق رابطه ۱۰، در پژوهش حاضر فرآیند به شرح ذیل است:

$$R_{\text{High/Low ILLLIQ},t}^{\text{sub Index i}} = C + A \cdot R_{\text{High/Low ILLLIQ},t-1}^{\text{sub Index i}} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه ۱۰-۱}$$

$$\begin{bmatrix} R_{1,t} \\ R_{2,t} \\ R_{3,t} \\ R_{4,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_1 \\ C_2 \\ C_3 \\ C_4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} & \alpha_{14} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} & \alpha_{24} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} & \alpha_{34} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & \alpha_{44} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} R_{1,t-1} \\ R_{2,t-1} \\ R_{3,t-1} \\ R_{4,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \\ \varepsilon_{4,t} \end{bmatrix} \quad \text{رابطه ۱۰-۲}$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \\ \varepsilon_{4,t} \end{bmatrix} = \left(\begin{bmatrix} h_{11} & h_{12} & h_{23} & h_{24} \\ h_{21} & h_{22} & h_{23} & h_{24} \\ h_{31} & h_{32} & h_{33} & h_{34} \\ h_{41} & h_{42} & h_{43} & h_{44} \end{bmatrix} \right)^{1/2} \times \begin{bmatrix} Z_{1,t} \\ Z_{2,t} \\ Z_{3,t} \\ Z_{4,t} \end{bmatrix} \quad \text{رابطه ۱۰-۳}$$

که در آن بردار $R_{i,t}$ میانگین بازدهی روزانه هر یک از پرتفوی‌های تشکیل‌شده، α_{ij} عناصر ماتریس 4×4 ضرایب وقفه‌ها، $\varepsilon_{i,t}$ بردار پسماندها و عناصر بردار $Z_{i,t}$ نوفه سفید هستند. لذا ۴ معادله به شرح ذیل داریم:

(*) در اینجا کلیه ضرایب بردارها در معادلات به صورت C_{ij} نمایش داده می‌شود.

$$\begin{aligned} & \text{رابطه ۱۰-۴} \quad R_{\text{High ILLLIQ},t}^{\text{industrial I}} = C_{10} + C_{11} \cdot R_{\text{High ILLLIQ},t-1}^{\text{industrial I}} \\ & + C_{12} R_{\text{Low ILLLIQ},t-1}^{\text{industrial I}} + C_{13} \cdot R_{\text{High ILLLIQ},t-1}^{\text{financial I}} + C_{14} \cdot R_{\text{Low ILLLIQ},t-1}^{\text{financial I}} + \varepsilon_{1,t} \\ & \text{رابطه ۱۰-۵} \quad R_{\text{Low ILLLIQ},t}^{\text{industrial I}} = C_{20} + C_{21} \cdot R_{\text{High ILLLIQ},t-1}^{\text{industrial I}} \\ & + C_{22} R_{\text{Low ILLLIQ},t-1}^{\text{industrial I}} + C_{23} \cdot R_{\text{High ILLLIQ},t-1}^{\text{financial I}} + C_{24} \cdot R_{\text{Low ILLLIQ},t-1}^{\text{financial I}} + \varepsilon_{2,t} \\ & \text{رابطه ۱۰-۶} \quad R_{\text{High ILLLIQ},t}^{\text{financial I}} = C_{30} + C_{31} \cdot R_{\text{High ILLLIQ},t-1}^{\text{industrial I}} \\ & + C_{32} R_{\text{Low ILLLIQ},t-1}^{\text{industrial I}} + C_{33} \cdot R_{\text{High ILLLIQ},t-1}^{\text{financial I}} + C_{34} \cdot R_{\text{Low ILLLIQ},t-1}^{\text{financial I}} + \varepsilon_{3,t} \\ & \text{رابطه ۱۰-۷} \quad R_{\text{Low ILLLIQ},t}^{\text{financial I}} = C_{40} + C_{41} \cdot R_{\text{High ILLLIQ},t-1}^{\text{industrial I}} + \\ & C_{42} \cdot R_{\text{Low ILLLIQ},t-1}^{\text{industrial I}} + C_{43} \cdot R_{\text{High ILLLIQ},t-1}^{\text{financial I}} + C_{44} \cdot R_{\text{Low ILLLIQ},t-1}^{\text{financial I}} + \varepsilon_{4,t} \end{aligned}$$

طراحی الگوی پیش‌بینی ریسک سیستمی نقدشوندگی.../اسادات شکر آب، اوحدی، صیقلی و فلاح

$$R_{High\ ILLLIQ,t}^{industrial\ I} : \text{میانگین بازدهی روزانه پرتفوی‌های با "سطح بالای عدم نقدشوندگی - بخش صنعت"}$$

$$R_{Low\ ILLLIQ,t}^{industrial\ I} : \text{میانگین بازدهی روزانه پرتفوی‌های با "سطح پایین عدم نقدشوندگی - بخش صنعت"}$$

$$R_{High\ ILLLIQ,t}^{financial\ I} : \text{میانگین بازدهی روزانه پرتفوی‌های با "سطح بالای عدم نقدشوندگی - بخش مالی"}$$

$$R_{Low\ ILLLIQ,t}^{financial\ I} : \text{میانگین بازدهی روزانه پرتفوی‌های با "سطح پایین عدم نقدشوندگی - بخش مالی"}$$

$$S_{i,t} = H_{i,t}^{1/2} \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

$H_{i,t}$: واریانس شرطی بازدهی روزانه هر یک از پرتفوی‌های تعریف‌شده

$S_{i,t}$: شاخص ریسک نقدشوندگی (معادل انحراف معیار شرطی بازدهی روزانه پرتفوی i ام)

جدول ۱ - شماره‌گذاری پرتفوی‌های تقسیم‌بندی‌شده بر حسب معیارهای نقدشوندگی و بخش فعالیت

عدم نقدشوندگی پایین	عدم نقدشوندگی بالا	سطح نقدشوندگی / بخش فعالیت
۲	۱	غیرمالی (صنعت)
۴	۳	مالی

تعریف شاخص ریسک سیستمی نقدشوندگی^{۲۱}

در این مرحله، جهت تجمیع چهار زیرشاخص S_i (بر حسب بخش‌های صنعت/مالی و سطوح بالا/پایین نقد شونده) در قالب یک شاخص ترکیبی ریسک سیستمی نقد شونده، از روش شناسی هالو (۲۰۱۲) و ایچینی و نویلی (۲۰۱۵) پیروی می‌کنیم که در آن از "نظریه پرتفوی" استفاده شده‌است. در نظریه پرتفوی، زمانی که دارایی‌های پرریسک با ضریب همبستگی بالا با یکدیگر تجمیع می‌شوند، از آنجایی که همه دارایی‌ها همراه با حرکت بازار با هم افزایش می‌یابند، بنابراین ریسک کل پرتفوی افزایش می‌یابد. در مقابل، وقتی همبستگی میان دارایی‌ها پایین باشد، ریسک غیر سیستماتیک کاهش یافته و در نتیجه ریسک کل پرتفوی کاهش می‌یابد. در واقع ریسک کل پرتفوی نه فقط به نوسانات دارایی‌های مالی، بلکه به همبستگی میان آن‌ها نیز بستگی دارد. بدین منظور شاخص پیشنهادی در این پژوهش از مقیاس‌های همگن (تاثیر گذار) استرس نقد شونده (شامل عامل عدم نقد شونده آمیهود و شاخص گردش سهام - با وزن مساوی) بازار انتخاب شده و در ۴ زیرشاخص از مهم‌ترین بخش‌ها (بر حسب چهار پرتفوی تشکیل شده) در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران بود. شاخص مزبور، مطابق با فرمول ذیل تعریف گردید:

$$SLRI_t = \text{رابطه (۱۲)}$$

$$(w^\circ S_t)C_t (w^\circ S_t)^T$$

در رابطه ۱۲، W بردار (ثابت) وزن مساوی زیرشاخص‌ها است. $W \circ S_t$ ضرب متناظر هر عنصر با وزن زیرشاخص‌ها است و به عبارتی بردار ارزش زیرشاخص در زمان t است (حاصل ضرب هادامارد^{۲۲}). C_t ماتریس متغیر زمانی و مقطعی ضرایب همبستگی شرطی $\rho_{iz,t}$ میان زیرشاخص‌های i و z است.

$$C_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12,t} & \rho_{13,t} & \rho_{14,t} \\ \rho_{21,t} & 1 & \rho_{23,t} & \rho_{24,t} \\ \rho_{31,t} & \rho_{32,t} & 1 & \rho_{34,t} \\ \rho_{41,t} & \rho_{42,t} & \rho_{43,t} & 1 \end{bmatrix}$$

$\rho_{ij,t}$ یا $\rho_{ji,t}$: ضریب همبستگی شرطی بین پسماند بازدهی پرتفوی‌های i و j

سوالات اصلی پژوهش

- ۱) آیا ریسک سیستمی (فراگیر) نقدشوندگی سهام شرکت‌ها در بازار سرمایه ایران وجود دارد؟
- ۲) الگوی مناسب پیش‌بینی ریسک سیستمی نقدشوندگی سهام در بازار سرمایه ایران چیست؟

فرضیه اصلی

- ۱) ریسک سیستمی نقدشوندگی سهام شرکت‌ها در بازار سرمایه ایران وجود دارد.

فرضیه‌های فرعی

- ۱-۱) ریسک سیستمی نقدشوندگی بین سهام پرتفوی‌های شماره ۱ و ۲ وجود دارد.
- ۱-۲) ریسک سیستمی نقدشوندگی بین سهام پرتفوی‌های شماره ۱ و ۳ وجود دارد.
- ۱-۳) ریسک سیستمی نقدشوندگی بین سهام پرتفوی‌های شماره ۱ و ۴ وجود دارد.
- ۱-۴) ریسک سیستمی نقدشوندگی بین سهام پرتفوی‌های شماره ۲ و ۳ وجود دارد.
- ۱-۵) ریسک سیستمی نقدشوندگی بین سهام پرتفوی‌های شماره ۲ و ۴ وجود دارد.
- ۱-۶) ریسک سیستمی نقدشوندگی بین سهام پرتفوی‌های شماره ۳ و ۴ وجود دارد.

طراحی الگوی پیش‌بینی ریسک سیستمی نقدشوندگی.../اسادات شکر آب، اوحدی، صیقلی و فلاح

یافته‌های پژوهش

جدول ۲- آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

R industrial I High ILLLIQ ,t	R industrial I Low ILLLIQ ,t	R financial I High ILLLIQ ,t	R financial I Low ILLLIQ ,t	پرتفوی‌ها شاخص‌ها
۰,۰۰۳۴۷	۰,۰۰۱۸۰۵	۰,۰۰۲۸۵	۰,۰۰۱۷۰۴	میانگین
۰,۰۰۱۹۱۱	۰,۰۰۱۵۵۱	۰,۰۰۱۶۹	۰,۰۰۰۸۶۴	میانه
۰,۰۱۷۷۴۴۷	۰,۰۶۴۹۴۷	۰,۰۱۵۷۰۵۴	۰,۰۸۳۷۱۹	حداکثر
-۰,۰۳۴۴۱	-۰,۰۵۳۷۴۵	-۰,۰۶۹۵۲۲	-۰,۰۶۲۵۰۷	حداقل
۰,۰۱۰۴۴۹	۰,۰۱۲۳۱۵	۰,۰۱۴۵۶۴	۰,۰۱۳۵۳۱	انحراف معیار
۳,۲۴۱۳۷۱	۰,۰۳۱۶۳۲	۱,۳۳۱۴۸	۰,۲۱۰۲۶۹	چولگی
۴۳,۳۲۱۴	۵,۲۳۷۰۲۴	۱۳,۵۶۸۸۶	۵,۴۹۹۵۱	کشیدگی
۱۴۹۴۱۰,۸	۴۴۸,۶۶	۱۰۶۴۱,۸	۵۷۵,۵۲	آماره جاک-برا
۰,۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰	احتمال(معناداری)
۲۱۵۰	۲۱۵۰	۲۱۵۰	۲۱۵۰	تعداد مشاهدات

نوع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۳- نتایج آزمون‌های مانایی ۲۳ سری‌های زمانی (عدم وجود ریشه واحد ۲۴)

نتیجه	آزمون فیلیپس - پرون (PP)		آزمون دیکی فولر افزوده (ADF)		نام متغیر
	P-values	مقدار آماره t	P-values	مقدار آماره t	
تائید مانایی	۰,۰۰۰۰	-۳۸,۴۷۳	۰,۰۰۰۰	-۱۷,۱۲۶	R industrial I High ILLLIQ ,t
تائید مانایی	۰,۰۰۰۰	-۳۱,۷۶۲	۰,۰۰۰۰	-۱۹,۶۳۲	R industrial I Low ILLLIQ ,t
تائید مانایی	۰,۰۰۰۰	-۳۷,۳۸۳	۰,۰۰۰۰	-۲۰,۵۷۴	R financial I High ILLLIQ ,t
تائید مانایی	۰,۰۰۰۰	-۳۴,۴۱۲	۰,۰۰۰۰	-۲۰,۶۱۴	R financial I Low ILLLIQ ,t

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۴- نتایج آزمون بررسی وجود ناهمسانی واریانس در جملات پسماند

نتیجه	آزمون آرچ (ARCH)		نام متغیر
	P-values	مقدار آماره کای-دو	
تائید وجود ناهمسانی واریانس	۰,۰۰۳۶	۸,۴۸۲۴	$\epsilon_{1,t}$
تائید وجود ناهمسانی واریانس	۰,۰۰۰۰	۱۳۹,۱۴۰۴	$\epsilon_{2,t}$
تائید وجود ناهمسانی واریانس	۰,۰۰۰۰	۱۶,۹۸۴	$\epsilon_{3,t}$
تائید وجود ناهمسانی واریانس	۰,۰۰۰۰	۱۲۶,۰۷۳۷	$\epsilon_{4,t}$

منبع: یافته‌های پژوهشگر

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار/ دوره ۱۴ / شماره ۵۵ / تابستان ۱۴۰۲

جدول ۵- مقایسه نتایج معیارهای اطلاعاتی انواع مدل‌های گارچ چندمتغیره مورد استفاده در این پژوهش

معیار آکائیک ^{۲۷}		معیار حنان-کوئین ^{۲۶}		معیار شوارتز ^{۲۵}		نوع مدل
توزیع t	توزیع نرمال	توزیع t	توزیع نرمال	توزیع t	توزیع نرمال	
-۲۷,۵۰۳	-۲۶,۶۰۹	-۲۷,۴۶۶	-۲۶,۵۷۲	-۲۷,۴	-۲۶,۵۰۹	D – BEKK (1,1)
-۲۷,۵۰۳	-۲۶,۶۰۸	-۲۷,۴۶۲	-۲۶,۵۶۷	-۲۷,۳۹۰	-۲۶,۴۹۷	D - BEKK – TARCH(1,1,1)
-۲۷,۵۰۸*	-۲۶,۶۱۳	-۲۷,۴۶۷*	-۲۶,۵۷۲	-۲۷,۳۹۵*	-۲۶,۵۰۲	D – BEKK (1,2) *
-۲۷,۵۰۷	-۲۶,۶۱۱	-۲۷,۴۶۱	-۲۶,۵۶۷	-۲۷,۳۸۳	-۲۶,۴۹۰	D - BEKK – TARCH(1,2,1)
-۲۷,۵۰۳	-۲۶,۶۰۹	-۲۷,۴۶۶	-۲۶,۵۷۲	-۲۷,۴	-۲۶,۵۰۹	D-VECH (1,1)
-۲۷,۴۵۶	-۲۶,۵۰۸	-۲۷,۴۱۸	-۲۶,۴۷۱	-۲۷,۳۵۳	-۲۶,۴۰۷	CCC (1,1)
-۲۷,۴۵۸	-۲۶,۵۱۸	-۲۷,۴۱۶	-۲۶,۴۷۸	-۲۷,۳۴۴	-۲۶,۴۰۸	CCC-TARCH (1,1,1)
-۲۷,۴۵۵	-۲۶,۵۱۳	-۲۷,۴۱۳	-۲۶,۴۷۳	-۲۷,۳۴۱	-۲۶,۴۰۳	CCC (1,2)
-۲۷,۴۵۷	-۲۶,۵۳۵	-۲۷,۴۱۱	-۲۶,۴۹۰	-۲۷,۳۳۳	-۲۶,۴۱۳	CCC-TARCH (1,2,1)
-۲۷,۰۹۶	-۲۶,۲۰۹	-۲۷,۰۷۰	-۲۶,۱۸۶	-۲۷,۰۲۷	-۲۶,۱۴۵	DCC(1,1)
-۲۶,۸۰۵	-۲۶,۲۱۳	-۲۶,۷۷۵	-۲۶,۱۸۵	-۲۶,۷۲۳	-۲۶,۱۳۶	ADCC(1,1)
-۲۶,۸۱۴	-۲۵,۹۹۷	-۲۶,۷۸۹	-۲۵,۹۷۴	-۲۶,۷۴۵	-۲۵,۹۳۳	DCC -GJR /TARCH (1,1,1)
-۲۶,۸۰۹	-۲۶,۲۲۹	-۲۶,۷۷۹	-۲۶,۲۰۱	-۲۶,۷۲۸	-۲۶,۱۵۲	ADCC -GJR / TARCH (1,1,1)
-۲۶,۸۳۵	-۲۶,۰۵۱	-۲۶,۸۱۰	-۲۶,۰۲۸	-۲۶,۷۶۶	-۲۵,۹۸۸	DCC-EGARCH(1,1)
-۲۶,۸۳۱	-۲۶,۰۴۷	-۲۶,۸۰۱	-۲۶,۰۱۹	-۲۶,۷۴۹	-۲۵,۹۷۰	ADCC -EGARCH(1,1)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

*برطبق نتایج جدول ۵، مدل قطری VAR(1) DBEKK(1,2) با فرض برقراری توزیع t برای پسماند متغیرها، نسبت به سایر مدل‌های یادشده، دارای کم‌ترین مقادیر معیارهای اطلاعاتی است.

بنابراین فرم کلی معادلات واریانس- کوواریانس بر اساس مدل DBEKK(1,2) به شرح ذیل است:

$$H_{i,t} = C(i,i) + A_1(i,i)^2 \cdot \varepsilon_{i,t-1}^2 + B_1(i,i)^2 \cdot H_{i,t-1} + B_2(i,i)^2 \cdot H_{i,t-2} \quad \text{رابطه (۱۳-۱)}$$

$$COV_{ij,t} = C(i,j) + A_1(i,i) \cdot A_1(j,j) \cdot \varepsilon_{i,t-1} \cdot \varepsilon_{j,t-1} + \quad \text{رابطه (۱۳-۲)}$$

$$B_1(i,i) \cdot B_1(j,j) \cdot COV_{ij,t-1} + B_2(i,i) \cdot B_2(j,j) \cdot COV_{ij,t-2}$$

$H_{i,t}$: واریانس شرطی (پسماند) بازدهی روزانه پرتفوی i ام

$COV_{ij,t}$: کوواریانس شرطی بین (پسماند) بازدهی روزانه پرتفوی‌های i و j

طراحی الگوی پیش‌بینی ریسک سیستمی نقدشوندگی.../اسادات شکر آب، اوحدی، صیقلی و فلاح

جدول ۶- نتایج برآورد ضرایب معادلات واریانس- کوواریانس شرطی،

مدل Diagonal-BEKK(1,2) (با فرض توزیع t)

احتمال معناداری ✓	Z آماره ✓	خطای استاندارد ✓	مقدار ضرایب ✓	ضرایب ماتریس ✓
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۶,۱۲۴۱۷۷	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۳۱۴	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۱۹۲	✓ C(1,1)
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۵,۲۸۳۷۳۸	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۳۱۲	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۱۶۵	✓ C(1,2)
✓ ۰,۰۰۰۰۱۰	✓ ۳,۸۸۷۷۴۱	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۲۴۹	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۹۶۶	✓ C(1,3)
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۴,۸۸۴۰۹۳	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۳۰۷	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۱۵	✓ C(1,4)
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۴,۹۶۰۲۹۵	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۶۳۱	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۳۱۳	✓ C(2,2)
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۴,۳۹۱۱۴۴	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۳۳	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۱۴۵	✓ C(2,3)
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۵,۰۱۸۸۷۳	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۴۴۸	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۲۲۵	✓ C(2,4)
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۵,۰۶۹۴۲	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۱۰۱	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۵۱	✓ C(3,3)
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۴,۳۹۰۴۴۵	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۴۰۹	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۱۷۹	✓ C(3,4)
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۴,۸۴۳۱۲۵	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۶۸۹	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۳۳۴	✓ C(4,4)
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۱۴,۳۴۶۰۲	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۲۷۵	✓ ۰,۲۹۰۸۶۶	✓ A1(1,1)
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۱۳,۹۶۶۸۴	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۱۸۷۴۷	✓ ۰,۲۶۱۸۳۶	✓ A1(2,2)
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۱۳,۲۷۹۵۴	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۱۸۲۰۱	✓ ۰,۲۴۱۶۹۶	✓ A1(3,3)
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۱۴,۶۷۵۵۷	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۱۸۴۷۸	✓ ۰,۲۷۱۱۷۷	✓ A1(4,4)
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۷,۴۹۰۳۸۷	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۹۶۳۰۸	✓ ۰,۷۲۱۳۸۲	✓ B1(1,1)
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۱۰,۲۰۹۰۷	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۷۹۱۵۴	✓ ۰,۸۰۸۰۸۷	✓ B1(2,2)
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۹,۰۳۰۹۲۸	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۸۶۶۴۴	✓ ۰,۷۸۲۴۷۳	✓ B1(3,3)
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۱۰,۹۷۹۵	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۷۴۸۷۱	✓ ۰,۸۲۲۰۴۵	✓ B1(4,4)
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۵,۵۳۵۰۵۱	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۱۰۶۸۳۹	✓ ۰,۵۹۱۳۵۸	✓ B2(1,1)
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۴,۲۳۵۷۷۳	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۱۱۸۵۲۷	✓ ۰,۵۰۲۰۵۴	✓ B2(2,2)
✓ ۰,۰۰۰۰۰	✓ ۴,۶۰۱۹۶۷	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۷۲۵۷	✓ ۰,۵۳۹۶۱۴	✓ B2(3,3)
✓ ۰,۰۰۰۰۱۰	✓ ۳,۹۹۷۶۸۴	✓ ۰,۰۰۰۰۰۰۰۱۲۰۰۵۲	✓ ۰,۴۷۹۹۲۹	✓ B2(4,4)
✓ ۲۹۶۰۰,۴	✓ لگاریتم تابع حداکثر درست‌نمایی		✓ -۲۷,۵۰۸۱۳	✓ معیار آکائیک
✓ -۲۷,۴۶۶۶	✓ کوئین معیار حنان-		✓ -۲۷,۳۹۴۶۲	✓ معیار شوآرتز

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر طبق جدول ۶، تمامی ضرایب ماتریس واریانس و کوواریانس شرطی در سطح ۹۵٪ معنادار است.

جدول ۷- خلاصه نتایج نهایی آزمون فرضیه‌های پژوهش

فرضیه	خلاصه فرضیه‌ها	معناداری ضرایب واریانس-کوواریانس	نتیجه
۱-۱	وجود ریسک سیستمی بین پرتفوی‌های ۱ و ۲	✓	تائید فرضیه
۱-۲	وجود ریسک سیستمی بین پرتفوی‌های ۱ و ۳	✓	تائید فرضیه
۱-۳	وجود ریسک سیستمی بین پرتفوی‌های ۱ و ۴	✓	تائید فرضیه
۱-۴	وجود ریسک سیستمی بین پرتفوی‌های ۲ و ۳	✓	تائید فرضیه
۱-۵	وجود ریسک سیستمی بین پرتفوی‌های ۲ و ۴	✓	تائید فرضیه
۱-۶	وجود ریسک سیستمی بین پرتفوی‌های ۳ و ۴	✓	تائید فرضیه

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بنابراین فرضیه اصلی اول مبنی بر وجود ریسک سیستمی نقد شوندگی سهام شرکت‌ها در بازار سرمایه مورد تائید قرار گرفت. همچنین ضرایب اثرات آرچ و گارچ، بیانگر تاثیر قوی‌تر واریانس‌های تا دو دوره قبل (تلاطم شرطی) و تاثیر ضعیف‌تر شوک‌ها (با یک دوره وقفه) در مدل است. بر طبق نتایج معادلات "واریانس شرطی" هر پرتفوی (به صورت مجزا)، ضرایب اثرات آرچ در هر چهار معادله، مثبت و معنادار است، بدین صورت که اثر سرایت شوک‌های درونی بازدهی ناشی از یک دوره قبل بر بازده‌های آتی همان پرتفوی در پرتفوی شماره ۱ (سطح بالای عدم نقدشوندگی - بخش صنعت، به میزان ۰,۰۸۴۶) بیش‌ترین مقدار را در مقایسه با سایر گروه‌ها دارد و پس از آن به ترتیب پرتفوی شماره ۴ (شرکت‌های با نقدشوندگی بالا - بخش مالی، به میزان ۰,۰۷۳۵) و سپس پرتفوی شماره ۲ (نقدشوندگی پایین - بخش صنعت، به میزان ۰,۰۷۱۱) و در آخر پرتفوی شماره ۳ (با نقدشوندگی پایین - بخش مالی، معادل ۰,۰۵۸۴) می‌باشد. ضمناً بر طبق نتایج معادلات "کوواریانس شرطی"، نیز پرتفوی شماره ۱ (به لحاظ شوک‌های ناشی از بازدهی یک دوره قبل) بیش‌ترین تاثیر را بر بازده‌های آتی سایر پرتفوی‌ها دارد و نیز در میان ضرایب اثر مذکور، میزان سرایت شوک بین پرتفوی شماره ۱ و ۴ بیشترین مقدار (معادل ۰,۰۷۸۹) را دارد. پس از آن، به ترتیب پرتفوی شماره ۴ بیش‌ترین میزان انتقال شوک را به سایر پرتفوی‌ها داشته و پس از آن پرتفوی شماره ۲ و در نهایت پرتفوی شماره ۳ کمترین میزان انتقال شوک را به سایر گروه‌ها دارد. می‌توان نتیجه گرفت که در پرتفوی سهام شرکت‌های "با نقدشوندگی پایین - بخش صنعت" در مقایسه با سایر پرتفوی‌ها، میزان بیش‌تری از شوک‌های نقدشوندگی به صورت درونی از شرکت‌های همگروه (موجود در همان پرتفوی) ناشی می‌شود و همچنین پرتفوی شماره ۱ بیش‌ترین اثرات (متقابل) انتقال شوک‌های نقد شوندگی را بر سایر پرتفوی‌ها داشته است. از طرف دیگر، پرتفوی سهام شرکت‌های با نقد شوندگی پایین - در بخش مالی، در مقایسه با

طراحی الگوی پیش‌بینی ریسک سیستمی نقدشوندگی.../اسادات شکر آب، اوحدی، صیقلی و فلاح

سایر پرتفوی‌ها، به لحاظ شوک‌های (متقابل) نقدشوندگی، تاثیرپذیری بیشتری از سوی سایر گروه‌ها دارد و به عبارت دیگر پرتفوی شماره ۳ کم‌ترین اثرات انتقال شوک نقدشوندگی را بر سایر گروه‌ها دارد. در مورد ضرایب اثرات گارچ در معادلات واریانس شرطی (برحسب مجموع ضرایب اثر گارچ در هر پرتفوی به صورت مجزا)، پایداری درونی نو سانات، (به ترتیب از بزرگ به کوچک) در پرتفوی شماره ۴ به میزان ۰,۹۰۶۱ (بیش‌ترین) و پس از آن به ترتیب پرتفوی شماره ۲ (معادل ۰,۹۰۵۱)، پرتفوی شماره ۳ (معادل ۰,۹۰۳۴) و در آخر پرتفوی شماره ۱ (معادل ۰,۸۷۰۱، با کم‌ترین میزان اثرات گارچ) است. در مورد تفسیر ضرایب کوواریانس شرطی نقدشوندگی (بر حسب مجموع ضرایب اثرات متقابل گارچ)، پرتفوی شماره ۴ با ۲ بیش‌ترین اثرات متقابل انتقال نوسانات نقدشوندگی (به میزان ۰,۹۰۵۳) و در آخر پرتفوی شماره ۱ با ۴ کم‌ترین میزان اثرات متقابل گارچ (۰,۸۷۶۸) را دارد. می‌توان نتیجه گرفت که در پرتفوی سهام شرکت‌های "با نقدشوندگی بالا - بخش مالی" (پرتفوی شماره ۴) در مقایسه با سایر پرتفوی‌ها، میزان بیش‌تری از نو سانات (ریسک) نقدشوندگی به صورت درونی از شرکت‌های همگروه (موجود در همان پرتفوی) ناشی می‌شود و همچنین پرتفوی شماره ۴ بیش‌ترین اثرات متقابل گارچ (انتقال ریسک نقدشوندگی) را بر سایر پرتفوی‌ها داشته است. از طرف دیگر، پرتفوی سهام شرکت‌های با نقدشوندگی پایین - در بخش صنعت (پرتفوی شماره ۱)، در مقایسه با سایر پرتفوی‌ها، به لحاظ نو سانات متقابل نقدشوندگی تاثیرپذیری بیشتری از سوی سایر گروه‌ها دارد و به عبارت دیگر (پرتفوی شماره ۱) کم‌ترین اثرات انتقال ریسک نقدشوندگی را بر سایر گروه‌ها دارد. ضمناً از طرفی، بخشی از این نو سانات می‌تواند به دلیل میزان همبستگی نسبی بیشتر بازدهی پرتفوی شماره ۴ با سایر پرتفوی‌ها و در مقابل میزان همبستگی نسبی کم‌تر بازدهی پرتفوی شماره ۱ با بازدهی سایر پرتفوی‌ها باشد.

جدول ۸- ماتریس ضرایب همبستگی پیرسون (غیر شرطی)، متغیرهای اصلی

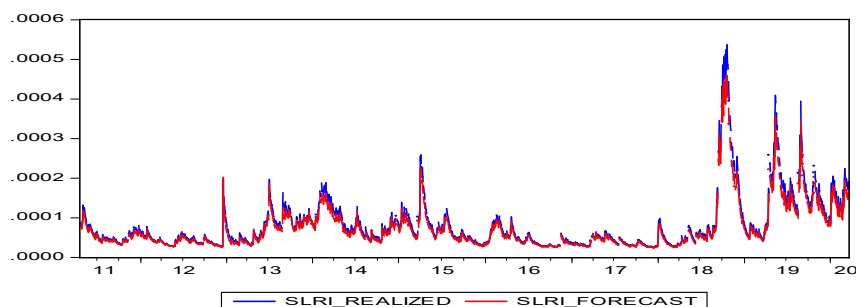
ضریب همبستگی	R industrial I High ILLLIQ ,t	R industrial I Low ILLLIQ ,t	R financial I High ILLLIQ ,t	R financial I Low ILLLIQ ,t
R industrial I High ILLLIQ ,t	۱	---	---	---
R industrial I Low ILLLIQ ,t	۰,۶۴ *	۱	---	---
R financial I High ILLLIQ ,t	۰,۴۷ *	۰,۵۱ *	۱	---
R financial I Low ILLLIQ ,t	۰,۵۵ *	۰,۷۹ *	۰,۵۹ *	۱

*احتمال معناداری در مورد تمامی ضرایب همبستگی، به میزان ۰,۰۰۰۰۰ است.

(بیانگر معناداری کلیه ضرایب در سطح ۰,۹۹/)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

➤ محاسبه شاخص ریسک سیستمی نقدشوندگی (SLRI) و ارزیابی و اعتبارسنجی مدل: جهت اعتبارسنجی و آزمون اعتبار مدل یادشده، نمونه پژوهش حاضر را به دو بخش (از نظر زمانی) تقسیم نموده، یک گروه جهت تخمین مدل (درون نمونه‌ای) که شامل ۸۰٪ داده‌های پژوهش و گروه دیگر جهت سنجش اعتبار مدل‌های برآوردی و ارزیابی توانایی مدل‌ها (برون نمونه‌ای) در پیش بینی ریسک فراگیر نقدشوندگی (شامل ۲۰٪ داده‌ها) است.



نمودار ۱ - نمودارهای توأمان شاخص SLRI محقق شده و SLRI پیش بینی شده (منبع: یافته‌های پژوهشگر)

مخوارافقی: دوره زمانی بر حسب سال میلادی و محور عمودی: مقادیر شاخص SLRI

برآورد شاخص ریسک سیستمی نقدشوندگی به روش مدل "مارکوف سوئیچینگ":

در پژوهش حاضر ضمن پیروی از روش شنا سی هالو (۲۰۱۲)، از یک نظام طبقه بندی مبتنی بر مدل خودرگرسیون مارکوف سوئیچینگ^{۲۸} استفاده شد. مفروضات این رویکرد، آن است که ویژگی‌های سری زمانی ریسک فراگیر، (متغیر) وابسته به وضعیت (حالت) هستند. در این پژوهش انواع مختلفی از یک مدل خودرگرسیون مرتبه اول، مارکوف سوئیچینگ برای شاخصمان (X_t) با سه حالت (S_t) استفاده خواهد شد، که در آن همه ضرایب مجازند در میان حالات مختلف انتقال یابند:

$$x_t = \alpha(s_t) + \beta(s_t) \quad \text{رابطه ۱۴}$$

$$x_{t-1} + \sigma(s_t)\mu_t$$

در رابطه ۱۴، فرض می شود پسماندها استاندارد، نرمال، مستقل و یکسان توزیع شده‌اند و $\alpha(s_t)$ عرض از مبدأ، $\beta(s_t)$ ضریب شیب و $\sigma(s_t)$ پسماند واریانس است که می تواند بین سه نظام سوئیچ کند.

طراحی الگوی پیش‌بینی ریسک سیستمی نقدشوندگی.../اسادات شکر آب، اوحدی، صیقلی و فلاح

جدول ۹- نتایج حاصل از برآورد شاخص ریسک سیستمی نقدشوندگی (SLRI) به روش مدل "مارکوف سوئیچینگ":

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره Z	معناداری
رژیم ۱ (وضعیت نسبتاً تنش‌زا - نیمه بحرانی)				
SLRI(-1)	۰,۸۴۵۲۸۲	۰,۰۵۴۰۹۶	۱۵,۶۲۵۵۴	۰,۰۰۰۰
SLRI(-2)	۰,۲۱۱۴۷۴	۰,۰۵۴۷۹۳	۳,۸۵۹۵	۰,۰۰۰۱
LOG(SIGMA)	-۱۲,۲۰۵۹۷	۰,۰۵۶۷۶۹	-۲۱۵,۰۱۲۸	۰,۰۰۰۰
رژیم ۲ (وضعیت نرمال - سطح نسبتاً پایین - متوسط ریسک سیستمی نقدشوندگی)				
SLRI(-1)	۰,۶۹۵۰۶۸	۰,۰۱۱۸۳۴	۵۸,۷۳۶۴۸	۰,۰۰۰۰
SLRI(-2)	۰,۲۴۹۴۲۴	۰,۰۱۱۷۰۶	۲۱,۳۰۶۷۲	۰,۰۰۰۰
LOG(SIGMA)	-۱۳,۴۰۳۳۸	۰,۰۴۶۲۳۹	-۲۸۹,۸۷۲۵	۰,۰۰۰۰
رژیم ۳ (وضعیت بحرانی - با تنش بسیار بالا)				
SLRI(-1)	۰,۷۱۲۲۷۳	۰,۰۴۹۱۹۶	۱۴,۴۷۸۴۱	۰,۰۰۰۰
SLRI(-2)	۰,۲۹۳۲۷۱	۰,۰۴۹۶۴۸	۵,۹۰۷۰۲۹	۰,۰۰۰۰
LOG(SIGMA)	-۱۰,۴۲۱۴۴	۰,۰۴۳۶۱۱	-۲۳۸,۹۶۵۲	۰,۰۰۰۰
ضرایب ماتریس احتمال انتقال				
P11-C	۲,۰۳۶۶۵۶	۰,۳۴۳۹۸۱	۵,۹۲۰۸۴۱	۰,۰۰۰۰
P12-C	۲,۶۰۳۲۵۷	۰,۳۳۴۷۸۵	۷,۷۷۵۸۹۷	۰,۰۰۰۰
P21-C	۲,۵۲۲۸۳۶	۰,۳۵۵۱۸۱	۷,۱۰۲۹۶۳	۰,۰۰۰۰
P22-C	۳,۴۸۵۳۱۵	۰,۳۵۹۸۵۹	۹,۶۸۵۲۱۹	۰,۰۰۰۰
P31-C	-۱۴,۴۰۰۲۲	۸,۳۷۶۲۱	-۱,۷۱۹۱۸۱	۰,۰۸۵۶
P32-C	-۱,۸۳۳۱۲۵	۰,۱۹۶۳۲۵	-۹,۳۳۷۲۱۵	۰,۰۰۰۰
معیار آکائیک	-۲۱,۵۳۸	معیار حنان - کوئین	-۲۱,۵۲۴	معیار شوآرتز -۲۱,۴۹۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

برطبق نتایج جدول ۹، برحسب محدوده تغییرات میزان شاخص ریسک سیستمی نقدشوندگی، سه نوع رژیم مختلف (سه حالت) در نظر گرفته شد. رژیم شماره ۱، وضعیت در حالت نسبتاً تنش‌زا - نیمه بحرانی، رژیم شماره ۲ وضعیت نرمال (سطح نسبتاً پایین - متوسط ریسک سیستمی نقدشوندگی) و رژیم شماره ۳ وضعیت بحرانی و با تنش بسیار بالا (سطح بسیار بالای ریسک سیستمی نقدشوندگی) دسته‌بندی شد. بر طبق نتایج، کلیه ضرایب ماتریس احتمالات انتقال (صرفاً به‌استثنای ضریب P31) و نیز ضرایب متغیرهای اصلی و LOG(SIGMA) در سطوح ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪ معنادار هستند.

جدول ۱۰- ماتریس احتمالات انتقال و متوسط دوره‌های زمانی ماندگاری در هر رژیم

نوع رژیم	۱	۲	۳
۱	۰,۳۴۵۶۹۴	۰,۶۰۹۲۰۵	۰,۰۴۵۱۰۱
۲	۰,۲۷۰۳۸۶	۰,۷۰۷۹۲	۰,۰۲۱۶۹۴
۳	۰,۰۰۰۰۰۰۴۸	۰,۱۳۷۸۶۶	۰,۸۶۲۱۳۳
متوسط دوره ماندگاری (روز)	۱,۵	۳,۴	۷,۳

(منبع: یافته‌های پژوهشگر)

با توجه به نتایج جدول ۱۰، چنانچه در وضعیت رژیم ۱ (وضعیت نیمه بحرانی) قرار داشته باشیم که این دوره به‌طور متوسط (تقریباً) ۲ روز طول می‌کشد، با احتمال تقریبی ۳۵٪ در همان وضعیت خواهیم ماند، در غیر این صورت با احتمال ۶۱٪ از وضعیت ۱ به ۲ (وضعیت نرمال) و نیز با احتمال ۴٪ به وضعیت ۳ (حالت بحرانی) منتقل خواهیم شد. حال، اگر در وضعیت رژیم ۲ (وضعیت نرمال) قرار داشته باشیم که این دوره به‌طور متوسط تقریباً ۳ روز طول می‌کشد، با احتمال ۷۱٪ در همان وضعیت باقی خواهیم ماند، در غیر این صورت با احتمال ۲۷٪ از وضعیت ۲ به ۱ و نیز با احتمال ۲٪ از وضعیت ۲ به ۳ منتقل خواهیم شد. چنانچه در وضعیت رژیم ۳ (وضعیت بحرانی) قرار داشته باشیم که این دوره به‌طور متوسط تقریباً ۷ روز طول می‌کشد، با احتمال تقریبی ۸۶٪ در همان وضعیت باقی خواهیم ماند، در غیر این صورت با احتمال تقریبی ۱۴٪ از وضعیت ۳ به ۲ منتقل خواهیم شد. (ضمناً میزان احتمال انتقال از وضعیت ۳ به ۱ بسیار ناچیز و ضریب آن در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار نمی‌باشد).

نتیجه‌گیری و بحث

این پژوهش با هدف بررسی ریسک سیستمی نقدشوندگی سهام شرکت‌ها در بازار سرمایه ایران و روابط آن بین بخش‌های اصلی بازار سرمایه و چگونگی و نحوه سرایت پذیری و انتقال ریسک نقدشوندگی سهام شرکت‌ها صورت گرفت و هدف نهایی آن، طراحی و آرایه الگویی مناسب به منظور پیش‌بینی ریسک سیستمی نقدشوندگی سهام شرکت‌ها در بازار سرمایه کشور بود. نتایج حاصل نشان داد که انتقال ریسک نقدشوندگی بین سهام شرکت‌های موجود در بخش‌های صنعت و مالی بازار سرمایه و بین پرتفوی‌های با سطوح نقدشوندگی بالا و پایین وجود دارد، به‌نحوی که در وهله اول، در پرتفوی سهام شرکت‌های "با نقدشوندگی پایین - بخش صنعت" در مقایسه با سایر پرتفوی‌ها، میزان بیشتری از شوک‌های نقدشوندگی به صورت درونی از شرکت‌های همگروه (درهمان پرتفوی) ناشی می‌شود و هم‌چنین پرتفوی مذکور بیش‌ترین اثرات (متقابل) انتقال شوک‌های نقدشوندگی را بر سایر

طراحی الگوی پیش‌بینی ریسک سیستمی نقدشوندگی.../اسادات شکر آب، اوحدی، صیقلی و فلاح

پرتفوی‌ها داشته است و بالعکس در پرتفوی شرکت‌های "با نقدشوندگی پایین- بخش مالی" میزان کمتری از شوک‌های نقدشوندگی به صورت درونی از شرکت‌های همگروه ناشی می‌شود و هم‌چنین پرتفوی مزبور، کم‌ترین اثرات (متقابل) انتقال شوک‌های نقدشوندگی را بر سایر پرتفوی‌ها داشته است. در مجموع، می‌توان گفت سهام یا پرتفوی‌های موجود در بخش "صنعت" شوک‌های بیشتری را به پرتفوی‌های موجود در بخش "مالی" انتقال می‌دهد. بنابراین با توجه به تائید کلیه فرضیه‌های پژوهش، می‌توان گفت که ریسک سیستمی نقدشوندگی در بازار سرمایه ایران وجود دارد. در مرحله بعد و به‌پشتوانه نتایج به‌دست‌آمده، شاخص ریسک سیستمی نقدشوندگی جهت تجمع کلیه زیربخش‌ها و ارایه تصویری فوری از میزان فعلی استرس (تنش) در بازار سرمایه ایران معرفی و نمودار تغییرات آن ارایه گردید. در آخر با استفاده از "مدل خودرگرسیون مارکوف سوئیچینگ"، نتایج حاصله نشان از نوعی عدم تقارن در ۳ رژیم تعریف‌شده داشت، به‌طوری که در وضعیت بحرانی ریسک سیستمی نقدشوندگی، دوره متوسط و احتمال ماندگاری نسبت به مابقی وضعیت‌ها بالاتر است، که این موضوع نشان از لزوم توجه هرچه بیشتر مدیران و سیاست‌گذاران و... در بازار سرمایه به پیش‌بینی‌های به‌موقع جهت پیشگیری از بروز این وضعیت است. نتایج کلی به دست آمده در این سطح از پژوهش، تقریباً با پژوهش ایچینی و نوبیلی (۲۰۱۵) همسو و سازگار است. لازم به ذکر است که در خصوص متغیر با اهمیت نقدشوندگی و به‌طور خاص ریسک سیستمی "نقدشوندگی"، لاقلاً در حوزه داخلی تاکنون پژوهشی صورت نگرفته است. از سوی دیگر، در پژوهش حاضر، سایر بازارهای مالی کشور هم‌چون بازارهای ارز، طلا، بدهی (بازار پول) و ...، عمدتاً به دلیل محدودیت‌های موجود از جمله فقدان اطلاعات کافی، شفاف، همگن و قابل‌استناد جهت سنجش مولفه‌های "نقدشوندگی"، لحاظ نگردید. بنابراین پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی در صورت برطرف شدن محدودیت‌های یادشده، به‌واسطه رشد و توسعه سایر بازارهای مالی در کشورمان و فراهم شدن زیرساخت‌ها و بسترهای لازم (به‌طور مثال تا سیس یک بازار متشکل برای ارزها، توسعه بازار بدهی و ...) و دسترس عموم به منابع و پایگاه‌های اطلاعاتی شفاف و مولفه‌های نقدشوندگی در سایر بازارهای مالی مد نظر گیرد تا در نهایت بتوان مدلی جامع جهت پیش‌بینی ریسک سیستمی نقدشوندگی نظام مالی کشور طراحی و ارایه نمود.

منابع

- ۱) فطرس، محمدحسن و هو شیدری، مریم. ۱۳۹۷. ارتباط‌های پویا بین قیمت نفت، قیمت طلا و نرخ ارز با شاخص سهام بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۵۸، سال ۱۴، ص ۱۱۶-۸۹، پاییز ۱۳۹۷
- ۲) نیکومرام، هاشم و پورزمانی، زهرا و دهقان، عبدالمجید. ۱۳۹۲. سرایت پذیری تلاطم در بازار سرمایه ایران، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، سال سوم، شماره ۱۱، پاییز ۱۳۹۳.
- 3) Acharya, V., Pedersen, L., (2005). Asset pricing with liquidity risk. J. Financ. Econ. 77,2005.
- 4) Amihud, Y., (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time series effects. J. Financ. Mark. 5, 31-56.
- 5) Amihud, Y., Mendelson, H., Pedersen, L., (2005). Liquidity and asset prices. Fundam. Trends Finance 1 (4), 269-364.
- 6) Amihud, Y., Mendelson, H., Pedersen, L., (2013). Market Liquidity. Cambridge University Press.
- 7) Andersen, T.G., Bollerslev, T., Diebold, F.X., Labys, P., (2003). Modelling and forecasting realized volatility. Econometrica 71, 579-625.
- 8) Brunnermeier, M., (2009). deciphering the liquidity and credit crunch 2007-08. J. Econ. Perspect. 23 (1), 77-100.
- 9) Brunnermeier, M., Pedersen, L., (2009). Market liquidity and funding liquidity. Rev. Financ. Stud. 22 (6), 2201-2238.
- 10) Diebold, F.X., Yilmaz, K., (2014). On the network topology of variance decompositions: measuring the connectedness of financial firms. J. Econ. 182 (1), 119-134.
- 11) De Bandt, O., Hartmann, P., (2000). Systemic risk: a survey. In: ECB Working Paper Series No. 35, November.
- 12) Forbes, K., Rigobon, R., (2000), Contagion in Latin America: Definitions, Measurement, and Policy Implications., 2000, September.
- 13) Hanschel, E., Monin, P., (2005). Measuring and forecasting stress in the banking sector: evidence from Switzerland. BIS Pap. 22 (April), 431-449.
- 14) Hollò, D., Kremer, M., Lo Duca, M., (2012). CISS – a composite indicator of systemic stress in the financial system. In: ECB Working Paper No. 1426, March 2012.

طراحی الگوی پیش‌بینی ریسک سیستمی نقدشوندگی.../اسادات شکر آب، اوحدی، صیقلی و فلاح

- 15) Iachini, E., & Nobili, S. (2016). Systemic liquidity risk and portfolio theory: An application to the Italian financial markets. *The Spanish review of financial Economics*, 14(1), 5-14.
- 16) Illing, M., Liu, Y., (2003). An index of financial stress for Canada. In: Bank of Canada Working Paper 2003-14, June.
- 17) Illing, M., Liu, Y., (2006). Measuring financial stress in a developed country: an application to Canada. *J. Financ. Stabil.* 2 (4), 243-265.
- 18) International Monetary Fund (IMF), (2009). *Global Financial Stability Report*, April.
- 19) Longin, F., Solnik, B., (2001). Extreme correlation of international equity markets. *J. Finance* 56 (2), 649-676.
- 20) Steven L. Schwarcz., (2008). Systemic Risk. *The Georgetown Law journal.*,2008,March.

-
- 1 - Amihud et al (2013)
 - 2 - Brunnermeier & Pedersen (2009)
 - 3 - Iachini & Nobili (2015)
 - 4 - spiral effect
 - 5 - Longin & Solnik
 - 6 - Linear Regressions
 - 7 - Quantile Regressions
 - 8 - Vector AutoRegressive (VAR)
 - 9 - Cointegration Methods
 - 10 - Forbes & Rigobon (2000)
 - 11 - Systemic Risk
 - 12 - De Bandt & Hartmann (2000)
 - 13 - Illing & Liu (2003 ,2006)
 - 14 - Hanschel & Monin (2005)
 - 15 - Baba , Engle , Kraft & Kroner
 - 16 - multivariate GARCH models
 - 17 - Vector GARCH
 - 18 - Constant Conditional Correlation (CCC)
 - 19 - Dynamic Conditional Correlation (DCC)
 - 20- Ling & McAleer (2003)
 - 21 - Systemic Liquidity Risk Indicator
 - 22 - Hadamard- product
 - 23 -Stationary time series
 - 24 -Unit root (test)
 - 25- Schwarz Information Criterion (SIC)
 - 26 - Hannan-Quinn Information Criterion
 - 27 - Akaike Information Criterion (AIC)
 - 28 - Autoregressive Markov switching model