فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره پنجاه و دو / پائیز ۱۴۰۱
نوع مقاله : علمی پژوهشی
صفحات : ۲۵۲-۲۳۲

سنجش شدت، اندازه و جهت سرایت‌پذیری تلاطم شوک ارزی در بازار پول، سرمایه و بیمه

سارا وهاب‌زاده[۱]
میرفیض فلاح[۲]
مهدی معدنچی‌زاج[۳]
امیررضا کیقبادی[۴]

تاریخ دریافت مقاله : ۱۳۹۹/۰۸/۰۸ تاریخ پذیرش مقاله : ۱۳۹۹/۱۰/۱۵

چکیده

در سال‌های گذشته، بازارهای مالی بااطمینانی همچون بحران‌های مالی، تکانه‌های نفتی، تغییر سیاست‌های ارزی و موارد مشابه مواجه بوده است. جامعه آماری در تحقیق حاضر واسطه گرهای مالی اعم از بیمه، بانک، شرکت‌های سرمایه‌گذاری فعال (شرکت پتروشمیی هلدینگ خلیج‌فارس) در بورس به صورت روزانه در سال‌های ۹۸-۹۰ می باشند.مشاهده گردید برای بخش بیمه با افزایش یک واحدی بازدهی آن، ارزش در معرض ریسک کل سیستم به میزان ۰/۰۱۶ کاهش می‌یابد. سرمایه نیز با افزایش یک واحدی بازدهی آن، ارزش در معرض ریسک به میزان ۰/۰۵۱ کاهش پیدا می‌کند. با افزایش یک واحدی یا یک درصدی سود در بخش بانکی، به اندازه ۰/۰۰۱۴ بازدهی کل سیستم افزایش می‌یابد. نتایج تخمین ارزش در معرض ریسک شرطی تفاضلی بیانگر این است که سهم ارزش در معرض ریسک شرطی سرمایه برابر با ۰/۰۴۵، بانک ۰/۰۲۶ و بیمه ۰/۰۳۷ بوده که ارزش در معرض ریسک شرطی بخش سرمایه و بیمه بیشتر و بانک کمتر می‌باشد و سهم ارزش در معرض ریسک شرطی سرمایه برابر با ۰/۰۴۵، بانک ۰/۰۲۶ و بیمه ۰/۰۳۷ بوده که ارزش در معرض ریسک شرطی بخش سرمایه و بیمه بیشتر و بانک کمتر می‌باشد.ریسک سیستمی‌در نظام مالی کشور با جمع جبری ریسک هر یک از بخش‌های فعال(سرمایه،بانک و بیمه) تفاوت معناداری دارد.

کلمات کلیدی

ریسک سیستمی: سرایت ریسک: عدم تقارن اطلاعاتی: بحران مالی

۱-گروه مدیریت مالی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. sar.vahabzadeh.mng@iauctb.ac.ir
۲-گروه مدیریت مالی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران(گروه پژوهشی مخاطرات مالی نوین). (نویسنده مسئول) Mir.falahshams@iauctb.ac.ir
۳-گروه مدیریت مالی، واحد علوم و تحقیقات ، دانشگاه آزاد اسلامی ، تهران، ایران، madanchi@iauec.ac.ir
۴-گروه حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران،a.keyghobadi@iauctb.ac.ir

مقدمه

بحران مالی اقتصاد آمریکا و توسعه سریع آن به سایر اقتصادهای دنیا ، با توجه به یکپارچگی و درهم تنیدگی اقتصادی دنیا طی دهه‌های اخیر منجر به شکل گیری مهمترین رویداد و بحران مالی جهان در ابتدای هزاره سوم شده است . ایجاد حباب اقتصادی در بخش مسکن به واسطه پرداخت وام‌های ارزان قیمت به ویژه پس از حادثه ۱۱ سپتامبر با هدف جلوگیری از رکود اقتصادی ، عدم کنترل ریسک سرمایه ای و تجاری توسط بانک‌ها، نبود کیفیت در ارزش ذاتی دارائی‌های فیزیکی مبنای انتشار اوراق بهادار، خارج‌کردن تعهدات بانک‌ها بعد از انتشار اوراق بهادار براساس این دارائی‌ها با هدف افزایش توان پرداخت وام توسط بانک‌ها در گستره اقتصاد ، نتیجه‌ای جز تضعیف بنیان‌های اقتصاد جهان طی سال‌های اخیر به دنبال نداشته است . این روند تا به آنجا ادامه پیدا کرد که با بروز اولین آثار رکود اقتصادی در بخشی از اقتصاد جهانی در زمانی کوتاه دامنه آن سراسر جامعه اقتصاد جهانی را در برگرفت و چر خهای اقتصاد را از حرکت بازداشت . جان مورفی(۲۴،۲۰۰۴) با بررسی رخدادهای مالی دهه هشتاد میلادی بیان می کند یکی از درسهایی که از رخدادهای این دوره باید آموخت این است که تمام بازارها چه مالی و چه غیر مالی، چه داخلی و چه بین المللی با یکدیگر ارتباط دارند. بازارهای بین المللی نیز ار بازارهای ایالات متحده تأثیرپذیرند. جاسینگام و گوییجر (۲۰۰۸) از دانشگاه آمستردام هلند و دانشگاه پرادنیا به بررسی آزمون علت و معلولی گرنجر برای برقراری ارتباط بین بازارهای سهام بین المللی پرداختند. آنها در مطالعهٔ خود، رابطهٔ علت و معلولی خطی و غیر خطی بلندمدت در میان یازده بازار سهام، شش بازار صنعتی و پنج بازار نوظهور آسیای جنوبی شرقی را بررسی کرده‌اند که دورهٔ ۱۹۸۷ تا۲۰۰۶ را با در نظر گرفتن بحران مالی آسیایی ۱۹۷۷ تحت پوشش قرار می‌دهد. تیتوس و همکارانش از دانشگاه دلوارو تگزاس به بررسی تغییرات ساختاری و وابستگی بازار سهام بین المللی پرداخته اند. آنها در میان این بازارهای سهام روابط هم انباشتگی متغیر با زمان را یافتند. نتایج آنها نشان داد که موج خط مشی‌های لیبرالیزم مالی در ابتدای دهه ۱۹۹۰ به افزایش ارتباط چشمگیری در بازار منجر شد که بعدها در طول بحران مالی آسیایی ۱۹۹۷ تضعیف شد. همچنین ژاپن و ایالات متحده نفوذ بیشتری بر بازارهای نوظهور دارند به طوری که نفوذ آنها بر سنگاپور و تایلند از زمان بحران مالی آسیایی افزایش یافته است (تیتوس، کوپرا و بسلر، ۱۱۴،۲۰۰۹).

وانگ از دانشگاه کاتولیک در کشور بلژیک به بررسی همرو بودن بازارهای سهام در آسیای شرقی پرداخته است. او در مقالهٔ خود، یکپارچگی و علل وابستگی در هفت بورس بزرگ آسیای شرقی را قبل، هم زمان و بعد از بحران آسیایی ۱۹۹۸-۱۹۹۷ بررسی کرد. او برای رسیدن به این هدف، داده‌های بازار

سهام را به طور روزانه از اول ژوئیهٔ ۱۹۹۲ تا ۳۰ژوئن ۲۰۰۳با نرخ ارز محلی و نیز دلار آمریکا استفاده کرد. بررسی‌ها نشان داد که ارتباط بازارهای سهام در زمان‌های مختلف، متفاوت است (وانگ، ۲۰۱۰، ۲۰). لالیث سمرکون از دانشگاه توماس در کشور ایالات متحده وابستگی متقابل بازار سهام و بحران مالی ایالات متحده را بررسی کرد. وابستگی متقابل بیشتر تحت تأثیر شوک‌های ایالات متحده تحریک می شود و انتقال پذیری بیشتر تحت تأثیر بازارهای نوظهور (سمرکون،۲۰۱۱،۵۵ریسک سیستمی موضوعی جدید در ادبیات مالی جهان است و از عمر آن کمتر از یک دهه می‌گذرد. اما باوجود جدید بودن این موضوع، در کشورهای خارجی به‌ویژه کشورهایی که با بحران مالی مواجه شده‌اند، حجم گسترده‌ای از مطالعات در مورد این موضوع شکل‌گرفته است. ازجمله مطالعات شکل‌گرفته در این مورد می‌توان به مقالات ارائه‌شده از سوی آچارپا و همکاران، ونگ و فونگ، برون لیز و انجل، کاسترو و فراری و جیراردی و ارگون اشاره کرد. مطالعات انجام‌گرفته روش‌های بسیاری را برای محاسبه ریسک سیستمی مطرح کردند. علیرغم این حجم گسترده از مطالعات، تاکنون محققان ایرانی به‌طور قابل‌ذکر به این موضوع نپرداخته‌اند. (چاوشی و شیرمحمدی، ۱۳۹۴) پژوهش حاضر به منظور سنجش شدت، اندازه و جهت سرایت‌پذیری تلاطم شوک ارزی در بازار پول، سرمایه و بیمه می باشد.

مبانی نظری

بحران‌های ارزی در طول تاریخ به دلایل گوناگون در کشورهای مختلفی به وقوع پیوسته‌اند. به‌عنوان مثال، پس‌ازاینکه اقتصاد در دوره بعد از جنگ جهانی دوم به ثبات نسبی رسید، با فروپاشی سیستم برتون وودز در سال ۱۹۷۱ اقتصاد جهانی با بحران‌های مکرر مواجه شد. (بوردو و همکاران، ۲۰۰۱، ص ۵۷) بحران ارزی کشورهای مختلف را درگیر خود ساخت ازجمله بحران در کشورهای آمریکای لاتین در اواخر دهه ۱۹۷۰ و اوایل دهه ۱۹۸۰، بحران ارزی در کشورهای اروپایی در سال‌های ۱۹۹۲-۱۹۹۳، بحران مکزیک در سال ۱۹۹۴، آسیای جنوب شرقی در سال‌های ۱۹۹۷-۱۹۹۸، روسیه در سال ۱۹۹۸، برزیل در سال ۱۹۹۲، آرژانتین ۲۰۰۱، ترکیه ۲۰۰۶، ایران ۲۰۱۲ و آرژانتین ۲۰۱۴ که شدیدترین بحران‌های ارزی به شمار می‌روند. سقوط ناگهانی و غیرمنتظره ارزش پول ملی، بحران نرخ ارز را به وجود می‌آورد. این مسئله ممکن است در نظام نرخ ارز ثابت، شناور و نظام بین این دو ، اتفاق افتد. اگر نظام ارزی ثابت باشد، بحران باعث از دست رفتن ذخایر بین‌المللی می‌شود و ارزش پول ملی به‌شدت کاهش می‌یابد. هدف از کاهش ارزش پولی ملی انباشت ذخایر یا حفظ ذخایر موجود با تعیین نرخ ارزی است که انگیزه تبدیل پول داخلی به ارز یا پول‌های ذخیره بین‌المللی را کاهش می‌دهد.

پیشینه تحقیق

اقتصاددان‌های بسیاری در خصوص بحران‌های مالی تحقیق نموده اند .پس‌ازاینکه اقتصاد در دوره بعد از جنگ جهانی دوم به ثبات نسبی رسید، با فروپاشی سیستم برتون وودز در سال ۱۹۷۱ اقتصاد جهانی با بحران‌های مکرر مواجه شد. (بوردو و همکاران، ۲۰۰۱، ۵۷). نهادهایی که از شرایط اقتصادی مناسبی برخوردارند، باعث ثبات انتظارات، کاهش نااطمینانی بازار در مورد احتمال وقوع بحران ارزی و نهایتاً کاهش احتمال خروج سفته‌بازانه سرمایه می‌شوند(شیمپالی و برور، ۲۰۰۶، ص ۱۲۷). بحران ارزی، کشورهای مختلف را درگیر خود ساخت ازجمله بحران در کشورهای آمریکای لاتین در اواخر دهه ۱۹۷۰ و اوایل دهه ۱۹۸۰، بحران ارزی در کشورهای اروپایی در سال‌های ۱۹۹۲-۱۹۹۳، بحران مکزیک در سال ۱۹۹۴، آسیای جنوب شرقی در سال‌های ۱۹۹۷-۱۹۹۸، روسیه در سال ۱۹۹۸، برزیل در سال ۱۹۹۲، آرژانتین ۲۰۰۱، ترکیه ۲۰۰۶، ایران ۲۰۱۲ و آرژانتین ۲۰۱۴ که شدیدترین بحران‌های ارزی به شمار می‌روند. (کاربا، ۱۵،۲۰۱۵). هر یک از بحران‌های فوق به سبب بروز علل مختلف، اتفاق افتاده اند. بحران ارزی کشورهای اروپایی سال در سالهای ۱۹۹۲-۱۹۹۳ به وقوع پیوست. به‌رغم اینکه طراحی و اجرای توافقات، منوط به اعمال پیش‌نیازهای صریح در خصوص رفتار و شرایط اقتصادی کشورهای مختلف عضو وابسته بود، اما وضعیت کشورهای اقتصادی بنیان‌گذار در ابتدا سازگاری نداشت. بنابراین نیاز بود تا ضوابط مالی عینی مستحکم و سخت‌گیرانه جهت عضویت در حوزه یورو به‌واسطه مناسبات سیاسی اعمال گردد.

پرسش‌های پژوهش

پرسش‌های مطالعه حاضر به شرح ذیل می‌باشند:

۱- آیا مابین ریسک سیستمیک و سرایت‌پذیری در پژوهش رابطه معنادار وجود دارد؟

۲- آیا مابین عوامل داخلی و خارجی بر ریسک در پژوهش رابطه معنادار وجود دارد؟

فرضیه‌های پژوهش

۱- شوک ارزی بر بازارهای مالی ایران اثرگذار است.

۲- عدم تقارن اطلاعات منجر به تسریع در سرایت شوک در نهادهای مالی خواهد شد.

روش‌شناسی تحقیق

پژوهش پیش رو از لحاظ هدف کاربردی بوده و از بعد روش‌شناسی از نوع تحقیقات توصیفی همبستگی است. جهت آزمون فرضیه پژوهش با استفاده ازالگوی اقتصادسنجی به روش داده‌های ترکیبی برای برآورد مدل وآزمون فرضیه استفاده خواهدشد. تجزیه تحلیل داده‌ها از طریق آزمون‌های مربوطه

شامل مانایی داده‌ها، خودهمبستگی، نرمالیت داده‌ها و معناداری مدل انجام می پذیرد و متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش عبارتند از شوک های داخلی و خارجی،نرخ ارز، قیمت نفت و ... داده‌های مورد نظر در طی سال‌های ۹۸-۹۰ از بورس و اوراق بهادار و سیستم مالی هلدینگ پتروشیمی خلیج فارس اخذ شده است. روش گردآوری اطلاعات جامعه آماری‌در تحقیق حاضر واسطه گرهای مالی اعم از بیمه، بانک ، هلدینگ پتروشیمی خلیج فارس پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار می باشند. بازه زمانی پژوهش طی سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. در این پژوهش سعی در تجزیه و تحلیل مدل‌ها با استفاده از نرم افزار ایویوز شده است. تجزیه تحلیل داده‌ها از طریق آزمون‌های مربوطه شامل مانایی داده‌ها، خودهمبستگی، نرمالیت داده‌ها و معناداری مدل و.... مورد بررسی قرار گرفته است. رویکرد پژوهش پیشنهادی کمی است و این پژوهش از جمله پژوهش‌های تحلیل همبستگی، رگرسیون به شمار می رود. ماهیت داده‌ها پس رویدادی است و تحلیل ریسک سیستمی نیز مبتنی بر مدل پویا انجام شده است. امکان سرایت تلاطم شوک ارزی در سه بازار پول، سرمایه و بیمه وجود دارد و جهت سرایت‌پذیری نوسانات مذکور بین بازارها دوطرفه است.

یافته‌های پژوهش

آزمون نرمال بودن

هنگام استفاده از روش‌های رگرسیونی، نرمال‌بودن جملات پسماند در مدل برازش شده از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. یکی از آزمون‌هایی که نرمال بودن جملات پسماند را مورد آزمون قرار می‌دهد، آزمون جارک برا است. بنابراین در این آزمون، فرض صفر بیانگر جملات پسماند دارای توزیع نرمال است و فرض یک‌نشان دهنده جملات پسماندارای توزیع‌نرمال نیست. اگر مقادیرمحاسباتی آماره جارک- برا از مقدار بحرانی جدول x^2 بزرگتر نباشد، نرمال بودن جملات پسماند رد نمی‌شود. اما زمانی که نمونه به میزان کافی بزرگ باشد و سایر فروض کلاسیک نیز برقرار باشد، انحراف از نرمال بودن معمولاً بی‌اهمیت است. و پیامدهای آن ناچیزاست. آزمون نرمال بودن داده‌های موردبررسی در جدول(۱) آورده شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون آماره جارک –برا

متغیرها	آماره جارک برا	آماره احتمال
Value (LBANK)	۴۳,۶۷	۰,۰۶۵
Value(LINVES)	۴۹۲,۴۶	۰,۰۷۹
(Value LINSUR)	۴۹۲,۴۶	۰,۱۴۷
Value(LUSD)	۱۸,۱۳	۰,۰۸۳
Value(LPETRO)	۶۸,۷۴	۰,۲۱۴
LAC	۲۶۸,۲۲	۰,۰۷۴

با توجه به احتمال برآورد شده آماره جارک-برا، و با توجه به اینکه سطح خطای محاسبه شده تمامی متغیرها بالای ۰,۰۵ است، نشان دهنده توزیع نرمال این متغیرها می‌باشد، داده ها ابتدا با استفاده از لگاریتم‌گیری نرمال شدند، سپس آزمون جارک برای تشخیص نرمال بودن یا نبودن متغیرها انجام گردید که همگی نرمال هستند. در اینجا متغیر عدم تقارن به مدل اضافه شده که با LAC نشان داده می شود. در اینجا متغیر عدم تقارن بصورت زیر تعریف می شود:

Spread Ratio=best bid-best ask/ (best bid-bes task/2)

مانایی پژوهش

در مطالعات مبتنی بر این گونه داده‌های سری زمانی فرض می‌شود که داده‌های سری زمانی مورد استفاده مانا هستند. با این حال، این داده‌ها درصورتی مانا هستند که دارای میانگین و واریانس ثابتی در طول زمان باشند و مقدار کواریانس بین هر دو دوره زمانی آنها تنها به فاصله زمانی یا وقفه بین آن دو دوره بستگی داشته باشد. در غیر این صورت، متغیرهای مورد مطالعه نامانا هستند و به دلیل مواجه بودن با پدیده رگرسیون ساختگی، آزمون‌های مرسوم t و F دارای اعتبار نیستند. به منظور تخمین الگو ابتدا لازم است مانایی متغیرهای مورد نظر بررسی شود. لذا از این رو آزمون ریشه واحد یکی از معمول‌ترین آزمون‌هایی است که برای تشخیص مانایی یک فرآیند سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد، که این آزمون به دو صورت آزمون دیکی فولر و آزمون دیکی– فولر تعمیم‌یافته قابل انجام است. که در این مقاله، این آزمون براساس آزمون دیکی– فولر تعمیم یافته صورت گرفته است. نتایج حاکی از آن است متغیرهای سری زمانی‌های معرفی شده در مدل در سطح داده‌ها، نامانا بوده و مقادیر t محاسبه شده دیکی فولر تعمیم‌یافته از مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح ۱٪، ۵٪، ۱۰٪ کمتر است. لذا فرضیه صفر مبنی بر داشتن ریشه واحد را رد نمی‌کنیم و نامانا بودن این متغیرها را می‌پذیریم، از این رو نیاز به تفاضل‌گیری مرتبه اول آنها می‌باشد.

جدول۲ : آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

متغیر	سطح		تفاضل مرتبه اول	
	آماره محاسباتی	آماره بحرانی	آماره محاسباتی	آماره بحرانی
Value (BANK)	-۱,۴۳	-۲,۸۷	-۹,۴۰	-۲,۸۷
Value (INVES)	-۲,۱۳	۲,۸۷	۷,۱۱	-۲,۸۷
Value (INSUR)	-۲,۵۸	-۲,۸۷	-۸,۵۸	-۲,۸۷
Value (USD)	-۰,۰۸	-۲,۸۷	-۱۴,۲۵	-۲,۸۷
Value (PETRO)	-۲,۰۴	-۲,۸۶	-۳۰,۳۷	-۲,۸۶

نتایج جدول(۲) نشان می‌دهد تمامی متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند و می‌توان گفت متغیرها از مرتبه I(1) هستند.

مدل ARIMA

مشخص نمودن وقفه جزء خودتوضیح و مرتبه جزء میانگین متحرک در الگوی ARIMA از طریق رسم نمودارهای (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) انجام شد. ازآنجا که نمودار (ACF) به صورت موج‌های سینوسی کاهش یافته و (PACF) در وقفه اول منقطع شده است، الگوی فرایند خودتوضیح سری‌زمانی قیمت نفت از درجه یک ARIMA (1,1,0) به عنوان الگوی اولیه انتخاب و با روش OLS برآورد گردید. اما در مرحله بعد و برای ارزیابی الگوی کاندید شده، الگوهای با مرتبه بالاتر نیز برآورد شدند. از بین الگوهای برآورد شده الگوی خودتوضیح میانگین متحرک با وقفه یک وخودتوضیح از مرتبه یک ARIMA (1,1,1) که کمترین خطای پیش‌بینی و کمترین مقدار آماره‌های آکائیک(AIC) و شوارتزبیزین (SBC) است، انتخاب شد.

LINSUR = 0.0541492179211*LUSD + 0.0400467525757*LPETRO +
0.107893093288*LAC +
[AR(1)=0.750892344473,AR(2)=0.249102639556,UNCOND]

جدول۳: الگوی خودتوضیح میانگین متحرک با وقفه یک وخودتوضیح ARIMA

LINSUR			
متغیرها	ضریب	آمارهٔ t	معناداری
Lusd	۰,۰۵۴	۰,۹۷	۰,۰۰۰
Lpetro	۰,۰۴	۰,۸۷	۰,۰۰۰
Lac	۰,۱۰	۲,۲۴	۰,۰۰۲۴۸
AR(1)	۰,۷۵	۴۹,۳۸	۰,۰۰۰
AR(2)	۰,۲۴	۱۹,۸۵	۰,۰۰۰
SIMASQ	۰,۰۰۱	۱۶۸,۸۲	۰,۰۰۰
	ضریب تعیین		۰/۹۹
	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۹۹
	آمارهٔ دوربین – واتسون		۲/۰۹

از بین الگوهای برآورد شده الگوی خودتوضیح میانگین متحرک با وقفه یک وخودتوضیح از مرتبه یک ARIMA(1,1,1) که کمترین خطای پیش‌بینی و کمترین مقدار آماره های آکائیک(AIC) و شوارتزبیزین (SBC) است، انتخاب شد. برای تأیید مدل انتخابی لازم است نمودار خودهمبستگی بین باقیمانده‌های مدل را مورد بررسی قرار دهیم که این عمل به کمک رسم نمودار خودهمبستگی و خود همبستگی جزئی باقیمانده‌های مدل و یا به کمک LM که در واقع همان آزمون پرویش گادفری است انجام می‌گیرد که نتایج این بررسی‌ها حاکی از عدم وجود خودهمبستگی جملات پسماند می‌باشد. بنابراین با توجه به معیارهای آکائیک و شوارتز و بررسی پسماندهای مدل، این مدل نسبت به مدل‌های دیگر ارجحیت دارد، پس می‌توان از این مدل‌ها برای تعیین اثرات ARCH و تخمین مدل‌های MGARCHاستفاده نمود. جدول(۴) مقایسه الگوهای برآورد شده بر اساس معیارهای آکائیک و شوارتزبیزین برای سری‌های زمانی قیمت نفت آورده شده است.

LBANK = 0.0541493640156*LUSD + 0.0400459787273*LPETRO +
0.107894077738*LAC +
[AR(1)=0.750892988779,AR(2)=0.249101995171,UNCOND]

جدول۴ : نتایج الگوی خودتوضیح میانگین متحرک با وقفه یک وخودتوضیح ARIMA

LBANK			
متغیرها	ضریب	آمارهٔ t	معناداری
Lusd	۰,۰۵۴	۰,۹۷	۰,۰۰۰
Lpetro	۰,۰۴	۰,۸۷	۰,۰۰۰
Lac	۰,۱۰	۲,۲۴	۰,۰۰۲۴۸
AR(1)	۰,۷۵	۴۹,۳۸	۰,۰۰۰
AR(2)	۰,۲۴	۱۹,۸۵	۰,۰۰۰
SIMASQ	۰,۰۰۱	۱۶۸,۸۲	۰,۰۰۰
	ضریب تعیین		۰/۹۹
	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۹۹
	آمارهٔ دوربین – واتسون		۲/۰۹

LINVES = 0.0723486954345*LUSD + 0.555381697689*LPETRO + 0.00414839771542*LAC + [AR(1)=1.12346401081,AR(2)=-0.123468302324,UNCOND

جدول۵ : نتایج الگوی خودتوضیح میانگین متحرک با وقفه یک وخودتوضیح ARIMA

LINVES			
متغیرها	ضریب	آمارهٔ t	معناداری
Lusd	۰,۰۷	۱,۳۰	۰,۰۰۰
Lpetro	۰,۵۵	۹,۵۶	۰,۰۰۰
Lac	۰,۰۰۴	۰,۰۸	۰,۰۰۰
AR(1)	۱,۱۲۳	۴۶۰,۷۳	۰,۰۰۰
AR(2)	-۰,۱۲۳	-۱۲۷,۳۷	۰,۰۰۰
SIMASQ	۰,۰۰۴	۲۶۱,۲۰	۰,۰۰۰
	ضریب تعیین		۰/۹۹
	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۹۹
	آمارهٔ دوربین – واتسون		۲/۰۰

برای الگوی فرایند خودتوضیح سری‌زمانی نرخ ارز از بین الگوهای برآوردشده الگوی خودتوضیح میانگین متحرک با وقفه یک وخودتوضیح از مرتبه یک ARIMA (1,1,1) که کمترین خطای پیش‌بینی و کمترین مقدار آماره‌های آکائیک(AIC) و شوارتزبیزین (SBC) است، انتخاب شد. برای

تأیید مدل انتخابی لازم است نمودار خودهمبستگی بین باقیمانده‌های مدل را مورد بررسی قرار دهیم که این عمل به کمک رسم نمودار خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی باقی‌مانده‌های مدل و یا به کمک LM که در واقع همان آزمون پرویش-گادفری است انجام می‌گیرد که نتایج این بررسی‌ها حاکی از عدم وجود خودهمبستگی جملات پسماند می‌باشد. بنابراین با توجه به معیارهای آکائیک و شوارتز و بررسی پسماندهای مدل، این مدل نسبت به مدل‌های دیگر ارجحیت دارد.

محاسبه ارزش در معرض ریسک در بازار های مالی

ارزش در معرض ریسک از خانواده معیارهای اندازه نامطلوب ریسک می باشد. این معیار(VaR) به عنوان یکی از مهمترین پیشرفت‌ها در حوزه مدیریت ریسک طی ۱۰ سال گذشته به حساب می‌آید و طبقه جدیدی از معیارهای ریسک را به کارمی‌برد که به‌خصوص جهت گردآوری و سنجش موضع های معاملاتی مختلف پرریسک در کل یک مؤسسه با استفاده از چارچوب مفهومی مشترک طراحی شده است. ارزش در معرض ریسک به طور عمومی به عنوان بدترین زیان ممکن برای یک پرتفولیو یا موضع معاملاتی مورد نظر، در یک سطح اطمینان مشخص، در طول افق زمانی معین، تحت شرایط نرمال بازار تعریف می‌گردد. محاسبه این رگرسیون کوانتیل (در کوانتیل یک درصد) برای هر سه بخش مالی مورد نظر نتایج زیر را به دست می‌دهد.

جدول ۶ : رگرسیون بازده سالانه بازار سه بخش مالی سرمایه، بانک و بیمه

کوانتیل یک درصد			
برآورد رگرسیون برای سه بخش	سرمایه	بیمه	بانک
$\widehat{\alpha_q}^i$	۰/۱۶۷	۰/۱۴۱	۰/۱۱۲
$\widehat{y_1^1}$	-۰/۰۵۱	-۰/۰۱۶	-۰/۰۱۰
$\widehat{y_2^1}$	۰/۰۴۳	۰/۰۱۴۱	۰/۰۰۱۴

نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد با افزایش یک واحدی در بازدهی سرمایه و ثابت ماندن بازدهی بیمه و بانک، به طور متوسط بازدهی کل سیستم به اندازه ۰/۱۶۷ (ضریب $\widehat{\alpha_q}^i$) واحد افزایش می‌یابد. علاوه بر این، با افزایش یک واحدی بازدهی بانک، به طور متوسط بازدهی کل سیستم به اندازه ۰/۱۴ واحد افزایش می‌یابد و تفسیر نتایج برای بخش بیمه، با افزایش یک واحدی بازدهی بیمه، به طور متوسط بازدهی کل سیستم به اندازه ۰/۱۱ واحد افزایش می‌یابد. از طرف دیگر، با افزایش یک واحدی بازدهی بخش بانک، به طور متوسط ارزش در معرض ریسک کل سیستم به اندازه ۰/۰۱۰ (ضریب $\widehat{y_1^1}$) واحد کاهش می‌یابد. برای بخش بیمه با افزایش یک واحدی بازدهی آن ارزش در معرض ریسک کل سیستم

به میزان ۰/۰۱۶ کاهش می‌یابد. برای بخش سرمایه نیز با افزایش یک واحدی بازدهی آن، ارزش در معرض ریسک به میزان ۰/۰۵۱ کاهش پیدا می‌کند.با افزایش یک واحدی یا یک درصدی سود در بخش بانکی، به اندازه ۰/۰۰۱۴ بازدهی کل سیستم افزایش می‌یابد (ضریب $\widehat{y_2^1}$). با افزایش یک درصدی نرخ سود بخش بیمه، بازدهی کل سیستم به میزان ۰/۰۱۴۱ درصد افزایش پیدا می‌کند. برای بخش سرمایه نیز با افزایش یک درصدی سود، بازدهی کل سیستم به اندازه ۰/۰۴۳ درصد افزایش می‌یابد.

جدول ۷ : ارزش در معرض ریسک سه بخش مالی سرمایه، بانک و بیمه

کوانتیل ۱ درصد		
VaR سرمایه	VaR بیمه	VaR بانک
۰/۲۶۱	۰/۰۰۸۲	۰/۰۳۴

نتایج جدول (۷) بیان می‌کند سهم هر یک از بخش‌ها در ارزش در معرض ریسک به ترتیب برای بخش بورس، بیمه و بانک به ترتیب ۰/۲۶، ۰/۰۰۸۲ و ۰/۰۳۴ می‌باشد که نشان می‌دهد مقدار ارزش در معرض ریسک برای بخش سرمایه نسبت به دو بخش بیمه و بانک بیشتر می‌باشد.

محاسبه ارزش در معرض ریسک شرطی (CoVaR)

نتیجه تخمین ارزش در معرض ریسک شرطی با بهره‌گیری از رگرسیون کوانتیل در جدول (۸) ارائه شده است:

جدول ۸ : رگرسیون بازده نظام مالی

برآورد ارزش در معرض ریسک	کوانتیل ۱ درصد
$qsystem \mid i\hat{\alpha}$	-۰/۰۰۸
$qsystem \mid b\hat{\beta}$	۰/۱۶۲
$qsystem \mid i\hat{\beta}$	۰/۰۴۳
$qsystem \mid s\hat{\beta}$	۰/۵۴۳
$1system \mid i\hat{Y}$	۰/۰۰۰۸
$2system \mid i\ i\hat{Y}$	۰/۰۰۲۴

نتایج جدول (۸) بیان می‌کند اگر بخش بانک در شرایط بحران قرار داشته باشد، بازدهی کل سیستم به میزان ۰/۱۶۲ واحد تغییر می‌کند ($qsystem \mid b$). به همین ترتیب اگر بخش بیمه در شرایط بحرانی باشد، بازدهی کل سیستم به میزان ۰/۰۴۳ تغییر پیدا می‌کند. برای بخش سرمایه، اگر این بخش در شرایط بحرانی قرار داشته باشد، بازدهی کل سیستم به میزان۰/۵۴۳ تغییر می‌یابد. اگر نرخ سود در

شرایط بحران قرار داشته باشد، بازدهی کل سیستم به میزان ۰/۰۰۲۴ ($2system \mid i$) تغییر پیدا می‌کند. اگر ارزش در معرض ریسک شرطی در شرایط بحران قرار داشته باشد، بازدهی کل سیستم به میزان ۰/۰۰۰۸ تغییر می‌یابد. در مرحله بعد CoVaR هر بخش مالی نیز محاسبه می‌شود. جدول زیر CoVaR محاسبه شده برای سیستم و هر سه بخش مالی سرمایه، بانک و بیمه در کوانتیل ۱درصد، ۵۰ درصد و تفاضل ریسک سیستمی) را نشان می‌دهد.

جدول ۹ : CoVaR سیستم، سرمایه ، بانک و بیمه

CoVaR سیستم	کوانتیل ۱٪	کوانتیل ۵۰٪	ارزش در معرض ریسک شرطی تفاضلی
$tsystem \mid i$ CoVaR	/۰۰۵۸	۰/۰۵۱	۰/۰۹۸
CoVaR Invest	۰/۰۰۶۷	۰/۰۵۴	۰/۰۴۵
CoVaR Banks	۰/۰۰۵۴	۰/۰۴۳	۰/۰۲۶
CoVaR Insurance	۰/۰۰۲۹	۰/۰۲۱۴	۰/۰۳۷

نتایج جدول (۹) نشان می‌دهد ارزش در معرض ریسک کل سیستم مالی برابر با ۰/۰۰۵۲ و هر یک از بخش‌های سرمایه، بانک و بیمه درکوانتیل یک‌درصد به ترتیب برابر با ۰/۰۰۶۷، ۰/۰۰۵۴ و ۰/۰۰۲۹ می‌باشد. همچنین در کوانتیل ۵۰ درصد، ارزش در معرض ریسک شرطی کل سیستم مالی برابر با ۰/۰۵۱، سرمایه ۰/۰۵۴، بانک ۰/۰۴۳ و بیمه برابر با ۰/۰۲۱ می‌باشد. مقایسه ارزش در معرض ریسک شرطی در دو کوانتیل یک و پنجاه درصد مبین این است که ارزش در معرض ریسک شرطی در کوانتیل پنجاه درصد بیشتر از کوانتیل یک درصد است. دلیل افزایش ریسک به دلیل افزایش بازدهی در کوانتیل پنجاه درصد نسبت به یک درصد می‌باشد. از سوی دیگر، نتایج تخمین ارزش در معرض ریسک شرطی تفاضلی بیانگر این است که سهم ارزش در معرض ریسک شرطی سرمایه برابر با ۰/۰۴۵، بانک ۰/۰۲۶ و بیمه ۰/۰۳۷ بوده که ارزش در معرض ریسک شرطی بخش سرمایه و بیمه بیشتر و بانک کمتر می‌باشد. دلیل افزایش میزان ارزش در معرض ریسک شرطی سرمایه و بیمه ناشی از وقوع بحران‌ها و افزایش نوسانات در این بخش می‌باشد.

جدول ۱۰ : آزمون رتبه‌بندی فریدمن بین سه بخش مالی بانک، بیمه و بورس آزمون ناپارامتریک

بخش‌های مالی	میانگین رتبه‌ها و آماره آزمون
سرمایه	۲,۹
بانک	۱,۸
بیمه	۲,۱
مقدار آماره کای-دو	۲۱,۸۸
تعداد مشاهدات	۳۳۷
درجه آزادی	۲
ارزش احتمال	۰,۰۰۰

نتایج جدول (۱۰) آزمون فریدمن بیانگر این است که بخش سرمایه با دارابودن میانگین ارزش در معرض ریسک شرطی ۲,۹، بیشترین میزان ریسک و بخش بانک با میزان ۱,۸کمترین میزان ارزش در معرض ریسک شرطی را دارا می‌باشد. آزمون فریدمن برای مقایسه اختلاف بین میانگین رتبه ارزش در معرض ریسک شرطی بین این سه بخش است. در صورتی که فرضیه صفر رد شود، می‌توان استنباط نمود که بین میانگین ارزش در معرض ریسک شرطی سه بخش سرمایه، بانک و بیمه اختلاف معنی‌داری برقرار است. چنانچه مقدار آماره آزمون بزرگتر از مقدار بحرانی جدول باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم اختلاف بین گروه‌ها رد می‌شود. نتایج آزمون فریدمن نشان می‌دهد که بازار سرمایه کشور بامیانگین رتبه ۲,۹ بیشترین سهم از ریسک سیستمی و سیستم بانکی با میانگین رتبه ۱/۸ کمترین سهم از ریسک سیستمی را دارد. در مجموع نتایج حاصل از تخمین مدل به روش رگرسیون کوانتیل نشان داد که سهم ارزش در معرض ریسک شرطی سرمایه برابر با ۰/۰۴۵، بانک ۰/۰۲۶ و بیمه ۰/۰۳۷ بوده که ارزش در معرض ریسک شرطی بخش سرمایه و بیمه بیشتر و بانک کمتر می‌باشد. بنابراین، ریسک سیستمی در نظام مالی کشور با جمع جبری ریسک هر یک از بخش‌های فعال در آن (سرمایه، بانک و بیمه) تفاوت معناداری دارد. بنابراین در نظام مالی ایران همبستگی بالایی بین ریسک‌ها و بخش‌های مختلف نظام مالی وجود دارد. همچنین براساس،Δ محاسبه شده برای سه بخش مالی بانک، بیمه و بورس مخالف صفر به دست آمدند. این امر نشان می‌دهد هر کدام از بخش‌های مالی در ایران در ریسک سیستمی سهیم هستند و ریسک و مخاطره موجود در هر بخش می‌تواند به کل نظام مالی و سایر بخش‌ها سرایت کند. نتایج آزمون معناداری اختلاف بین ارزش در معرض ریسک شرطی تفاضلی نشان داد که سهم هر یک از بخش‌های فعال در نظام مالی کل کشور در ریسک سیستمی با هم تفاوت معناداری دارند. این امر با انجام آزمون معناداری بین Δ سه بخش مالی انجام گرفته است. همچنین نتایج آزمون فریدمن برای رتبه‌بندی سه

بخش مالی براساس سهمی که هر کدام از این بخش‌ها در ریسک سیستمی دارند انجام گرفت؛ براساس نتایج آزمون فریدمن بخش بازار سرمایه کشور بامیانگین رتبه ۲,۹ بیشترین سهم از ریسک سیستمی و سیستم بانکی با میانگین رتبه ۱/۸ کمترین سهم از ریسک سیستمی را دارد.

مدل‌های TARCHچند متغیره

با استفاده از معیارهای اطلاعاتی، وقفه بهینه برای محاسبه ARCH و TARCH جهت حداقل سازی تفاوت خوبی برازش مدل، در دو حالت توزیع نرمال و t استیودنت(۱,۱)TARCH برای هرسه مدلDVECH ، BEKK و CCC به عنوان بهترین برآورد انتخاب شد. مقادیرمعیارهای اطلاعاتی تعیین وقفه بهینه TARCH درجداول ذیل آمده است:

جدول ۱۱ : مقادیر معیارهای اطلاعاتی مدل TARCH برای بازار بیمه

TARCH						
CCC		BEKK		DVECH		
t-student	Normal	t-student	Normal	t-student	Normal	
۰	۰	۰	۰	۰	۰	ARCH
۱	۱	۱	۱	۱	۱	GARCH
-۸۶۷,۸۵	۸۳۰,۸۰	-۷۶۷,۸۵	۹۳۰,۸۰	-۸۳۹,۹۴	-۸۸۳,۰۳	Log likelihood
-۵,۲۴	-۶,۴۰	-۵,۴۴	-۶,۶۰	-۵,۹۵	-۶,۲۶	Avg. log likelihood
۳۲,۱۸	۴۰,۰۸	۳۴,۱۲	۴۱,۰۱	۳۷,۴۴	۳۸,۹۸	Akaike info. criterion
۳۶,۴۵	۴۰,۳۱	۳۵,۴۶	۴۲,۳۱	۳۹,۰۱	۴۰,۲۷	Schwarz criterion
۳۲,۶۰	۳۹,۴۰	۳۴,۶۲	۴۱,۵۰	۳۸,۰۳	۳۹,۴۶	Hannan-Quinn criter

برای اعتبار مدل در انتخاب بهترین مدل رگرسیون چند متغیره، آزمون‌های کوپیک و کریستوفرسن استفاده شده است. براساس جدول شماره ۱۱ مشاهده شد که آماره آزمون محاسبه شده کوپیک کوچکتر از مقدار آماره توزیع کای دو با درجه آزادی یک می‌باشد، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که مدل از نظر آماری قدرت پیش‌بینی تلاطم نرخ ارز نرخ ارز را دارد، در جدول شماره (۱۱) از آزمون کریستوفرسون به منظور بررسی استقلال شکست‌ها و پیروزی‌ها در مدل برای ارزش در معرض خطر برآورد شده انجام شده است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که آماره محاسبه شده توسط این آزمون از آماره مقدار بحرانی کای‌دو در سطح اطمینان مورد نظر کمتر، بنابراین شکست‌ها و پیروزی‌ها ارتباطی با یکدیگر ندارند مدل از نظر آماری قدرت پیش‌بینی تلاطم نرخ ارز را دارد.

جدول ۱۲: نتایج حاصل از آزمون نسبت شکست های کوپیک

مدل	سطح اطمینان	آماره آزمون	آماره کای دو	Prob	نتایج آزمون
MGARCH	٪۹۵	۲,۵۷	۴,۰۶	۰,۶۰۲	عدم رد فرضیه صفر

جدول۱۳- نتایج حاصل از آزمون کریستوفرسن برای استقلال شکست ها و پیروزی ها

مدل	سطح اطمینان	آماره آزمون	آماره کای دو	Prob	نتایج آزمون
MGARCH	٪۹۵	۳,۲۱	۴,۳۶	۰,۶۹۲	عدم رد فرضیه صفر

براساس جدول شماره (۱۲) مشاهده شد که آماره آزمون محاسبه شده کوپیک کوچک‌تر از مقدار آماره توزیع کای‌دو با درجه آزادی یک می باشد، بنابراین می توان نتیجه گرفت که مدل از نظر آماری قدرت پیش بینی نوسانات نرخ ارز را دارد، در جدول شماره (۱۳) از آزمون کریستوفرسون به منظور بررسی استقلال شکست‌ها و پیروزی‌ها در مدل برای ارزش در معرض خطر برآورد شده انجام شده است. نتایج این آزمون نشان می دهد که آماره محاسبه شده توسط این آزمون از آماره مقدار بحرانی کای‌دو در سطح اطمینان مورد نظر کمتر، بنابراین شکست ها و پیروزی ها ارتباطی با یکدیگر ندارند مدل از نظر آماری قدرت پیش‌بینی نوسانات نرخ ارز را دارد. با استفاده از معیارهای اطلاعاتی، وقفه بهینه برای محاسبه ARCH و GARCH جهت حداقل سازی تفاوت خوبی برازش مدل، دردوحالت توزیع نرمال و t استیودنت(1,0) DVECH با توزیع نرمال است. با این وقفه کوچک‌ترین مقدار برای هر معیار اطلاعاتی رخ می‌دهد. برای معیار اطلاعاتی آکائیک ۳۲,۱۵، معیار اطلاعاتی شوارتز ۳۳,۴۴ و معیار اطلاعاتی هنان‌کوئین ۳۲,۶۴ کمترین مقدار می‌باشد. مقادیرمعیارهای اطلاعاتی تعیین وقفه بهینه گارچ در جداول ذیل آمده است:

جدول۱۴- مدل گارچ چندمتغیره VECH براساس مدل بردار رگرسیونی بین بازار بیمه، ارز و بانک با فرض توزیع نرمال

Multivariate Normal Distribution						
VECH						
ARCH	۰	۱	۱	۱	۲	۲
GARCH	۱	۰	۱	۲	۱	۲
Log likelihood	-۸۲۳,۸۲	-۷۳۸,۸۳	-۸۵۱,۹۴	۸۹۰,۳۳	-۸۵۱,۴۲	-۸۵۱,۲۱
Avg. log likelihood	-۵,۷۲	-۵,۱۳	-۵,۹۱	-۶,۱۸	-۵,۹۱	-۵,۹۳
Akaike info. criterion	۳۵,۷۰	۳۲,۱۵	۳۷,۱۲	۳۸,۹۷	۳۷,۳۵	۳۷,۵۹
Schwarz criterion	۳۶,۹۸	۳۳,۴۴	۳۸,۶۴	۴۰,۷۲	۳۹,۱۰	۳۹,۵۸
Hannan-Quinn criter	۳۶,۱۸	۳۲,۶۴	۳۷,۶۹	۳۹,۶۳	۳۸,۰۱	۳۸,۳۴

جدول۱۵- مدل گارچ چند متغیره VECH براساس مدل بردار رگرسیونی بین بازار بیمه ، ارز و بانک با فرض t استیودنت

multivariate t-student distribution						
VECH						
ARCH	۰	۱	۱	۱	۲	۲
GARCH	۱	۰	۱	۲	۱	۲
Log likelihood	-۸۱۴,۰۹	-۷۵۳,۸۱	-۷۵۶,۲۸	-۷۵۳,۰۸	-۷۵۶,۲۸	-۷۵۴,۲۳
Avg. log likelihood	-۵,۶۵	-۵,۲۱	-۵,۲۵	-۵,۲۲	-۵,۲۵	-۵,۲۳
Akaike info. criterion	۳۵,۳۳	۳۲,۸۲	۳۳,۱۷	۳۳,۲۹	۳۳,۱۷	۳۳,۵۹
Schwarz criterion	۳۶,۶۶	۳۴,۱۵	۳۴,۷۳	۳۵,۰۸	۳۴,۷۳	۳۵,۶۲
Hannan-Quinn criter	۳۵,۸۳	۳۳,۳۲	۳۳,۷۶	۳۳,۹۷	۳۳,۷۶	۳۴,۳۵

مدل Diagonal-BEKK

با استفاده از معیارهای اطلاعاتی، وقفه بهینه برای محاسبه ARCH و GARCH جهت حداقل سازی تفاوت خوبی برازش مدل، در دو حالت توزیع نرمال و t استیودنت(1,1) DBEKK با توزیع نرمال است. با این وقفه کوچک‌ترین مقدار برای هر معیار اطلاعاتی رخ می‌دهد. برای معیار اطلاعاتی آکائیک ۳۳,۱۰ ، معیار اطلاعاتی شوارتز ۳۱,۶۶ و معیار اطلاعاتی هنان کوئین ۳۱,۶۹ کمترین مقدار می‌باشد. مقادیرمعیارهای اطلاعاتی تعیین وقفه بهینه گارچ در جداول ذیل آمده است:

جدول۱۶- مدل گارچ چند متغیره BEKK براساس مدل بردار رگرسیونی بین بازار بیمه ، ارز و بانک با فرض t استیودنت

multivariate Normal distribution						
BEKK						
ARCH	۰	۱	۱	۱	۲	۲
GARCH	۱	۰	۱	۲	۱	۲
Log likelihood	-۷۳۵,۶۰	-۷۳۵,۶۱	-۷۲۴,۴۸	-۷۵۲,۱۷	-۷۵۱,۳۹	-۷۵۴,۲۳
Avg. log likelihood	-۵,۱۰	-۵,۱۰	-۵,۰۸	-۵,۲۲	-۵,۲۱	-۵,۲۳
Akaike info. criterion	۳۱,۹۴	۳۱,۹۴	۳۳,۱۰	۳۳,۲۵	۳۳,۲۲	۳۳,۵۹
Schwarz criterion	۳۳,۱۵	۳۳,۱۵	۳۱,۶۶	۳۵,۰۴	۳۵,۰۱	۳۵,۶۲
Hannan-Quinn criter	۳۲,۳۹	۳۲,۳۹	۳۱,۶۹	۳۳,۹۳	۳۳,۹۰	۳۴,۳۵

جدول۱۷-مدل گارچ چند متغیره BEKK براساس مدل بردار رگرسیونی بین بازار بیمه ، ارز و بانک با فرض t استیودنت

multivariate t-student distribution						
BEKK						
۲	۲	۱	۱	۱	۰	ARCH
۲	۱	۲	۱	۰	۱	GARCH
۷۳۱,۲۲	-۷۳۲,۱۳	-۷۳۴,۵۸	-۷۲۱,۹۹	-۷۳۵,۶۰	۷۳۶,۸۸	Log likelihood
۵,۰۷	-۵,۰۸	-۵,۱۰	-۵,۰۶	-۵,۱۰	-۵,۱۱	Avg. log likelihood
۳۲,۱۳	۳۲,۰۴	۳۲,۱۴	۳۱,۹۱	۳۱,۹۴	۳۱,۹۹	Akaike info. criterion
۳۳,۶۹	۳۳,۴۳	۳۳,۵۹	۳۳,۲۴	۳۳,۲۵	۳۳,۲۸	Schwarz criterion
۳۲,۷۲	۳۲,۵۹	۳۲,۶۹	۳۲,۴۱	۳۲,۴۹	۳۲,۴۵	Hannan-Quinn criter

مدل‌های TARCHچند متغیره

با استفاده از معیارهای اطلاعاتی، وقفه بهینه برای محاسبه ARCH و TARCH جهت حداقل سازی تفاوت خوبی برازش مدل، در دو حالت توزیع نرمال و t استیودنت(۰,۱)TARCH برای هر دو مدلDVECH ، BEKK به عنوان بهترین برآورد انتخاب شد. مقادیرمعیارهای اطلاعاتی تعیین وقفه بهینه TARCH در جداول ذیل آمده است:

جدول۱۸-مدل تارچ چند متغیره براساس مدل بردار رگرسیونی بین بازار بیمه ، ارز و بانک

TARCH				
BEKK		DVECH		
t-student	Normal	t-student	Normal	
۰	۰	۰	۰	ARCH
۱	۱	۱	۱	TARCH
-۷۳۸,۰۹	-۷۳۸,۰۹	-۸۷۰,۶۵	-۱۱۴۱,۱۷	Log likelihood
-۵,۱۲	-۵,۱۲	-۶,۰۴	-۷,۹۲	Avg. log likelihood
۳۲,۰۴	۳۲	۳۷,۶۹	-۴۸,۹۲	Akaike info. criterion
۳۳,۲۵	۳۳,۱۷	۳۹,۰۱	۵۰,۲۱	Schwarz criterion
۳۲,۵۰	۳۲,۴۴	۳۸,۱۹	۴۹,۴۹	Hannan-Quinn criter

تصریح CCC همبستگی بین داده‌ها را در طول زمان ثابت در نظر می‌گیرد که این امر در اغلب سری‌های زمانی مالی در طول زمان تغییر می‌کند و فرض ثابت بودن همبستگی‌ها در طول زمان، اجازه بررسی سرریز نوسانات در بین بازارها را به ما نمی‌دهد که در این مقاله استفاده از این مدل با توجه به

فرض گفته شده امکان پذیر نمی‌باشد. مدل VEC نیز به این دلیل که فرض می‌کند اثرات سرریز متقارن می‌باشند، اطلاعات دقیقی در مورد سرریز بازدهی به ما نمی‌دهد. مدل BEKK زمانی به کار گرفته می شود که ماتریس واریانس کوواریانس به مربع جز اخلال و همچنین به تقاطع جز اخلال بین معادلات و نوسانات برای هر بازار با وقفه برای بازار دیگر به کار گرفته شود. به عبارت دیگر فقط در مدل BEKK می‌توان اثرات سرریز بین بازارها را مشاهده نمود.

نتایج و پیشنهادها

نتایج نشان می دهد برای بخش بیمه با افزایش یک واحدی بازدهی آن ارزش در معرض ریسک کل سیستم به میزان ۰/۰۱۶ کاهش می‌یابد. برای بخش سرمایه نیز با افزایش یک واحدی بازدهی آن، ارزش در معرض ریسک به میزان ۰/۰۵۱ کاهش پیدا می‌کند.با افزایش یک واحدی یا یک درصدی سود در بخش بانکی، به اندازه ۰/۰۰۱۴ بازدهی کل سیستم افزایش می‌یابد. با افزایش یک درصدی نرخ سود بخش بیمه، بازدهی کل سیستم به میزان ۰/۰۱۴۱ درصد افزایش پیدا می‌کند. برای بخش سرمایه نیز با افزایش یک درصدی سود، بازدهی کل سیستم به اندازه ۰/۰۴۳ درصد افزایش می‌یابد.

ارزش در معرض ریسک کل سیستم مالی برابر با ۰/۰۰۵۲ و هر یک از بخش‌های سرمایه، بانک و بیمه در کوانتیل یک درصد به ترتیب برابر با ۰/۰۰۶۷، ۰/۰۰۵۴ و ۰/۰۰۲۹ می‌باشد. همچنین در کوانتیل ۵۰ درصد، ارزش در معرض ریسک شرطی کل سیستم مالی برابر با ۰/۰۵۱، سرمایه ۰/۰۵۴، بانک ۰/۰۴۳ و بیمه برابر با ۰/۰۲۱ می‌باشد. مقایسه ارزش در معرض ریسک شرطی در دو کوانتیل یک و پنجاه درصد مبین این است که ارزش در معرض ریسک شرطی در کوانتیل پنجاه درصد بیشتر از کوانتیل یک درصد است. دلیل افزایش ریسک به دلیل افزایش بازدهی در کوانتیل پنجاه‌درصد نسبت به یک‌درصد می‌باشد. از سوی دیگر، نتایج تخمین ارزش در معرض ریسک شرطی تفاضلی بیانگر این است که سهم ارزش در معرض ریسک شرطی سرمایه برابر با ۰/۰۴۵، بانک ۰/۰۲۶ و بیمه ۰/۰۳۷ بوده که ارزش در معرض ریسک شرطی بخش سرمایه و بیمه بیشتر و بانک کمتر می‌باشد.

مجموع نتایج حاصل از تخمین مدل به روش رگرسیون کوانتیل نشان داد که سهم ارزش در معرض ریسک شرطی سرمایه برابر با ۰/۰۴۵، بانک ۰/۰۲۶ و بیمه ۰/۰۳۷ بوده که ارزش در معرض ریسک شرطی بخش سرمایه و بیمه بیشتر و بانک کمتر می‌باشد. بنابراین، ریسک سیستمی در نظام مالی کشور با جمع جبری ریسک هر یک از بخش‌های فعال در آن (سرمایه، بانک و بیمه) تفاوت معناداری دارد. بنابراین در نظام مالی ایران همبستگی بالایی بین ریسک‌ها و بخش‌های مختلف نظام مالی وجود دارد. همچنین براساس،Δ محاسبه شده برای سه بخش مالی بانک، بیمه و بورس مخالف صفر به دست آمدند.

این امر نشان می‌دهد هر کدام از بخش‌های مالی در ایران در ریسک سیستمی سهیم هستند و ریسک و مخاطره موجود در هر بخش می‌تواند به کل نظام مالی و سایر بخش‌ها سرایت کند. نتایج آزمون معناداری اختلاف بین ارزش در معرض ریسک شرطی تفاضلی نشان داد که سهم هر یک از بخش‌های فعال در نظام مالی کل کشور در ریسک سیستمی با هم تفاوت معناداری دارند. این امر با انجام آزمون معناداری بین Δ سه بخش مالی انجام گرفته است. همچنین نتایج آزمون فریدمن برای رتبه‌بندی سه بخش مالی براساس سهمی که هر کدام از این بخش‌ها در ریسک سیستمی دارند انجام گرفت؛ براساس نتایج آزمون فریدمن بخش بازار سرمایه کشور بامیانگین رتبه ۲,۹ بیشترین سهم از ریسک سیستمی و سیستم بانکی با میانگین رتبه ۱/۸ کمترین سهم از ریسک سیستمی را دارد. همچنین پیشنهاد می‌گردد که در تحقیقات آتی استرس مالی در سایر بازارها از جمله در بازارهای مشتقه و نتایج پژوهش با بازار ارز سایر کشورها مقایسه گردد. نتایج نشان می‌دهد با افزایش یک واحدی در بازدهی سرمایه و ثابت ماندن بازدهی بیمه و بانک، به طور متوسط بازدهی کل سیستم به اندازه ۰/۱۶۷ (ضریب) واحد افزایش می‌یابد. علاوه بر این، با افزایش یک واحدی بازدهی بانک، به طور متوسط بازدهی کل سیستم به اندازه ۰/۱۴ واحد افزایش می یابد و تفسیر نتایج برای بخش بیمه، با افزایش یک واحدی بازدهی بیمه، به طور متوسط بازدهی کل سیستم به اندازه ۰/۱۱ واحد افزایش می یابد. از طرف دیگر، با افزایش یک واحدی بازدهی بخش بانک، به طور متوسط ارزش در معرض ریسک کل سیستم به اندازه ۰/۰۱۰ (ضریب$(\widehat{\gamma_1^1})$ واحد کاهش می‌یابد. برای بخش بیمه با افزایش یک واحدی بازدهی آن ارزش در معرض ریسک کل سیستم به میزان ۰/۰۱۶ کاهش می‌یابد. برای بخش سرمایه نیز با افزایش یک واحدی بازدهی آن، ارزش در معرض ریسک به میزان ۰/۰۵۱ کاهش پیدا می کند.

منابع

۱) چاوشی، سید کاظم; شیرمحمدی، فاطمه (۱۳۹۴) شناسایی، سنجش و مدیریت ریسک سیستمی نظام مالی کشور به‌عنوان لازمه اقتصاد مقاومتی.اجلاس جامع و بین‌المللی اقتصاد مقاومتی.تهران.

۲) حکمتی فرید (۱۳۹۷) ، برآورد ریسک سیستمی در بخش‌های مالی اقتصاد ایران.فصلنامه مدلسازی اقتصادی،(سال دوازدهم،شماره ۳ پیاپی ۴۳ ، پاییز ۹۷.

۳) عیسوی، محمود؛ قلیچ، وهاب (۱۳۹۵) سازوکار اثرگذاری صکوک بر شوک‌های ارزی با استفاده از مدل سبد بهینه دارایی و ارائه یک ابزار پیشنهادی، مطالعات اقتصاد اسلامی۱۶(۸)، صص ۱۳۷-۱۷۲.

۴) مصطفی پور، منوچهر (۱۳۸۸) آثار بحران مالی جهانی بر اقتصاد کشورهای آسیایی و چشم‌انداز اقتصاد آسیا طی سال‌های (۲۰۱۰-۲۰۰۹) مجله اقتصادی (۹)، صص ۱۱۶-۱۲۸.

5) Abbasi, Ibrahim; Sadeghi, Mohammad (۲۰۱۵) Estimation of value at risk of basic metals using a multivariate mushroom approach. Financial Engineering and Securities Management ۲۵, pp. ۶۲-۴۱0(inpersian)

6) Azeri Qara Lor, A. (۲۰۱۶) Comparison of systems risk measurement approaches in Tehran Stock Exchange companies. Master Thesis in Financial Engineering. Faculty of Finance, Kharazmi University.

7) Chavoshi, Seyed Kazem; Shirmohammadi, Fatemeh (۲۰۱۵) Identifying, measuring and managing the systemic risk of the country's financial system as a prerequisite for a resistance economy. Comprehensive and international meeting of the resistance economy. Tehran.(inpersian)

8) Hasanlu, Khadijeh (2015). Evaluating the share of banks, insurance and investment companies in systemic risk, Master's thesis in Financial Engineering, Faculty of Industrial Engineering, Khatam University, Tehran.(inpersian)

9) Hosseiniun, Nilofarsadat; Behnameh, Mehdi, Ebrahimi Salari, Taghi (۲۰۱۶) A Study of Transmission Rate of Return Rate Between Stock, Gold and Currency Markets in Iran. Iranian Economic Research ۶۶(۱۲) pp. .۱۵۰-۱۲۳.(inpersian)

10) Mehregan, Nader; Ahmadi Qomi, Mohammad Ali (۲۰۱۵) Currency Shocks and Financial Markets: Application of Panel Vector Automation Model. Quarterly Journal of Economic Research and Policy ۷۵pp. .۱۳۰-۱۰۳.(inpersian)

11) Mlambo, C., Maredza, A., & Sibanda, K. (2013). Effects of exchange rate volatility on the stock market: A case study of South Africa. Mediterranean Journal of Social Sciences, 4(14), 561.

12) Mouna, Aloui; Anis, Jarboui (2016): Market, interest rate, and exchange rate risk effects on financial stock returns during the financial crisis: AGARCH-M approach. In Cogent Economics & Finance 4 (1), p. 1125332.
13) Muradmand Jalali, M. (۲۰۱۵) Evaluation of the share of banks, insurance and investment companies in systemic risk. Master Thesis in Financial Engineering. Faculty of Industrial Engineering, Khatam University.(inpersian).
14) Pashazadeh, H .; Idol Breaker, m. .; Danesh Jafari, d. (2016). Ranking of banks in terms of resistance to systemic risk in line with the resistance financial system (quantum regression method and dynamic conditional correlation. Basij Strategic Studies, 72 (19) pp.99-79. (inpersian).
15) Raza, N., Ali, S., Ali, A., & Jamaludin, N. B. (2017). Volatility Transmission and Spillover Effects of Interest and Exchange Rate Risk: Evidence from Banking Sector of Pakistan. The Journal of Internet Banking and Commerce, 1-19. (inpersian)
16) Yu, Y., & Liao, D. (2017). Empirical Research on Spillover Effect among Stock, Money and Foreign Exchange Market of China. Modern Economy, 8(05), 655.