

فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هفتم/ شماره ۳/ پاییز ۱۳۹۹/ صفحات ۲۴-۱

انتخاب مدل مناسب در بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای مالی کشورهای منتخب اسلامی صادرکننده نفت^۱

زینت ذاکری

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبائی، zinat7479@yahoo.com

عباس شاکری*

استاد اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، shakeri.abbas@gmail.com

تیمور محمدی

دانشیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، atmahmadi@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۸/۲۹ تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۹/۲۱

چکیده

در سال‌های اخیر با گسترش فرایند جهانی شدن، ارتباط بین بازارهای مالی کشورهای مختلف از جمله کشورهای در حال توسعه مانند کشورهای اسلامی صادرکننده نفت عضو اوپک بیش از پیش شده و در نتیجه مدلسازی تلاطم بازده در بازارهای سهام بین‌المللی از نظر علم مالی موضوع با اهمیتی شده است. اهمیت این موضوع در مدیریت ریسک، قیمت-گذاری مشتقات مالی و پوشش ریسک ناشی از آنها، بازسازی و انتخاب سبدهای مالی است. نتایج تجربی نشان می‌دهند نحوه مدلسازی سرایت تلاطم در کسب نتایج وجود یا عدم وجود سرایت تلاطم بین بازارهای مالی مختلف از اهمیت زیادی برخوردار است. بر این اساس در مقاله حاضر دو رویکرد گارچ همبستگی شرطی پویا (DCC) چند متغیره و تلاطم تصادفی عاملی چند متغیره در مدلسازی سرایت تلاطم بین بازارهای منتخب با استفاده از ارزش در معرض خطر و محاسبه تابع زیان مقایسه شده است. برای کسب نتایج تجربی از داده‌های شاخص قیمت سهام در بازارهای مالی پنج کشور منتخب اسلامی و نفتی از جمله ایران، عربستان، امارات متحده عربی، قطر و نیجریه با تواتر روزانه طی دوره زمانی ۲۰۰۸/۱۲/۰۵ الی ۲۰۲۰/۰۲/۱۹ استفاده شده است. نتایج تجربی حاصل از آزمونهای کوپیک و کریستوفرسن نشان می‌دهند از هر دو رویکرد می‌توان جهت محاسبه ارزش در معرض خطر استفاده نمود اما با توجه به مقایسه توابع زیان، رویکرد مدل سازی تلاطم تصادفی عاملی چند متغیره نسبت به رویکرد گارچ همبستگی پویا (DCC) چند متغیره ارجحیت دارد.

واژه‌های کلیدی: سرایت تلاطم، الگوی تلاطم تصادفی عاملی، الگوی گارچ چند متغیره، کشورهای اسلامی نفتی

طبقه‌بندی JEL: G15, G14, G11

^۱ این مقاله مستخرج از رساله دکترای نویسنده اول در دانشگاه علامه طباطبائی است.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

در سال‌های اخیر با گسترش فرایند جهانی شدن ارتباط بین بازارهای مالی کشورهای مختلف از جمله کشورهای در حال توسعه مانند کشورهای اسلامی صادر کننده نفت عضو اوپک^۱ بیش از پیش شده و در نتیجه انگیزه سرمایه‌گذاران برای استفاده از استراتژی کسب سود غیر متعارف از طریق مبحث سرایت یعنی انتقال تلاطمات قیمت یک دارایی مالی (یا مجموعه‌ای از دارایی‌ها) به یک یا چند دارایی در بازار مالی کشورهای مختلف شده است. با آغاز تلاطم به دلیل تغییرات ناگهانی غیرمتعارف ناشی از رویدادهای اقتصادی، اجتماعی و سیاسی داخلی و جهانی، سرمایه‌گذاران ترکیب دارایی‌های خود را در سبد دارایی تغییر می‌دهند. این عامل از یک طرف آشفتگی در بازار بحران زده را تشدید کرده و از طرف دیگر تلاطمات و تکان‌ها را به بازارهای دیگر انتقال می‌دهد. بر این اساس تشخیص صحیح نحوه سرایت تلاطمات قیمت انواع دارایی-ها از بازار مالی یک کشور به بازار مالی کشور دیگر از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (پون و گرنجر^۲، ۲۰۰۳). به لحاظ تجربی، تحقیقات انجام شده نتایج متفاوت و مبهمی را برای سرایت تلاطم میان بازارهای مالی بین‌المللی مختلف نشان می‌دهند. مهم‌ترین دلایل ذکر شده برای نتایج متفاوت، نامناسب بودن مدلسازی تلاطم و استفاده از معیارهای نادرست بیان شده است. در سری‌های زمانی مالی، ویژگی مهم واریانس ناهمسانی است. برای تحلیل و مدلسازی واریانس ناهمسانی باید از مدل‌هایی استفاده شود که شروط ناهمسانی را به خوبی نمایش دهند. در این راستا تمرکز مقاله حاضر بر نحوه صحیح مدلسازی به منظور بررسی سرایت تلاطم که از این پس هم مفهوم افزایش ریسک در نظر گرفته می‌شود^۳، بین بازارهای مالی در کشورهای اسلامی صادر کننده نفت عضو اوپک با استفاده از دو رهیافت گارچ و تلاطم تصادفی است. فرضیه اصلی مقاله

^۱ OPEC

^۲ Poon & Granger

^۳ اگر انتقال زیان یک یا مجموعه‌ای از دارایی‌های مالی را از یک کشور به سایر کشورها به معنی سرایت تلاطم تعریف نماییم (Branger, Kraft, & Meinerding, 2009)، آنگاه سرایت تلاطم هم مفهوم افزایش ریسک خواهد شد. هر چند که این دو مفهوم دقیقاً یکی نیستند بدلیل آنکه تلاطم عدم اطمینان را نمایش می‌دهد و بنابراین می‌تواند با نتایج مثبت همراه باشد و این در حالی است که ریسک با نتایج نامطلوب همراه است. اما در اکثر تحقیقات مالی از این نکته چشم پوشی شده و تلاطم را هم ارز با ریسک در نظر می‌گیرند (پاکیزه، ۱۳۸۹).

این است که نحوه مدل‌سازی سرایت تلاطم بین بازارهای مالی کشورهای اسلامی صادر کننده نفت عضو اوپک در رویکردهای گارچ و تلاطم تصادفی متفاوت بوده و رویکرد تلاطم تصادفی روش مطلوب‌تری است. رد یا قبول این فرضیه نتایج مهمی در نحوه اتخاذ رویکرد مناسب برای مدل‌سازی در بازارهای مالی خواهد داشت. در ادامه مقاله به ترتیب ادبیات موضوع، طراحی الگوی تحقیق، تحلیل‌های تجربی و در انتها نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

در مباحث اقتصاد مالی، تلاطم اغلب برای توصیف پراکندگی از یک مقدار، قیمت یا مدل انتظاری ارائه شده و متناظر با عدم قابلیت پیش‌بینی، ناطمینانی و ریسک در نظر گرفته می‌شود. با جهانی شدن تجارت و سرمایه‌گذاری، تعاملات بین بازارهای مالی بین-المللی افزایش یافته است. این موضوع تمایل زیادی را جهت درک چگونگی سرایت تلاطمات یک بازار بر همان بازار در کشورهای دیگر به وجود آورده است.

۲-۱-۱- علت تلاطم در بازارهای مالی

برخی اقتصاددانان علت تلاطمات را ورود اطلاعات جدید و غیر منتظره می‌دانند که بازدهی‌های انتظاری یک دارایی را تغییر می‌دهد و معتقدند که تغییرات در تلاطمات بازار صرفاً تغییرات در محیط اقتصادی محلی یا جهانی را منعکس می‌کند (تسای^۱، ۲۰۰۲). فاما^۲ (۱۹۶۵) نشان داد که روزهای تجاری و غیرتجاری در تلاطمات بازار اثرگذار است. اثرات اهرمی نیز توضیحی برای تغییرات تلاطمات بازار هستند (راجکوپال و نتاچاکالام^۳، ۲۰۱۱). ولتیناهو^۴ (۲۰۰۲)، نشان داد تلاطم بازده سهام شرکت تابعی از اخبار منتشر شده درباره بازده انتظاری و اخبار انتشار یافته درباره جریان‌های نقدی غیر منتظره است. یعنی، تلاطم بازده مربوط به واریانس جریان نقدی است. هریس^۵ (۲۰۰۶) دریافت که تلاطمات زودگذر بازده سهام به علت معامله سهام توسط افراد ناآگاه است.

¹ Tsay

² Fama

³ Rajgopal & Venkatacgalam

⁴ Vuolteenaho

⁵ Harris

محققان دیگر به تغییرات بنیادی در رفتار سرمایه‌گذاران دقت نمودند که منجر به کنار گذاشتن فرضیه بازار کارا در حمایت از اقتصاد مالی رفتاری شده است. بر این اساس، تغییرات در تلاطمات بازار عمدتاً به وسیله تغییر در رفتار سرمایه‌گذار به وجود می‌آید. براساس یافته‌های شیلر^۱ (۲۰۰۱) قیمت‌های سهام در چند سال اخیر دارای تلاطم بسیار زیاد بودند که تنها با متغیرهای بنیادین قابل توضیح نیستند. در عوض، عوامل روانشناختی و اجتماعی و رفتاری که مستقیماً با عمل تجاری مرتبط هستند مانند افزایش پیش‌بینی‌های خوش‌بینانه توسط تحلیلگران، گسترش شدید حجم تجاری و افزایش در میزان مبادلات عامل این تحولات در بازار سهام هستند. در دسته‌بندی عوامل شناخته شده در توضیح تلاطم بازارهای مالی می‌توان به تراکم دارایی، توسعه یافتگی بازار، یکپارچگی بازار و ساختار خرد بازار نیز اشاره کرد (انگل و پاتون^۲، ۲۰۰۱).

۲-۱-۲- سرایت و بحران‌های تراز پرداخت‌ها (سرایت تلاطم میان بازار مالی کشورهای مختلف)

فوربز و ریگوبن^۳ (۲۰۰۰) نظریه‌های سرایت و بحران‌های میان بازارهای مالی کشورهای مختلف را بررسی کرده و آنها را به دو دسته نظریه‌های غیر مرتبط با بحران و نظریه‌های مرتبط با بحران تقسیم‌بندی می‌کنند. نظریه‌های غیر مرتبط با بحران، اشاره به مواردی دارند که در آنها انتقال به طور کامل توسط روابط اقتصادی میان کشورها یا علامت‌دهی سرمایه‌گذاران تعیین می‌شود. در این نظریه‌ها انتقال بر اساس چهار مسیر اصلی: سرریزهای تجاری، پیوندهای مالی، عوامل خارجی مشترک و یادگیری هستند. نظریه‌های مرتبط با بحران، اشاره به مواردی دارند که در آنها انتقال به وسیله‌ی مابانی اقتصادی و مالی یا پیوندهای حقیقی میان بازارها قابل توجیه نیستند. در این دورنما، تنها به خاطر انتظارات خودمحقق شونده^۴ سرمایه‌گذاران، حتی کشورهایی با زیر ساخت‌های سالم یا با حداقل مشکلات ساختاری هم می‌توانند تأثیر بپذیرند. این دیدگاه سه تفسیر اصلی را مشخص می‌کند: رفتار گله‌ای، تعادل‌های چندگانه و شوک‌های نقدینگی درونزا.

¹ shiller

² Engel & Patton

³ Forbes & Rigobon

⁴ self- fulfilling

۲-۱-۳- منافع پرتفوی بین‌المللی

تنوع سبد (پرتفولیو) بین‌المللی از دیرباز به عنوان یک راه موثر برای رسیدن به بازده تعدیل شده توسط ریسک^۱ بالاتر در مقایسه با بازده تعدیل شده توسط ریسک در سبد سرمایه‌گذاری داخلی، در نظر گرفته شده است. تنوع بین‌المللی خطر شراکت را در میان سرمایه‌گذاران جهانی تسهیل می‌کند. شوک‌های غیر متعارف در بازارهای بین‌المللی متنوع هستند. بنابراین، سرمایه‌گذارانی که استراتژی‌های متنوع‌سازی بین کشوری را دنبال می‌کنند ممکن است خطرات خاص کشوری را از بین ببرند اما هنوز در مقابل شوک‌های متعارف آسیب پذیرند. بنابراین، مزایای داشتن تنوع در پرتفوی جهانی، به طور حیاتی به اندازه نسبی آن، تلاطم و تداوم شوک‌های متعارف و غیر متعارف بستگی دارد (جوریون^۲، ۱۹۸۵).

۲-۱-۴- مدل‌سازی و رویکردهای مواجهه با تلاطم

یکی از فرضیات اصلی در مدل قیمت‌گذاری بلک-شولز، ثابت بودن تلاطم یا میزان عدم اطمینان نسبت به بازده دارایی می‌باشد. با توجه به اینکه برخی تحقیقات تجربی نشان می‌دهند تغییرات کوچک قیمت دارایی در برخی دوره‌ها از تغییرات کوچک دیگر تبعیت کرده و دوره‌های دیگر تغییرات بزرگ از تغییرات بزرگ دیگر تبعیت می‌کنند، نتیجه گرفته شده است که تلاطم پدیده‌ای خوشه‌ای است. خوشه‌ای بودن تلاطم به این معنی است که تلاطم پذیری خود همبسته است و رفتار میانگین بازگشتی دارد. به منظور مطالعه و پیش‌بینی تلاطم‌ها در سری‌های زمانی مالی مدل‌های مختلفی ارائه شده که می‌توان به طور کلی آنها را به سه دسته تقسیم نمود:

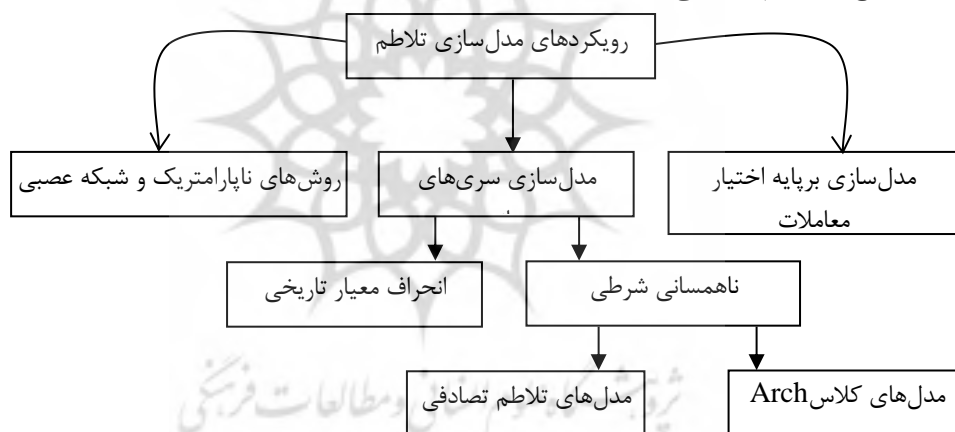
۱. پیش‌بینی تلاطم‌ها بر پایه اختیار معاملات
 ۲. پیش‌بینی تلاطم‌ها با استفاده از روش‌های ناپارامتریک و استفاده از شبکه‌های عصبی
 ۳. مدل‌های پیش‌بینی تلاطم‌ها مبتنی بر سری‌های زمانی
- تمامی این مدل‌ها، امکان توضیح خوشه‌ای بودن تلاطم را دارند. اما در میان رویکردهای ارائه شده روش‌های مدل‌سازی سری‌های زمانی بیشترین کاربرد را در مدل‌سازی تلاطم

^۱ درجه‌ای از ریسک پذیرفته شده برای دستیابی به سود بالفعل یا بالقوه سبد سرمایه‌گذاری را بازده تعدیل شده توسط ریسک (Risk-Adjusted-Return) می‌نامند.

^۲ Jorion

دارند. مدل‌های پیش‌بینی تلاطم مبتنی بر مدل‌های سری زمانی به دو دسته تقسیم‌بندی می‌شوند (پون و گرنجر، ۲۰۰۳):

۱. پیش‌بینی بر اساس انحراف معیار تاریخی
۲. مدل‌های ناهمسان شرطی: این دسته از مدل‌ها خود به دو بخش مدل‌های تلاطم‌های شرطی کلاس ARCH و مدل‌های تلاطم تصادفی تقسیم‌بندی می‌شوند. با توجه به شکل (۱) مدل‌های ناهمسانی شرطی می‌توانند در دو طبقه کلی قرار گیرند. مدل‌هایی که در طبقه اول قرار می‌گیرند (مدل کلاس ARCH)، از یک تابع دقیق^۱ (معین) برای تشریح سیر تکاملی واریانس (σ_t^2) استفاده می‌نمایند. درحالی‌که مدل‌هایی که در طبقه دوم قرار می‌گیرند (مدل تلاطم تصادفی^۲)، از معادله تصادفی برای توصیف σ_t^2 استفاده می‌نمایند. در این مقاله برای الگو سازی نحوه سرایت تلاطم دو رویکرد گارچ و تلاطم تصادفی استفاده و مقایسه شده است.



شکل (۱): دسته‌بندی رویکردهای مدل‌سازی تلاطم

منبع: یافته‌های تحقیق

۲-۲- مطالعات تجربی

مطالعات کاربردی تجربی در سهام متقابل بین کشورها، در ادبیات تجربی گسترده نیستند. احتمالاً به دلیل پیچیدگی بالای آن است. به دلیل آنکه عوامل بسیاری وجود

¹ Exact Function

² Stochastic Volatility

دارد که هنگام تجزیه و تحلیل مبادله اطلاعات در یک بازار سهام در داد و ستد با بازارهای مختلف می‌بایست در نظر گرفته شوند (یو و فونگ^۱، ۲۰۰۰).

پاکیزه^۲ (۱۳۸۹)، به بررسی رابطه‌ی بین بازده بازار و تلاطم پیش‌بینی شده و غیر منتظره می‌پردازد. مدل‌های بکارگرفته شده شامل دو مدل متقارن آرچ و قارچ و دو مدل نامتقارن جی قارچ و ای قارچ است. نوآوری کار وی در استفاده از روش شناسی خارج از نمونه بجای درون نمونه است. بازارهای مورد بررسی، بازار بورس تهران، بورس استانبول و بورس نزدیک هستند. وجود رابطه منفی و ضریب تعیین پایین نشان می‌دهد، نظریه قیمت گذاری دارایی‌ها که بیانگر وجود رابطه مثبت بین بازده و تلاطم است، رد می‌شود. مفتخر دریایی‌نژاد^۳ (۱۳۹۱) در مطالعه خود ارتباط بین بازده لگاریتمی دارایی‌های انس طلا، نرخ برابری یورو به دلار آمریکا و شاخص سهام S&P500 با استفاده از داده‌های روزانه‌ی بازارهای بین‌المللی، از نخستین روز کاری سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲/۹/۲۱ مورد بررسی قرار داد. شناسایی سرایت بازدهی بین بازارها با بهره‌گیری از مدل خود همبسته برداری فراهم شد. نوآوری این مطالعه استفاده از مدل‌های VAR-MGARCH برای شناسایی جهت و اثر سرریز اطلاعات بین بازارهای انس طلا، ارز و سهام است. همچنین او در راستای کمی‌سازی ریسک سبد متشکل از این سه دارایی، سنجش ارزش در معرض ریسک را معرفی کرد. ارزش در معرض ریسک سبد مذکور را در سطح اطمینان ۹۹٪ برای پیش‌بینی یک روزه و پنجره‌های غلتانی با طول ۵۰۰ و ۷۵۰ مشاهده، با بهره‌گیری از رویکرد پارامتری با فرض توزیع نرمال و تی‌استیودنت چندمتغیره برآورد کرد. در مرحله‌ی بعد با به کارگیری رویکرد مقایسه‌ای تابع زیان لویز، مجموع زیان انباشته و تابع زیان شنر، عملکرد روش‌های با کفایت در برآورد ارزش در معرض ریسک سبد دارایی را رتبه‌بندی نمود. نتایج این مطالعه نشان داد که با تغییر طول پنجره‌ی غلتان، ساختار ارزیابی عملکرد روش‌های مختلف برآوردکننده‌ی ارزش در معرض ریسک، تغییر خواهد نمود.

¹ Xu and Fung

² Pakizeh (2011)

³ Mofitakhar Daryaie Nejad (2012)

عباسی نژاد و همکاران^۱ (۱۳۹۳) به مقایسه مدل‌های نوسان پذیری چندمتغیره در برآورد رابطه بین نرخ ارز و شاخص سهام در ایران بر پایه داده‌های روزانه از سال ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۲ پرداختند و نشان دادند که افزایش رشد نرخ ارز باعث افزایش رشد شاخص سهام می‌شود ولی تغییرات بازار سهام اثر معنی‌داری بر رشد نرخ ارز ندارد. همچنین افزایش نوسانات در یک بازار باعث افزایش نوسانات در بازار دیگر می‌شود. در این مطالعه به منظور برآورد نوسان‌پذیری نرخ ارز و شاخص بازار سهام و رابطه نوسانات بین این دو متغیر از مدل‌های دو متغیره گارچ BEKK-GARCH، BEKK-t-GARCH و DCC-GARCH و مدل دو متغیره تلاطم تصادفی (SV) استفاده شده است. از هر یک از این مدل‌ها برآوردی از تلاطم نرخ ارز و شاخص سهام و رابطه بین نوسانات این دو متغیر به دست آمد. همچنین آنها برای اینکه مشخص شود کدام برآورد تلاطم بهتر است از آزمون‌های تشخیصی و روش مقایسه‌ای خارج نمونه‌ای غیرمستقیم استفاده کردند. در روش مقایسه‌ای خارج نمونه‌ای غیرمستقیم، ارزش در معرض خطر (VAR) را با استفاده از تلاطم پیش‌بینی شده از مدل‌ها برای دوره بعد محاسبه نموده و بازده محقق شده در قالب یک تابع زیان مقایسه نمودند. براساس ارزیابی‌های انجام شده مدل تلاطم تصادفی برآورد بهتری از تمام انواع گارچ ارائه نمی‌کند بلکه مدل BEKK-t-GARCH که جملات اخلاص را با توزیع غیر گاوسی (توزیع t) در نظر می‌گیرد، برآورد بهتری از تلاطم پذیری نرخ ارز و شاخص سهام ارائه می‌دهد.

نعیمه^۲ (۲۰۱۲)، ارتباطات مالی جهانی و منطقه‌ای بین بازارهای سهام خاورمیانه و شمال آفریقا با بازارهای مالی توسعه یافته‌تر و همچنین ارتباطات مالی درون منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا را بررسی می‌کند. در این تحقیق با استفاده از مدل GARCH، رابطه علیت در واریانس و تلاطمات شرطی در بازار سهام بررسی شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد انتقال و ارتباط بین بازارهای سهام کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا وجود دارد.

مجدوب و منصور^۳ (۲۰۱۴)، بی‌ثباتی رابطه بین بازار سهام ایالات متحده و پنج بازار در حال توسعه اسلامی را بررسی کردند. با بررسی سه مدل متنوع گارچ به نام‌های BEKK،

¹ AbbasiNejad et al. (2014)

² Neaime

³ Majdoub & Mansour

CCC، DCC؛ آنها متوجه شدند که بازار سهام ایالات متحده و بازارهای سهام اسلامی ارتباط ضعیفی با هم دارند.

عباس و همکاران^۱ (۲۰۱۳) به بررسی وجود انتقال تلاطم در میان بازارهای سهام منطقه‌ای پاکستان، چین، هند و سریلانکا پرداختند. در این تحقیق برای کشورهای توسعه یافته، شاخص‌های سهام ایالات متحده آمریکا، بریتانیا، سنگاپور و ژاپن در نظر گرفته شده است. نتایج حاصل در میان کشورهای توسعه یافته و آسیایی نشان می‌دهد که انتقال تلاطم بین کشورهای دوست از مناطق مختلف با پیوندهای اقتصادی وجود دارد. همچنین شواهدی از انتقال تلاطم در بین کشورهایی که در شرایط غیر دوستانه هستند، نیز بدست آمده است.

ابس و تریچیلی^۲ (۲۰۱۵) به بررسی تلفیق پویا در مجموعه بزرگی از بازارهای سهام اسلامی توسعه یافته و نو ظهور جهت ایجاد مزایای بالقوه گوناگونی در دوره‌های آرام و پر تنش پرداختند. نتایج تجربی مدل تصحیح خطای برداری محاسبه شده نشان دهنده کمترین سطح تلفیق کوتاه مدت در میان گروه‌بندی اقتصادی بازارهای در حال ظهور اروپایی-آسیایی، بازارهای سهام اسلامی منا (کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا) - آمریکای لاتین و بازارهای اروپایی-آمریکای لاتین بوده است. علاوه بر این سطح تلفیق و رابطه علیت میان بازارهای سهام اسلامی در طول زمان تغییر می‌کند، به ویژه در دوره‌هایی که در آنها بحران مالی وجود دارد.

بررسی مطالعات تجربی صورت گرفته نشان می‌دهد نحوه مدلسازی در نتایج حاصل از تحقیق تأثیرگذار و با اهمیت است. در بیشتر مطالعات صورت گرفته برای مدلسازی سرایت تلاطم از مدل‌های کلاس گارچ یک یا چند متغیره استفاده شده و مدل تلاطم تصادفی چند متغیره علی‌رغم توانایی بیشتر به دلیل سختی مراحل برآورد چندان مورد استفاده قرار نگرفته است. همچنین بررسی تحقیقات گذشته نشان می‌دهد برای مقایسه و انتخاب مدل بهینه از میان دو رویکرد روش شناسی خارج از نمونه و روش شناسی درون نمونه‌ای رویکرد اول ارجحیت داشته و سنجه ارزش در معرض ریسک، سنجه‌ای مناسب برای مقایسه و انتخاب الگوی مناسب است. بر این اساس نویسندگان مقاله

¹ Abbas

² Abbas & Trichilli

تصمیم به تحقیق در مورد انتخاب مدل مناسب در بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای مالی کشورهای منتخب اسلامی صادرکننده نفت گرفتند.

۳- طراحی الگوی تحقیق

۳-۱- ساختار مدل تلاطم

مدل‌های تلاطم تصادفی حالت توسعه یافته مدل بلک-شولز هستند. در این مدل‌ها، تلاطم از یک معادله دیفرانسیل تصادفی تبعیت می‌کند. به عبارت دیگر در این دسته از مدل‌ها یک جزء تصادفی در مدل واریانس شرطی وارد می‌شود. اگر r_t بازدهی لگاریتمی دارایی در زمان t باشد. ایده اصلی مطالعه تلاطم در این است که سری $\{r_t\}$ همبستگی سریالی ندارد یا حداقل به طور جزئی در مرتبه‌های پایین‌تر همبستگی سریالی دارد. با این وجود این سری یک سری وابسته است. مدل‌های تلاطم در تلاش هستند که چنین وابستگی در سری بازدهی را لحاظ نمایند.

برای اینکه مدل‌های تلاطم در یک چشم انداز مناسب قرار گیرند بهتر است که میانگین و واریانس شرطی بازدهی با توجه به معلوم بودن اطلاعات گذشته بررسی شوند که به صورت زیر است:

$$\mu_t = E(r_t | F_{t-1}), \quad \sigma_t^2 = \text{var}(r_t | F_{t-1}) = E((r_t - \mu_t)^2 | F_{t-1}) \quad (1)$$

در میانگین و واریانس شرطی رابطه (۱)، F_{t-1} اشاره به مجموعه اطلاعات موجود در زمان $t-1$ دارد. معمولاً F_{t-1} شامل همه توابع خطی بازدهی‌های گذشته می‌باشد.

۳-۲- تفاوت دو رویکرد گارچ و تلاطم تصادفی در مدل سازی تلاطم

مدلهای ناهمسان شرطی بر روی سیر تکاملی σ_t^2 تمرکز دارند. رویکردهای مختلف مدلسازی تلاطم براساس شیوه تکامل σ_t^2 در طی زمان از یکدیگر متمایز می‌گردند. مدل‌های ناهمسان شرطی می‌توانند در دو طبقه کلی قرار بگیرند. مدل‌هایی که در طبقه اول قرار می‌گیرند از یک تابع دقیق برای تشریح سیر تکاملی σ_t^2 استفاده می‌نمایند که به آن مدل گارچ می‌گویند. درحالی‌که مدل‌هایی که در طبقه دوم قرار می‌گیرند از معادله تصادفی برای توصیف σ_t^2 استفاده می‌نمایند که مدل تلاطم تصادفی در این طبقه قرار می‌گیرد.

۳-۳- رویکرد گارچ (GARCH) در مدلسازی تلاطم

آرچ تعمیم یافته یا گارچ (GARCH) توسط بولرسلو^۱ (۱۹۸۶) مطرح شده است. برای تشریح مدل یک سری بازدهی لگاریتمی، اگر $a_t = r_t - \mu_t$ نوآوری در زمان t باشد. a_t از فرایند زیر تبعیت می‌کند:

$$a_t = \sigma_t \epsilon_t, \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2)$$

که در آن، سری $\{\epsilon_t\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی دارای توزیع یکسان و مستقل (iid) با میانگین صفر و واریانس یک، $\alpha_0 > 0$ ، $\alpha_i \geq 0$ ، $\beta_j \geq 0$ و $\sum_{i=1}^m (\alpha_i + \beta_j) < 1$ است. یک نکته مشخص در این فرمول این است که برای $i > m$ مقدار $\alpha_i = 0$ و برای $s > j$ مقدار $\beta_j = 0$ است. محدودیت بعدی، محدودیت برای $\alpha_i + \beta_j$ است یعنی واریانس غیر شرطی a_t معین است. درحالی‌که واریانس شرطی آن یعنی σ_t^2 در طول زمان تکامل می‌یابد. در اینجا نیز فرض می‌شود که ϵ_t از یک توزیع نرمال استاندارد یا توزیع تی-استیودنت استاندارد شده یا توزیع خطای تعمیم یافته تبعیت می‌کند. اگر $s = 0$ شود آنگاه مدل گارچ به مدل آرچ ARCH(m) کاهش می‌یابد.

۳-۴- رویکرد تلاطم تصادفی (SV) در مدلسازی تلاطم

روش دیگر برای توصیف تکامل تلاطم یک سری زمانی مالی رویکرد تلاطم تصادفی است. اگر a_t نوآوری در زمان t باشد، آنگاه با استفاده از تحقیقات ملینو و تورنبول^۲ (۱۹۹۰)، هاروی، رویز و شفارد^۳ (۱۹۹۴)، جاکویر، پلسن و روسی^۴ (۱۹۹۹) و تیلور^۵ (۲۰۰۴)، σ_t^2 از فرایند زیر تبعیت کرده و رویکرد تلاطم تصادفی در مدل سازی تلاطم استفاده خواهد شد. آنگاه برای نوآوری a_t خواهیم داشت:

$$a_t = \sigma_t \epsilon_t, \quad (1 - \alpha_1 B - \dots - \alpha_m B^m) \ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + v_t \quad (3)$$

جهت اطمینان از مثبت بودن واریانس شرطی، در مدل‌های تلاطم تصادفی از $\ln(\sigma_t^2)$ به جای σ_t^2 استفاده می‌شود. در این مدل سری ϵ_t دارای توزیع iid $N(0,1)$ و نوآوری v_t دارای توزیع $iidN(0, \sigma_v^2)$ هستند. دو سری $\{\epsilon_t\}$ و $\{v_t\}$ مستقل از همدیگر، α_0 عدد

¹ Bollerslev

² Melino & Turnbull

³ Harvey, Ruiz & Shephard

⁴ Jacquier, Polson & Rossi

⁵ Taylor

ثابت و همچنین ضریبهای چندجمله‌ای $1 - \sum_{i=1}^m \alpha_i B^i$ بزرگتر از صفر هستند. اساساً اضافه نمودن V_t به مدل نسبت به روش گارچ انعطاف پذیری آن را در توصیف تکامل σ_t^2 افزایش می‌دهد، اما موجب سخت‌تر شدن تخمین پارامتر می‌گردد.

۳-۵- مدل گارچ و تلاطم تصادفی عاملی چند متغیره تحقیق

۳-۵-۱- مدل گارچ چند متغیره تحقیق

اگر r_t بردار تصادفی از بازده سهام کشورهای منتخب اسلامی صادرکننده عضو اوپک و μ_t میانگین آن باشند، آنگاه خواهیم داشت:

$$r_t = \mu_t + a_t r_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

آنگاه جزء خطای رابطه فوق را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$a_t = H_t^{1/2} \varepsilon_t \quad (5)$$

در رابطه فوق، $H_t^{1/2}$ یک ماتریس معین مثبت $(N \times N)$ بوده و H_t ماتریس همبستگی شرطی بردار تصادفی بازده سهام است. ε_t بردار $(N \times 1)$ شرطی iid با میانگین $E[\varepsilon_t] = 0$ و واریانس $V[\varepsilon_t] = H_t$ است. مدل‌های همبستگی شرطی بر اساس نحوه تجزیه ماتریس کواریانس شرطی H_t تقسیم‌بندی می‌شوند. یک رویکرد از مدل‌های همبستگی شرطی، رویکرد همبستگی شرطی پویا (DCC) است که در آن ماتریس همبستگی تلاطم بین متغیرهای مختلف وابسته به زمان است.

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (6)$$

$$D_t = \text{diag}(h_{1t}^{1/2}, h_{2t}^{1/2}, \dots, h_{nt}^{1/2})$$

$$h_{it} = \omega_i + \sum_{q=1}^Q \alpha_{iq} \varepsilon_{i,t-q}^2 + \sum_{p=1}^P \beta_{ip} h_{i,t-p}, \quad i = 1, 2, \dots, 5$$

که در آن، D_t انحراف معیار شرطی جملات اخلاص معادلات میانگین و یا تلاطم است. R_t ماتریس همبستگی تلاطم بین بازدهی سهام کشورهای منتخب است. با توجه به اینکه ماتریس H_t مثبت معین است، ماتریس R_t نیز می‌بایست مثبت معین و درایه‌های آن همگی کوچکتر و مساوی یک باشند. نحوه تجزیه R_t به منظور برقراری این شرطها بصورت رابطه زیر است:

$$Q_t = \bar{Q} + a(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1} - \bar{Q}) + b(Q_{t-1} - \bar{Q}) = (1 - a - b)\bar{Q} + a\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1} + bQ_{t-1} \quad (7)$$

که در آن، a و b اسکالر و مثبت هستند. همچنین مجموع آنها می‌بایست کمتر از یک باشد. این شروط باعث می‌شود ماتریس Q_t مانا و مثبت معین باشد. بر این اساس می‌توان ماتریس همبستگی R_t را بر اساس ماتریس Q_t به شکل زیر نوشت:

$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{-1/2} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-1/2} \quad (۸)$$

۳-۵-۲- مدل تلاطم تصادفی عاملی چند متغیره تحقیق

اگر Σ_t ماتریس کواریانس زمان متغیر با درجه آزادی $\frac{m(m+1)}{2}$ وقتی که m ابعاد مقطعی بردار مشاهدات باشد، یک راه برای برطرف کردن مزاحمت ابعاد، استفاده از عامل‌های نهفته^۱ و دستیابی به تخمینی کارا برای Σ_t است. ایده اصلی در مدل‌های عاملی نهفته این است که مدل‌های با ابعاد بالا را می‌توان بر اساس منابع تصادفی کمی بررسی نمود. در واقع منابع تصادفی هستند که عوامل را کنترل کرده و تعامل بین مشاهدات را نمایش می‌دهند. در حالت مرسوم مدل عاملی نهفته با s عامل تجزیه ماتریس Σ_t بصورت رابطه (۹) نمایش داده می‌شود:

$$\Sigma_t = \tilde{\Sigma}_t + \bar{\Sigma}_t \quad (۹)$$

که در آن مرتبه $\tilde{\Sigma}_t$ برابر با $m < r$ است و $\bar{\Sigma}_t$ ماتریس قطری واریانس جملات خطا است.

بردار مشاهدات بازده سهام کشورهای اسلامی صادرکننده نفت $y_t = (y_{t1}, \dots, y_{tm})^T$ بر اساس الگوی تلاطم تصادفی چند متغیره عاملی بصورت رابطه (۱۰) مدل‌سازی شده است:

$$\begin{aligned} y_t &= \Lambda f_t + e_t \\ f_t &= \exp(h_t/2) \varepsilon_t \\ h_{t+1} &= \mu_t + \Phi_t h_t + \sigma_t, \quad i = 1, \dots, m \\ y_t | \Lambda, f_t, \bar{\Sigma}_t &\sim N_m(\Lambda f_t, \bar{\Sigma}_t) \end{aligned} \quad (۱۰)$$

$$f_t | \bar{\Sigma}_t \sim N_r(0, \bar{\Sigma}_t)$$

که در آن $f_t = (f_{t1}, \dots, f_{tr})^T$ بردار عوامل، μ_t ، Φ_t و σ_t پارامترهای الگو و h_t واریانس است که خود به صورت یک عامل نهفته تعریف شده و از الگوی خودرگرسیون تبعیت

^۱ Latent factors

می‌کند و $\Lambda \in R^{m \times r}$ ماتریس بار عاملی است. فرض بر این است که f_t به جای فرآیند $AR(1)$ نهفته از فرآیند ARCH نهفته تبعیت می‌کند. ماتریس‌های همبستگی $\bar{\Sigma}_t$ و $\tilde{\Sigma}_t$ هر دو قطری هستند و فرآیند تلاطم تصادفی مستقل را نمایش می‌دهند:

$$\begin{aligned}\bar{\Sigma}_t &= \text{diag}(\exp(\bar{h}_{t1}), \dots, \exp(\bar{h}_{tm})) \\ \tilde{\Sigma}_t &= \text{diag}(\exp(\tilde{h}_{t1}), \dots, \exp(\tilde{h}_{tr}))\end{aligned}\quad (11)$$

$$\begin{aligned}\bar{h}_{ti} &\sim N(\bar{\mu}_i + \bar{\varphi}_i(\bar{h}_{t-1i} - \bar{\mu}_i), \bar{\sigma}_i^2) & i = 1, \dots, m \\ \tilde{h}_{tj} &\sim N(\tilde{\mu}_j + \tilde{\varphi}_j(\tilde{h}_{t-1j} - \tilde{\mu}_j), \tilde{\sigma}_j^2) & j = 1, \dots, r\end{aligned}$$

در رابطه فوق، $\exp(\cdot)$ و $\log(\cdot)$ به ترتیب نشان‌دهنده عملگر نمایی جز به جز و عملگر لگاریتمی هستند و $\text{diag}\{\cdot\} = \text{diag}\{\exp(\cdot), \dots, \exp(\cdot)\}$ نشان‌دهنده ماتریس قطری $m \times m$ است. با توجه به رابطه (۱۰) می‌توان رابطه (۹) را به شکل زیر بازنویسی نمود:

$$\Sigma_t = \Lambda \tilde{\Sigma}_t \Lambda^T + \bar{\Sigma}_t \quad (12)$$

مسأله شناسایی الگو وابسته به محدودیت‌های اعمال شده بر ماتریس بار عاملی Λ است.

۴- تحلیل‌های تجربی

۴-۱- آمار توصیفی داده‌های تحقیق

در این بخش از مطالعه برای برآورد مدل‌های خود از داده‌های روزانه پنج کشور اسلامی و نفتی از جمله ایران، عربستان، امارات متحده عربی، قطر و نیجریه استفاده شده است. انتخاب این کشورها بر اساس محدودیت وجود اطلاعات در بیشترین دوره زمانی بوده است، بطوریکه نویسندگان مجبور به حذف کشورهایی مانند عراق به دلیل نداشتن اطلاعات شدند. جهت برآورد الگو از اطلاعات ۲۹۲۵ روز قیمت سهام طی دوره زمانی ۲۰۰۸/۱۲/۰۵ الی ۲۰۲۰/۰۲/۱۹ که بیشترین دوره زمانی را در برداشتند، استفاده شده است. اطلاعات از پایگاه اطلاعاتی اینترنتی (پایگاه‌های اطلاع رسانی سازمان بورس اوراق بهادار تهران و سازمان بورس اوراق بهادار کشورهای منتخب) گرفته شده‌اند.

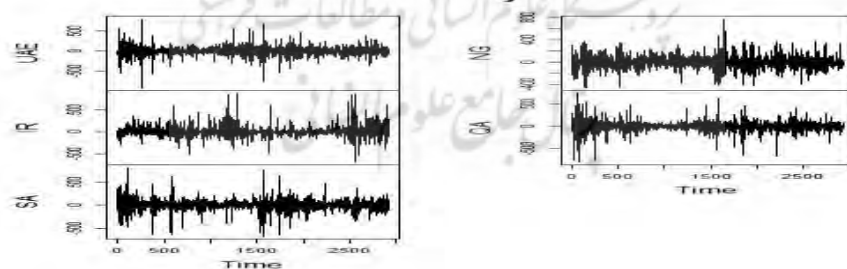
نمودار (۱) مربوط به بازده سهام هر یک از کشورهای مورد نظر طی دوره مورد بررسی است. مقایسه نمودار کشورها نشان دهنده خوشه‌ای بودن تلاطم سری زمانی بازدهی سهام کشورها در برخی از دوره‌های زمانی بخصوص مقاطع زمانی ۲۰۰۸ (ابتدای دوره مورد بررسی) و ۲۰۱۴ بوده به‌طوری‌که می‌توان تبعیت تلاطم بزرگ از یک تلاطم بزرگ دیگر و یک تلاطم کوچک از تلاطم کوچک دیگر را در نمودارها تشخیص داد. بررسی

آمار توصیفی سری‌های زمانی بازده سهام کشورهای منتخب در جدول (۱) نشان می‌دهد که بازده سهام در همه کشورهای بجز نیجریه بطور متوسط رشد مثبت داشته است. بررسی تلاطمات بازده در بازارهای مختلف نیز نشان می‌دهد کمترین تلاطم مربوط به بازار کشور امارات متحده عربی و بیشترین تلاطم مربوط به کشور نیجریه بوده است. آماره چولگی بازده سهام کشورهای مختلف نیز نشان می‌دهد سری زمانی آنها توزیع نامتقارن داشته بطوریکه توزیع در بازارهای ایران و نیجریه چوله به راست و توزیع در بازارهای امارات متحده عربی، قطر و عربستان چوله به چپ هستند. آماره کشیدگی نیز نشان می‌دهد توزیع بازده سهام کشورهای منتخب از نرمال بیشتر است.

جدول (۱): آمار توصیفی داده‌های بازده روزانه طی دوره زمانی ۲۰۰۸/۱۲/۰۵ - ۲۰۲۰/۰۲/۱۹

آماره	ایران	عربستان سعودی	قطر	امارات متحده عربی	نیجریه
میانگین	۰/۰۰۱۵۷	۰/۰۰۰۱۸۴	۰/۰۰۰۱۶۸	۰/۰۰۰۲۰۷	-۰/۰۰۰۰۳۸
انحراف استاندارد	۰/۰۱۱۹۵۲	۰/۰۱۱۱۳۵	۰/۰۱۱۴۳۹	۰/۰۰۹۴۴۲	۰/۰۱۰۲۷۲
چولگی	۱/۸۴۵۰۴۷	-۰/۴۱۵۹۳۲	-۰/۴۶۶۵۶۵	-۰/۴۱۵۹۳۲	۰/۲۲۰۰۸۳
فزونی کشیدگی توزیع نسبت به نرمال	۶/۲۲۵	۶/۵۹۰	۷/۷۸۴	۴/۲۹۸	۳/۹۵۴

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار (۱): بازده روزانه سهام کشورهای اسلامی نفتی طی دوره زمانی ۲۰۰۸/۱۲/۰۵ -

۲۰۲۰/۰۲/۲۱

قطر (QA) - عربستان سعودی (SA) - امارات متحده عربی (UAE) - نیجریه (NG) - ایران (IR)

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲- برآورد پارامترها در دو مدل گارچ و تلاطم تصادفی عاملی چند متغیره تحقیق

۴-۲-۱- برآورد پارامترها رویکرد گارچ همبستگی پویا چند متغیره DCC

برای تخمین پارامترهای الگوی گارچ همبستگی پویا (DCC) چند متغیره از توزیع نرمال چند متغیره در نرم افزار (R) استفاده شد. با توجه به مقادیر آماره t کلیه پارامترهای به لحاظ آماری پذیرفته شده‌اند. جدول (۲) ضرایب برآورد شده معادله واریانس شرطی (رابطه ۷) را مشخص می‌سازد. ω عرض از مبدا، α و β به ترتیب ضرایب بخش غیر شرطی و شرطی معادله واریانس ناهمسانی شرطی هستند. مقایسه مقداری ضرایب بخش شرطی واریانس ناهمسانی بازار مالی کشورهای منتخب نشان می‌دهد بزرگترین ضریب مربوط به بازار مالی کشور ایران و پس از آن کشورهای عربستان و امارات هستند. به این معنی که در طول زمان بیشترین تکامل شرطی واریانس مربوط به این بازارها است. بعلاوه هم‌چنان که مشاهده می‌شود شرط مجموع α و β کوچکتر از یک نیز برای پارامترهای آرچ و گارچ برقرار است.

با استفاده از ضرایب بدست آمده مقدار یک گام به جلو تلاطم پیش بینی شده و از آن برای محاسبه ارزش در معرض خطر برای مقایسه دو رویکرد در مراحل بعدی استفاده شده است.

جدول (۲): ضرایب برآورد شده در مدل گارچ برای کشورهای منتخب طی دوره زمانی

۲۰۰۸/۱۲/۰۵ - ۲۰۲۰/۰۲/۱۹

شرح	پارامتر	ضریب	آماره t
امارات متحده عربی	Ω	۲۲۲/۶۳	۲/۰۸۲
	A	۰/۱۱۷	۵/۳۵۸
	B	۰/۸۶۷	۲۸/۸۵۲
ایران	Ω	۶۲/۱۰۳	۲/۲۸۲
	α	۰/۰۳۹	۶/۵۹۵
	β	۰/۹۵۵	۱۶۱/۵۸۹
قطر	ω	۳۲۹/۰۰۹	۲/۷۳۴
	A	۰/۱۱۴	۵/۱۷۹

۳۳/۵۱۵	۰/۸۵۳	B	
۲/۷۷۹	۹۱۲/۱۵۸	ω	نیجریه
۴/۱۱۵	۰/۱۷۶	α	
۱۰/۰۲۴	۰/۷۲۱	β	
۱/۸۳۷	۱۲۱/۱۳۹	ω	عربستان
۴/۱۴۲	۰/۱۲۱	α	
۳۰/۲۷۷	۰/۸۷۸	β	
۳/۱۷۹	۰/۰۰۸	dcc α	پارامترهای DCC (Joint Dcc)
۲۹/۷۶۹	۰/۹۳۶	dcc β	پارامترهای DCC (Joint Dcc)
۵۸/۳۱۳			آکائیک (Akaike)
۵۸/۵۳۲			بیز (Bayes)
۵۸/۳۹۲			حنان-کوئین (-Hannan-) (Quinn)
۲/۵۰۶			آزمون DCC
۰/۲۸۵			P value

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲-۲- برآورد پارامترها رویکرد تلاطم تصادفی عاملی چند متغیره

برای تخمین الگو تلاطم تصادفی عاملی از دو عامل نهفته، الگوریتم زنجیره مارکوف مونت کارلو^۱ و روش بیزین در پکیج نرم‌افزاری (R) استفاده شده است. تعداد مطلوب تکرار (۱۰۰۰۰) انجام شد و ماتریس همبستگی پسین با ابعاد پنج در پنج (تعداد کشورهای مورد بررسی) بدست آمد. به منظور بررسی شناسایی الگو از روش معمول در الگوهای تلاطم تصادفی یعنی پایین مثلثی بودن ماتریس بار عاملی استفاده شده است (زو و همکاران،^۲ ۲۰۱۴). آزمون شناسایی تعداد و تعیین بازار کشورهای منتخب بعنوان عامل نهفته، بازار کشور امارات متحده عربی (UAE) را بعنوان نماینده عامل نهفته اول و

^۱ MCMC, Markov chain Monte Carlo

^۲ Zhou & et al.

بازار کشور ایران (IR) را بعنوان نماینده عامل نهفته دوم مشخص نمود^۱. جدول شماره (۳) ضرایب تخمین زده شده در رویکرد تلاطم تصادفی عاملی چند متغیره را نمایش می‌دهد. برای هر یک از کشورهای منتخب ضرایب معادله واریانس شرطی (رابطه ۱۰) برآورد شده است. μ عرض از مبدا معادله و φ با شرط $0 \leq \varphi < 1$ ضریب خودرگرسیون است و بطور مثال برای کشور امارات متحده عربی نشان می‌دهد که ۰/۷۴ درصد از فرایند واریانس شرطی وابسته به واریانس دوره قبل است.

جدول (۳): ضرایب برآورد شده در مدل تلاطم تصادفی عاملی برای کشورهای مختلف

طی دوره ۲۰۲۰/۰۲/۱۹ - ۱۲۰۰۸/۱۲/۰۵

ضریب	پارامتر	شرح
۷/۷۸۷	μ	امارات متحده عربی
۰/۷۴۶	φ	
۰/۷۸۰	σ	
۷/۸۶۱	μ	ایران
۰/۷۶۸	φ	
۰/۹۷۶	σ	
۸/۲۴۰	μ	قطر
۰/۸۷۸	φ	
۰/۵۲۴	σ	
۸/۵۷۴	μ	نیجریه
۰/۸۴۴	φ	
۰/۶۴۱	σ	
۷/۶۸۷	μ	عربستان
۰/۸۲۱	φ	
۰/۸۲۶	σ	
۰	μ	عامل اول
۰/۹۹۶	φ	
۰/۴۶۸	σ	

^۱ به منظور شناسایی تعداد و تعیین بازار کشور منتخب به عنوان عامل نهفته از نمودار توزیع پسین قرارداد شده در پکیج نرم‌افزار آر و برای بررسی همگرایی ماتریس فاکتورهای نهفته نیز نمودارهای تریس و تابع خودهمبستگی تجربی بررسی شدند. که بدلیل محدودیت‌های چاپ از ارائه نمودارهای خودداری شده است.

فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هفتم/ شماره ۳/ پاییز ۱۳۹۹		
۱۹	μ	عامل دوم
۰	φ	
۰/۹۸۹	σ	
۰/۷۷۶		

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲-۳- مقایسه نتایج مدل سازی تلاطم با دو رویکرد گارچ همبستگی پویا (DCC) و تلاطم تصادفی عاملی چند متغیره

برای ارزیابی و مقایسه دو رویکرد گارچ و تلاطم تصادفی از ارزش در معرض خطر و پس آزمایی‌های مربوطه آزمون‌های کوپیک و کریستوفرسن و همچنین محاسبه توابع زیان در این مقاله استفاده شده است. بر اساس تعریف ارزش در معرض خطر، بیشترین زیانی است که کاهش ارزش سید دارایی برای دوره‌ای معین در آینده و با ضریب اطمینان مشخص از آن مقدار حداکثری بیشتر نباشد. بدین معنی که ارزش در معرض خطر بدترین زیان انتظاری را در شرایط عادی بازار، در سطح اطمینان معین و طی دوره زمانی مشخص نمایش می‌دهد. مسأله اصلی در برآورد ارزش در معرض خطر تعریف توزیع یک گام جلوتر بازده سبد سهام است (سجاد و همکاران^۱، ۱۳۹۲ و عباسی نژاد و همکاران، ۱۳۹۳).

۴-۲-۳-۱- ارزش در معرض خطر شرطی

رابطه (۱۳) ارزش در معرض خطر شرطی نرمال را نمایش می‌دهد:

$$VAR_{t+1,p} = \mu_{t+1} + \sigma_{t+1} \theta^{-1}(p) \quad (13)$$

در رابطه فوق، μ_{t+1} و σ_{t+1} پیش‌بینی از میانگین و انحراف استاندارد دوره زمانی $t+1$ هستند. پیش‌بینی این مقادیر با استفاده از اطلاعات گذشته و دو رویکرد تلاطم تصادفی و گارچ انجام شده است. $\theta^{-1}(p)$ سطح اطمینان ۰/۹۵ و ۰/۹۹ درصدی توزیع نرمال استاندارد است.

برای مقایسه دو رهیافت گارچ و تلاطم تصادفی از طریق محاسبه ارزش در معرض خطر در این مقاله از تابع زیان (۱۴) استفاده شده است (کاپورین^۲، ۲۰۰۸):

$$PIF_t = I(r_t < VAR(r_t; \alpha))(1 + (r_t - VAR(r_t; \alpha))^2) \quad (14)$$

هر یک از رهیافت‌های گارچ و تلاطم تصادفی که تابع زیان فوق را حداقل نماید، رهیافت بهینه خواهد بود. تابع زیان (۱۴) در دامنه‌ای که بازده سبد سهام (r) از مقدار ارزش در معرض خطر (VAR) بیشتر باشد عدد صفر و برای دامنه‌ای که کمتر باشد عدد

¹ Sajjad et al. (2013)

² Caporin

یک را در نظر می‌گیرد (بخش اول رابطه). بعلاوه این تابع برای دامنه کمتر، فاصله تا ارزش در معرض خطر را در نظر گرفته (بخش دوم رابطه) و هر چه فاصله بیشتر باشد زیان بیشتری محاسبه خواهد شد.

۲-۳-۲-۴- نتایج تجربی تابع زیان

برای محاسبه توابع زیان با استفاده از رویکردهای گارچ و تلاطم تصادفی، ابتدا مقدار یک گام جلوتر انحراف معیار (σ_{t+1}) را با استفاده از محاسبه الگو به تعداد ۵۰۰ بار در بازه‌های زمانی مختلف برآورد کرده، سپس به کمک آن ارزش در معرض خطر (VAR) را بدست آورده و در نهایت مقدار تابع زیان (PIF) را محاسبه نمودیم. جدول (۴) مقادیر تابع زیان را نمایش می‌دهد. هم‌چنان که مشاهده می‌شود رویکرد تلاطم تصادفی زیان کمتری را در هر دو سطح ۵ و ۱۰ درصد نمایش می‌دهد.

جدول (۴): بررسی دو رویکرد گارچ و تلاطم تصادفی در مدل سازی تلاطم با استفاده

از تابع زیان

مقدار تابع زیان	سطح اطمینان	رویکرد
۳۶۴/۵	۵ درصد	رویکرد گارچ (DCC)
۵۲۶/۴	۱۰ درصد	
۲۴۶/۲	۵ درصد	رویکرد تلاطم تصادفی
۳۰۱/۴	۱۰ درصد	

منبع: یافته‌های تحقیق

برای بررسی مطلوب بودن ارزش در معرض خطر محاسبه شده توسط دو رویکرد گارچ و تلاطم تصادفی از آزمون‌های کوپیک و کریستوفرسن استفاده شده است. در سطح اطمینان ۹۵ درصد انتظار این است که در ۱۴۶ مورد تخطی مشاهده شود بدین معنی که در ۵ درصد داده‌ها (۱۴۶ داده) انتظار می‌رود مقدار ارزش در معرض خطر بیشتر از بازده سبد دارایی متناظر آن باشد. هم‌چنین در سطح اطمینان ۹۹ درصد نیز انتظار این است که در ۲۹ مورد مقدار ارزش در معرض خطر بیشتر از بازده باشد^۱.

^۱ برای مطالعه بیشتر در خصوص آزمون‌های کریستوفرسن و کوپیک به مقاله سجاد و همکاران (۱۳۹۳) صفحه ۱۴۳ مراجعه نمایید.

بررسی مقادیر احتمال دو آزمون در جدول (۴) نشان می‌دهد، بر اساس آزمون کوپیک در سطح ۹۵ و ۹۹ درصد و کریستوفرسن در سطح ۹۵ درصد رویکرد گارچ برای محاسبه ارزش در معرض خطر مناسب است^۱. همچنین بر اساس مقادیر احتمال آزمون کریستوفرسن در هر دو سطح ۹۵ و ۹۹ درصد نیز رویکرد تلاطم تصادفی را می‌توان برای محاسبه ارزش در معرض خطر استفاده نمود. بنابراین ارزش‌های در معرض خطر محاسبه شده توسط هر دو روش گارچ و تلاطم تصادفی مطلوب بوده و امکان استفاده از آنها برای محاسبه تابع زیان وجود دارد.

جدول (۵): بررسی امکان محاسبه ارزش در معرض خطر با استفاده از دو رویکرد گارچ

و تلاطم تصادفی توسط آزمون‌های کوپیک و کریستوفرسن

رویکرد	نوع آزمون	سطح اطمینان	آماره	احتمال	تعداد انتظاری	تعداد تجربی
رویکرد گارچ	کوپیک	۰/۹۵	۱/۰۵۷۳	۰/۲۵۸۵	۱۴۶	۱۴۰
	کریستوفرسن	۰/۹۵	۱/۶۴۴۳	۰/۲۲۲۰	۱۴۶	۱۳۲
	کوپیک	۰/۹۹	۶۰/۰۴۱۶	۰/۰۰۳۷	۲۹	۷۵
	کریستوفرسن	۰/۹۹	۰/۳۱۸۲	۰/۵۳۸۲	۲۹	۱۵
رویکرد تلاطم تصادفی	کوپیک	۰/۹۵	۳۵/۰۵۷۳	۰/۰۰۰۰	۱۴۶	۱۴۱
	کریستوفرسن	۰/۹۵	۰/۰۴۴۳	۰/۷۹۲۵	۱۴۶	۱۲۵
	کوپیک	۰/۹۹	۵۸/۱۱۰۶	۰/۰۰۰۰	۲۹	۱۵
	کریستوفرسن	۰/۹۹	۰/۰۱۰۲	۰/۹۱۸۲	۲۹	۱۳

منبع: یافته‌های تحقیق

۵- نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مقاله مقایسه دو رویکرد گارچ همبستگی پویا (DCC) چند متغیره و الگوی تلاطم تصادفی عاملی چند متغیره در بررسی نحوه سرایت تلاطم بین بازارهای مالی پنج کشور اسلامی صادر کننده نفت عضو اوپک، انجام شد. نوآوری این مقاله مقایسه دو نوع مدل سازی گارچ (DCC) چند متغیره و تلاطم تصادفی عاملی چند متغیره در بازارهای مالی کشورهای منتخب اسلامی عضو اوپک است. مقایسه با استفاده از شاخص ارزش در معرض خطر و محاسبه تابع زیان که از روش‌های معمول در مقایسه

^۱ همان منبع قبل

مدل‌های تلاطم هستند، انجام پذیرفت. نتایج حاصل از آزمون‌های کوپیک و کریستوفرسن نشان می‌دهند که ارزش در معرض خطر به وسیله هر دو رویکرد گارچ همبستگی پویا (DCC) چند متغیره و تلاطم تصادفی عاملی چند متغیره قابل محاسبه است. اما با توجه به مقادیر زیان محاسبه شده توسط تابع زیان، رویکرد تلاطم تصادفی عاملی چند متغیره در مدل سازی تلاطم در بازارهای مالی بین‌المللی در حال توسعه کشورهای اسلامی و نفتی عضو اوپک رویکرد بهینه است. مهمترین محدودیت این تحقیق عدم وجود اطلاعات منسجم و با دروه زمانی مناسب برای کشورهای اسلامی صادر کننده نفت است بطوریکه این محدودیت باعث کاهش تعداد کشورهای منتخب مورد بررسی به ۵ کشور شد.

تقدیر و تشکر

در پایان نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از دکتر پدram داوودی و دکتر آرش فخری زاده برای بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

۱. پاکیزه، کامران (۱۳۸۹). تلاطم و بازده (شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران و بورس‌های بین‌الملل). *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱(۲)، ۱-۲۰.
۲. سجاد، رسول، هدایتی، شراره و هدایتی، شهره (۱۳۹۲). مقایسه مدل تلاطم تصادفی و مدل‌های گارچ از طریق محاسبه ارزش در معرض خطر. *مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۴(۱۵)، ۷۹-۹۷.
۳. سجاد، رسول، هدایتی، شراره و هدایتی، شهره (۱۳۹۳). برآورد ارزش در معرض خطر با استفاده از نظریه ارزش فرین در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، ۳(۹)، ۱۳۳-۱۵۵.
۴. عباسی نژاد، حسین، محمدی، شاپور و ابراهیمی، سجاد (۱۳۹۳). مقایسه مدل‌های نوسان‌پذیر چند متغیره در برآورد رابطه بین نرخ ارز شاخص سهام. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، ۳(۱۱)، ۲۰۱-۲۲۲.
۵. مفتخر دریایی نژاد، کبری (۱۳۹۱). تأثیر سرایت بازده و تلاطم در برآورد ارزش در معرض ریسک سبد دارایی متشکل از طلا، ارز و سهام. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف.
1. Abbas, Q., Khan, S., & Shah, S. Z. A. (2013). Volatility transmission in regional Asian stock markets. *Emerging Markets Review*, 16, 66-77.
2. Abbasinejad, H., Mohammadi, S., & Ebrahimi, S. (2014). Comparing Between Multivariate Volatility Models in Estimation of Exchange Rate and Stock Index Relationship. *Journal of Investment Knowledge*, 3 (11), 201-221 (In Persian).
3. Abbes, M. B., & Trichilli, Y. (2015). Islamic stock markets and potential diversification benefits. *Borsa Istanbul Review*, 15(2), 93-105.
4. Branger, N., Kraft, H., & Meinerding, C. (2009). What is the impact of stock market contagion on an investor's portfolio choice?. *Insurance: Mathematics and Economics*, 45(1), 94-112.
5. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.
6. Caporin, M. (2008). Evaluating value-at-risk measures in the presence of long memory conditional volatility. *The Journal of Risk*, 10(3), 79.
7. Engle, R. F. & Patton, J.A. (2001). What Good is a Volatility Model?. *NYU Working Paper*. No. S-DRP-01-03.
8. Fama, E. (1965). The Behavior of Stock Market Prices. *Journal of Business*, 38: 34-105.
9. Flavin, M. (1983). Excess Volatility in the Financial Markets: A Reassessment of the Empirical Evidence. *Journal of Political Economy*, 91, 929-956.
10. Forbes, K., & Rigobon, R. (2000). *No Contagion, only interdependence*. Massachusetts Institute of Technology, Sloan School of Management. Working Paper.
11. Harris, R. D., & Pisedtasalasai, A. (2006). Return and volatility spillovers

- between large and small stocks in the UK. *Journal of Business Finance & Accounting*, 33(9-10), 1556-1571.
12. Harvey, A., Ruiz, E., & Shephard, N. (1994). Multivariate stochastic variance models. *The Review of Economic Studies*, 61(2), 247-264.
 13. Jacquier, E., Polson, N. G., & Rossi, P. (1999). *Stochastic volatility: Univariate and multivariate extensions*. CIRANO.
 14. Jorion, P. (1985). International portfolio diversification with estimation risk. *Journal of Business*, 259-278.
 15. Majdoub, J., & Mansour, W. (2014). Islamic equity market integration and volatility spillover between emerging and US stock markets. *The North American Journal of Economics and Finance*, 29, 452-470.
 16. Melino, A., & Turnbull, S. M. (1990). Pricing foreign currency options with stochastic volatility. *Journal of econometrics*, 45(1-2), 239-265.
 17. Moftakhar Daryaie Nejad, K. (2012). *Returns and Volatility Spillover Effects on the Estimated VaR of Gold and Exchange Rate Portfolio*. Master Thesis, Faculty of Management and Economics, Sharif University of Technology (In Persian).
 18. Neaime, S. (2012). The global financial crisis, financial linkages and correlations in returns and volatilities in emerging MENA stock markets. *Emerging Markets Review*, 13(3), 268-282.
 19. Pakizeh, K. (2011). Volatility and returns (Empirical evidence from Tehran and international stock exchanges). *Journal of Economic Modeling Research*, 1(2), 1-20 (In Persian).
 20. Poon, S. H., & Granger, C. W. (2003). Forecasting volatility in financial markets: A review. *Journal of economic literature*, 41(2), 478-539.
 21. Rajgopal, S., & Venkatachalam, M. (2011). Financial reporting quality and idiosyncratic return volatility. *Journal of Accounting and Economics*, 51(1-2), 1-20.
 22. Sajjad, R., Hedayati, S., & Hedayati, S. (2013). Comparison of stochastic volatility model and GARCH models, by calculating the risk value. *Journal of Financial Engineering and Securities Management*, 4(15), 79-97 (In Persian).
 23. Sajjad, R., Hedayati, S., & Hedayati, S. (2013). Estimation of value at risk by using extreme value theory in Tehran stock exchange. *Journal of Investment Knowledge*, 3(9), 133-155 (In Persian).
 24. Shiller, R. J. (2001). Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? *American Economic Review*, 71, 421-436.
 25. Taylor, J. W. (2004). Smooth transition exponential smoothing. *Journal of Forecasting*, 23(6), 385-404.
 26. Tsay R. S. (2002). *Analysis of financial time series*, John Wiley & Sons.
 27. Zhou, X., Nakajima, J., & West, M. (2014). Bayesian forecasting and portfolio decisions using dynamic dependent sparse factor models. *International Journal of Forecasting*, 30(4), 963-980.
 28. Vuolteenaho, T. (2002). What drives firm level stock returns?. *The Journal of Finance*, 57(1), 233-264.
 29. Xu, X. E., & Fung, H. G. (2002). Information flows across markets: evidence from China-backed stocks dual-listed in Hong Kong and New York. *Financial review*, 37(4), 563-588.