فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
دوره چهاره، شماره پنجاه و پنج، تابستان ۱۴۰۲
نوع مقاله : علمی پژوهشی
صفحات : ۴۷-۲۴

تاثیرپذیری بازار سهام ایران از نوسان بازار سهام شرکای تجاری در منطقه منا

سیدمحمدرضا خاتمی[۱]
غلامرضا زمردیان[۲]
میرفیض فلاح[۳]
مهرزاد مینویی[۴]

تاریخ دریافت مقاله : ۱۴۰۱/۱۰/۰۷ تاریخ پذیرش مقاله : ۱۴۰۱/۱۱/۰۸

چکیده

تجارت و مراودات بین کشورها، شرط لازم برای همگرایی مالی است. با این رویکرد مطالعه حاضر به بررسی تأثیرپذیری بازار سهام ایران از بازار سهام کشورهای طرف تجاری ایران در منطقه منا پرداخته است. جهت رسیدن به این هدف اطلاعات در خصوص شاخص کل بازار سهام کشورهای منتخب طی سپتامبر ۲۰۱۵ الی ژوئن ۲۰۲۲ جمع‌آوری و با استفاده از تحلیل موجک نوسانات شاخص محاسبه شد. در ادامه الگوی VAR برآورد و آزمون علیت گرنجر صورت پذیرفت. در نهایت نیز با استفاده از انواع مدل‌های GARCH تأثیر نوع خبر بر بازار سهام کشورها بررسی شد. نتایج تحلیل موجک نشان داد که در طول زمان، دامنه نوسان بازار سهام در کشورهای منطقه منا افزایش یافته است. بر پایه نتایج مدل VAR و آزمون علیت گرنجر نیز، بازار سهام ایران به صورت یکطرفه تحت تأثیر نوسانات در بازار سهام کشورهای طرف تجاری و عضو اوپک شامل کویت، عمان، قطر، عربستان، امارات و لبنان قرار دارد. با این حال علامتی در خصوص تأثیرپذیری بازار سهام ایران از نوسان در بازار سهام سایر کشورها شامل اردن، بحرین، مصر، تونس و مراکش مشاهده نشد. در نهایت نیز نتایج مدل‌های واریانس شرطی بیان‌گر آن بوده که کشورهای منتخب از یک الگوی نوسانات مشابه نامتقارن پیروی می‌کنند.

کلمات کلیدی

بازار سهام، منطقه منا، تحلیل موجک، الگوی VAR، مدل GARCH.

۱-گروه مدیریت مالی، واحدتهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. mohdreza30@yahoo.com
۲-گروه مدیریت مالی، واحدتهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول) gh.zomorodian@gmail.com
۳-گروه مدیریت مالی، واحدتهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. mirfeiz.fallah@iau.ac.ir
۴-گروه مدیریت مالی، واحدتهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.mehrzas.minouei@iau.ac.ir

مقدمه

همگرایی مالی[1] به این معنا است که بازارهای مالی در سطوح منطقه‌ای و یا جهانی به یکدیگر مرتبط شوند (بورسی و متیو، ۲۰۱۵). این فرآیند به دلایل مختلف همچون جریان بین‌المللی ورود و خروج سرمایه بین کشورها، مشارکت بازارهای داخلی در عرصه بین‌الملل، افزایش سطح مراودات بین‌المللی بین بانکی، تحرک اطلاعات و افزایش شفافیت بین سازمان های مالی و همچنین زیرساخت‌های حقوقی، فرهنگی و غیره شکل می گیرد (نیکپور و همکاران، ۱۳۹۸). شرط لازم برای شکل‌گیری همگرایی مالی، آزادی مالی و تجاری کشورها و مراودات بین آن‌ها می‌باشد؛ شرط کافی نیز زیرساخت‌های مشابه و ویژگی‌های یکسان از منظر اقتصادی، حقوقی و فرهنگی است؛ امروزه با جهانی شمولی فرآیند تجارت و سرمایه‌گذاری، تعامل میان بازارهای مالی در عرصه بین‌الملل افزایش یافته و بحث یکپارچگی و ادغام بازارهای مالی بیش از پیش مورد توجه قرار گرفته است. سازمان بورس جزو پراهمیت‌ترین نهادهای مالی اقتصادی است که در جذب سرمایه‌ها و هدایت آن‌ها به سمت بنگاه‌ها و نیز فراهم‌سازی زمینه‌های لازم برای رشد اقتصادی، نقشی مهم بر عهده دارد. در تحقق اهداف و وظایف این سازمان، عوامل مختلفی همانند عوامل سیاسی، اجتماعی، فرهنگی و اقتصادی تأثیرگذار هستند. عوامل اقتصادی که در خارج از مرزهای جغرافیایی کشور اتفاق می‌افتند نیز می‌توانند بر عملکرد بورس داخلی تأثیرگذار باشند. به عنوان مثال در صورت بروز رونق و یا رکود در خارج از مرزهای کشور، به لحاظ ارتباط متقابل به دلایل مبادلات بازرگانی کالا و سایر مسائل روانی با دنیای خارج، بازار سهام داخلی نیز تحت تأثیر قرار می‌گیرد (اسکندری عطا و روستا، ۱۳۹۴).

منا[2] (MENA)، اصطلاحی است که برای نامیدن کشورهای تولیدکننده نفت در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا به کار می‌رود. کشورهای این منطقه شامل الجزایر، جیبوتی، سودان، بحرین، مصر، ایران، عراق، اردن، کویت، لبنان، لیبی، مراکش، عمان، قطر، عربستان سعودی، سوریه، تونس، امارات متحده عربی، فلسطین و یمن هستند. منطقه منا با ۶ درصد جمعیت جهان، ۶۰ درصد منابع نفتی و ۴۵ درصد منابع گازی جهان را در اختیار دارد (عسگری بزایه و همکاران، ۱۳۹۹)؛ در جدیدترین گزارش چشم‌انداز اقتصاد منطقه‌ای که توسط صندوق بین‌المللی پول منتشر شده، سرمایه‌گذاری برای ایجاد اشتغال برای جمعیت‌جوان به‌عنوان مهم‌ترین چالش کشورهای منا عنوان شده‌است (ادیب‌پور و کرباسی‌زاده، ۱۳۹۷).

بسیاری از کشورهای حوزه منا و در حال توسعه با مشکل کمبود سرمایه روبرو هستند. از آنجا که انباشت سرمایه یکی از مهم‌ترین منابع رشد اقتصادی کشورها به شمار می‌رود، از طریق بازارهای مالی بین‌المللی می‌توان فرآیند تشکیل سرمایه را تسریع کرد. تا دو دهه گذشته، بازار سهام در منطقه منا

مفهوم رایجی نبود، اما در سال‌های اخیر بازار سهام این کشورها عملکرد مناسبی داشته و موضوع ترکیب، ادغام و یکپارچه‌سازی بازارهای سهام به پدیده‌ای فراگیر در این منطقه تبدیل شده است. ایران نیز به عنوان یکی از کشورهای مهم منطقه منا از این قاعده مستثنی نیست؛ بازار سهام ایران همانند بازار سهام سایر کشورها، نقش غیر قابل انکاری در جمع‌آوری نقدینگی، هدایت سرمایه‌ها به سمت بخش‌های مولد و تقویت سرمایه‌گذاری ایفا می‌کند. بسیاری از کارشناسان بازار سرمایه معتقدند که بازار سهام ایران باید با بازار سهام سایر کشورها و به خصوص کشورهای همسایه در ارتباط باشد تا از مزایای این ارتباط بهره ببرد. از دیدگاه سیاست‌گذاری، همگرایی با بازارهای سهام منطقه منا اهمیت زیادی دارد. همگرایی بازارهای سهام به افزایش رشد اقتصادی کمک می‌کند. در عین حال همگرایی بازارهای سهام، توانایی اقتصاد ملی برای مدیریت بهتر شوک‌ها را افزایش و حتی ممکن است تأثیر تلاطم‌های بین‌المللی را بر اقتصاد ملی کاهش دهد. با این رویکرد مطالعه حاضر در صدد است تا تأثیرپذیری بازار سهام ایران از نوسان در بازار سهام کشورهای طرف تجاری با ایران را در منطقه منا بررسی کند.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

ارتباط بین بازارهای مالی تحت عنوان وابستگی مالی مطرح شده است (لیو و همکاران، ۲۰۲۱). مبحث همگرایی به لحاظ تئوری و تجربی اولین بار توسط سولو (۱۹۵۶) در خصوص رشد اقتصادی بیان شد. به طور کلی موضوع همگرایی مالی یکی از اصلی‌ترین تغییرات در بازار مالی جهانی است و به عنوان نمودی از جهانی‌سازی اقتصاد به شمار می‌آید. در ادبیات اقتصادی و مالی مبحث همگرایی و ادغام مالی[۳] مخالفان و موافقان متعددی دارد. بررسی ادبیات جهانی این فرآیند نمایان‌گر آن است که افزایش توان رقابتی و کاهش هزینه‌های عملیاتی، بازارهای بورس، به‌خصوص بورس کشورهای توسعه‌یافته را به سوی همگرایی رهنمون ساخته است (عسگری فیروزجایی و سلمانی، ۱۳۹۵). لیوکسا و بامول (۲۰۱۴) همگرایی را تحت تأثیر شرایط بازار دانسته و معتقدند که با افزایش نااطمینانی، رفتار بازارهای سهام غیرقابل پیش‌بینی می‌گردد. تحقیقات یون و لی (۲۰۱۰) نیز نشان می‌دهد که در شرایط نااطمینانی بازار، بازار سرمایه کشورهای توسعه‌یافته واگراتر می‌شود. بر اساس پژوهش‌های صورت گرفته تفاوت در ریسک سیاسی کشورها، توسعه بازارهای سهام، تفاوت در جنبه‌های سیاسی، اقتصادی و نهادی کشورها و بحران‌های سیاسی می‌تواند موجبات واگرایی بازارهای سهام را فراهم آورد. آلسینا و رودریک (۱۹۹۴)، دجانکو و همکاران (۲۰۱۰) و بارسگیان و دایسچیو (۲۰۱۰) نشان دادند که با حرکت به سوی تجارت و بازار آزاد، فرآیند همگرایی بازارهای سرمایه تسهیل می‌شود. محدودیت‌ها در خصوص جریان آزاد سرمایه، تمایل سرمایه‌گذاران مالی به تعصب سهمی و ... مهمترین عواملی هستند که مانع

همگرایی بازارهای سهام می‌شوند (آپرگیس و همکاران، ۲۰۱۴). سیلیگناکیز و کورتاس (۲۰۱۰) نشان دادند که ادغام بازارهای بورس مزایای زیادی از جمله صرفه‌جویی نسبت به مقیاس عملیاتی و صرفه‌جویی نسبت به مقیاس معاملاتی را برای بازارهای بورس به دنبال دارد. در نقطه مقابل، هزینه یکسان کردن پلتفرم‌های معاملاتی میان بازارهای سهام و ابزار مشتقه و پیچیدگی‌های مربوط به آن از جمله مشکلات ادغام بورس‌ها می‌باشند (نانوای سابق و همکاران، ۱۳۹۷).

سه نظریه در خصوص ارتباط بین بازارهای سهام داخلی و بین‌المللی وجود دارد. نظریه اول بیان می‌کند که میزان یکپارچگی اقتصادی در دهه‌های اخیر به میزان قابل توجهی افزایش یافته و در طول جهانی شدن اقتصاد بین‌المللی، بازارهای سهام بین‌المللی یکپارچه شده‌اند (ویتسونتی و کوماراسینگه، ۲۰۱۶). بر اساس نظریه دوم نیز هنگامی که قیمت سهام در بخش‌های مهم بازار یک کشور کاهش می‌یابد، ممکن است بحران مالی رخ دهد که باعث کاهش قیمت بازار سهام در کشور دیگر می‌شود. بر این اساس ارتباط میان بازارهای سهام مختلف نمی‌تواند به وسیله اصول اقتصادی توضیح داده شود. تحقیقات در این خصوص نشان داده است که دو عامل می‌توانند ارتباطات نامنظم در بازارهای سهام را توضیح دهند که عوامل سازمانی و اطلاعاتی نامیده می‌شوند (وانگ و همکاران، ۲۰۱۷). در نهایت بر اساس نظریه سوم، ویژگی‌های بازار سهام از جمله نوسانات بازار سهام، اندازه بازار و تشابه صنعت می‌توانند بر ارتباط میان بازارهای سهام تأثیرگذار باشند. در این خصوص در تحقیقات پیشین، قیمت طلا، قیمت نفت، نرخ بهره و نرخ ارز به عنوان عوامل مؤثر بر ارتباطات میان بازار سهام شناسایی شده‌اند (چن و چیانگ، ۲۰۱۶).

سیدحسینی و ابراهیمی (۱۳۹۲)، به بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای سهام ایران، ترکیه و امارات پرداختند. بازه زمانی این پژوهش از دسامبر ۲۰۰۶ الی ژوئن ۲۰۱۰ و داده‌های مورد استفاده به صورت روزانه در نظر گرفته شد. همچنین مدل‌های مورد استفاده از کلاس مدل‌های چندمتغیره گارچ CCC و DCC بوده‌اند. نتایج این مطالعه نشان دهنده سرایت معنادار تلاطم از بازار دبی به بازار تهران بود.

اسکندری عطا و روستا (۱۳۹۴)، هم‌انباشتگی بورس اوراق بهادار تهران و بازار سهام را در کشورهای منتخب بررسی نمودند. این تحقیق طی سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۲ با استفاده از شاخص‌های بورس کشورهای مختلف انجام گرفت. نتایج نشان داد که بین شاخص بازار سهام ایران و کشورهای انگلیس، آمریکا و نیز کشورهای عربی و شاخص جهانی اسلامی در کوتاه‌مدت ارتباط ضعیف و در بلندمدت بین این شاخص‌ها هیچ‌گونه همگرایی و رابطه‌ای برقرار نیست.

نیکپور و همکاران (۱۳۹۸)، همگرایی بازار سرمایه ایران و کشورهای عضو اوپک را با استفاده از

روش فیلیپس- سول در دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۵ بررسی کردند. نتایج نشان‌دهنده همگرایی ایران با کشورهای امارات و عربستان است. وجه تشابه این گروه از کشورها وابستگی اقتصاد آن‌ها به درآمدهای نفتی و همچنین همبستگی تعداد سهام معامله‌شده در بازار سرمایه و قیمت نفت است.

دینارزهی و همکاران (۱۴۰۰)، به بررسی هم روندی بازار سهام تهران و شاخص‌های اقتصاد کلان جهانی پرداختند. دراین‌پژوهش‌با به کارگیری تحلیل حوزه زمان- فرکانس، ضمن کشف هم‌روندی میان بازارهای‌مالی، روندهای گردش سرمایه در بازار سهام تهران واکاوی شد. نتایج نشان داد که هر چه افق سرمایه‌گذاری‌طولانی‌تر باشد اثرانتقال تقویت‌شده و افزایش‌نرخ ارزموجب افزایش شاخص درجهت رونق بیشتر بازار می‌شود؛ در حالی که شاخص کل وابستگی ضعیفی با بهای سبد نفت اوپک نشان می‌دهد.

ژانگ و همکاران (۲۰۱۷)، وابستگی پویا بین بازارهای مالی بین‌المللی را مورد بررسی و ارزیابی قرار دادند. در این مطالعه اطلاعات مربوط به بازده روزانه ۲۷ بازار سهام از سه قاره آسیا، امریکا و اروپا در طول دوره ۲۰۱۵-۲۰۰۶ جمع‌آوری و مورد تجزیه‌وتحلیل قرارگرفت. نتایج نشان‌داد که میان بازار سهام در قاره‌های مختلف ارتباط همبستگی قوی وجود دارد. بر پایه نتایج این مطالعه چنان چه در بازار سهام یک قاره خاص نوسانی ایجاد گردد، این نوسان با یک وقفه به بازار سهام سایر قاره‌ها منتقل خواهد شد.

کاپوراله و همکاران (۲۰۱۹) ادغام بازارهای سهام منطقه آسیا را با بازارهای سهام جهانی مورد بررسی قرار دادند. جهت رسیدن به این هدف از آزمون همگرایی فیلیپس سول استفاده شد. نتایج نشان داد که اگر چه سرعت همگرایی بازارهای سهام پس از سال ۲۰۰۸ کاهش یافته است، اما ادغام بازارهای سهام در سطح منطقه‌ای و جهانی همچنان رو به افزایش است. ضمن آن که بر اساس نتایج، عوامل مختلف اقتصاد کلان بر ادغام جهانی و منطقه‌ای بازارهای سهام در آسیا تأثیر می‌گذارند.

جانا (۲۰۲۱)، نقش و اهمیت تجارت را در ادغام بازار سهام هند با شرکای اصلی تجاری این کشور مورد بررسی قرار داد. در این مطالعه اطلاعات مورد نیاز به صورت هفتگی از ۱ ژانویه ۱۹۹۹ تا ۳۱ دسامبر ۲۰۱۹ برای ۱۵ شریک‌تجاری‌هندجمع‌آوری و برای‌تجزیه‌وتحلیل اطلاعات از آزمون همجمعی جوهانسن استفاده شد. نتایج نشان داد که جریان تجارت بر یکپارچگی تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد.

شی (۲۰۲۲)، به بررسی ارتباط میان بازار سهام چین و ۱۲ شریک تجاری آن در منطقه آسیا و اقیانوسیه پرداخت. در این مطالعه برای استخراج همبستگی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت از مدل همبستگی مشروط پویا (DCC) و نمونه‌گیری داده‌های مختلط (MIDAS) استفاده شد. نتایج نشان داد که میان بازار سهام چین و طرف‌های تجاری روند مشترک وجود دارد. این روند با توجه به حجم تجارت دوجانبه میان کشورها متفاوت است.

روش‌شناسی پژوهش

نظریه موجک‌ها

موجک‌ها توابعی هستند که با تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی، شکل مقیاس زمان و روابط آن‌ها را ارائه می‌دهند. از مزایای مهم توابع موجک توان بالای تحلیل آن‌ها در شرایطی است که سیگنال‌ها گسسته و جهش‌های قابل توجهی دارند. در تحلیل موجک، اگر وسعت دید[۴] گسترده باشد، مشخصه‌های کلی سری زمانی مشاهده خواهد شد و اگر وسعت دید محدود شود، به جزئیات توجه بیشتری می‌شود. الگوریتم‌های موجک، توانایی آن را دارند که داده‌ها را با درجات وضوح مختلف تحلیل کنند. ایده اصلی در موجک‌ها، پردازش بر اساس مقیاس می‌باشد (صادقی و دهقانی فیروزآبادی، ۱۳۹۶). تبدیل فوریه یک سری زمانی مانند y_t را می‌توان به صورت رابطه (۱) بیان نمود:

$$y_t = \sum_{j=0}^{n} \{a_j \cos(\omega_j t) + \beta_j \sin(\omega_j t)\} \quad (۱)$$

در عبارت مذکور، $\omega_j = \frac{2\pi j}{T}$ ضریبی از فرکانس بنیادی $\omega_1 = \frac{2\pi}{T}$ است. وقتی T زوج باشد $n = \frac{T}{2}$ و $\sin(\omega_n t) = 0, \cos(\omega_0 t) = 1, \sin(\omega_0 t) = 0$ و $\cos(\omega_n t) = (-1)^t$ خواهد بود. بنابراین:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{n-1} \{a_j \cos(\omega_j t) + \beta_j \sin(\omega_j t)\} + a_n(-1)^t \quad (۲)$$

هنگامی که T فرد باشد با توجه $n = \frac{T-1}{2}$ خواهیم داشت:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{n} \{a_j \cos(\omega_j t) + \beta_j \sin(\omega_j t)\} \quad (۳)$$

برای نمایش طیفی[۵] یک فرآیند ایستا به طور معمول فرض می‌شود که تعداد جملات این عبارت افزایش می‌یابد. با حرکت n به سمت بینهایت، ضرایب فوریه (α_j, β_j) به سمت صفر حرکت می‌کنند؛ لذا باید عبارت فوق را به‌صورت مشتقات توابع معین بیان نمود. با فرض $\alpha_j = dA(\omega_j)$ و $\beta_j = dB(\omega_j)$ که $A(\omega)$ و $B(\omega)$ توابع پله‌ای با نقاط گسسته $\{\omega_j; j = 0, \dots, n\}$ هستند، می‌توان گفت که:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j} \{\cos(\omega_j t) dA(\omega_j) + \sin(\omega_j t) dB(\omega_j)\} \quad (۴)$$

$$\lim_{n\to\infty} y_t = \int_0^{\pi} \{\cos(\omega_j t) dA(\omega_j) + \sin(\omega_j t) dB(\omega_j)\} = y(t) \quad (۵)$$

با توجه به این موضوع که $y(t)$ در الگوهای سری زمانی، به عنوان یک فرایند تصادفی در نظر

گرفته می‌شـــود، بنابراین $A(\omega)$ و $B(\omega)$ نیز به عنوان فرآیندهای تصـــادفی روی دامنه $[0,\pi]$ می‌باشند. فروض مطرح شده در رابطه با $A(\omega)$ و $B(\omega)$ به صورت ذیل هستند:

$$A_1)\ \ E\{dA(\omega)\} = E\{dB(\omega)\} = 0 \quad (۶)$$

$$A_2)\ \ E\{dA(\omega)dB(\lambda)\} = 0;\ \ \lambda,\omega \text{ برای هر} \quad (۷)$$

$$E\{dA(\omega)dA(\lambda)\} = 0;\ \ \lambda \neq \omega \text{ اگر} \quad (۸)$$

$$E\{dB(\omega)dB(\lambda)\} = 0;\ \ \lambda \neq \omega \text{ اگر} \quad (۹)$$

$$A_3)\ \ V\{dA(\omega)\} = V\{dB(\omega)\} = 2dF(\omega) = 2f(\omega)d\omega \quad (۱۰)$$

در عبارات مذکور، فـــرض اول، صفر بودن امید ریاضی فرآینـــدهای$A(\omega)$ و $B(\omega)$ را بیان می‌کند. فرض دوم، استقلال دو به دوی فرآیندها و استقلال سریالی هر فرآیند را نشان می‌دهد و در نهایت فرض سوم، واریانس تغییرات فرایند را به یک تابع مشتق‌پذیر $F(\omega)$ ، مرتبط می‌کند:

$$dZ(\omega) = \frac{1}{2}\{dA(\omega) - idB(\omega)\} \quad (۱۱)$$

$$dZ^*(\omega) = \frac{1}{2}\{dA(\omega) - idB(\omega)\} \quad (۱۲)$$

با گسترش دامنه تعریف توابع $A(\omega)$ و $B(\omega)$ از $[0,\pi]$ به $[-\pi,\pi]$ و فرض آن که $A(\omega)$ و $B(\omega)$ فرد هستند، می‌توان نوشت:

$$dZ^*(\omega) = dZ(-\omega) \quad (۱۳)$$

$$E\{dZ(\omega)dZ^*(1)\} = 0;\ \ \lambda \neq \omega \text{ اگر} \quad (۱۴)$$

$$E\{dZ(\omega)dZ^*(\omega)\} = f(\omega)d\omega \quad (۱۵)$$

با جایگذاری در عبارت معادل $y(t)$ و ساده کردن آن رابطه (۱۶) به دست می‌آید:

$$y(t) = \int_{-\Pi}^{\Pi} e^{i\omega t} dz(\omega) \quad (۱۶)$$

اگر f(x) یک تابع مفروض باشد، انرژی تابع به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$E = \frac{1}{2}\int_0^{2\pi} |f(x)|^2\, dx \quad (۱۷)$$

انرژی در تبدیل فوریه، یک تابع یا یک فرایند نامحدود اســت؛ در حالی که تبدیل موجک آن را محدود می‌کند. بنابراین، یک اغتشاش کوچک انفرادی در تبدیل فوریه فرکانس‌های سری فوریه را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ در اقتصاد، تغییر رژیم‌های سیاستی، با موجک‌ها سازگاری دارد. در تحلیل موجک‌ها، موجک پدر معمولاً با φ و موجک مادر با نماد ψ نمایش داده می‌شود که به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\emptyset_{j,k}(t) = S^{\frac{j}{2}}\emptyset\left(\frac{t - S^j k}{S^j}\right) \quad (۱۸)$$

$$\Psi_{j,k}(t) = S^{\frac{j}{2}}\Psi\left(\frac{t - S^j k}{S^j}\right) \quad (۱۹)$$

در روابط فوق برای سادگی S=۲ فرض شده و با ساده‌سازی بیشتری می‌توان نوشت:

$$\emptyset_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}}\emptyset(2^{-j}t - k) \quad (۲۰)$$

$$\Psi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}}\Psi(2^{-j}t - k) \quad (۲۱)$$

با مقیاس‌دهی مجدد کمیت $\frac{t-\mu}{s}$ با پارامترهای مرکزیت μ و مقیاس S یک تبدیل با موجک پدر $\Psi(\frac{t-\mu}{s})$ خواهیم داشت:

$$\Psi(t) = \frac{1}{\sqrt{S}}\Psi(\frac{t-\mu}{S}) \quad (۲۲)$$

در ادامه نیز با برابرسازی نرم $\Psi(t)$ با عدد یک و تعمیم آن رابطه (۲۳) را داریم:

$$\Psi_{j,\mu}(t) = \frac{1}{S^{\frac{j}{2}}}\Psi(\frac{t-\mu}{S}) \quad (۲۳)$$

با فرض آن که $\mu = S^j k$ باشد می‌توان به روابط پیشین رسید:

$$\Psi_{j,\mu}(t) = S^{-\frac{j}{2}}\Psi(S^{-j}t - S^{-j}S^j k) = S^{\frac{-j}{2}}\Psi(S^{-j}t - k) \quad (۲۴)$$

پارامتر مقیاس S، نقـــش تحلیل موجک را از تحلیل فوریه متمایز می‌کند. ممکن است تصور شود قرار دادن S=۲ نقش پارامتر مقیاس را از بین ببرد، در حالی که، $2^{\frac{j}{2}}$ با تغییر j می‌تواند مقیاس دلخواه را ایجاد کند. نقش خاصیت مقیاس یا اتساع[۶] در تحلیل سری‌های زمانی بسیار مهم است. در عبارت $\Psi(t) = \frac{1}{\sqrt{S}}\Psi(\frac{t-\mu}{S})$ تابع در M متمرکز و S نشان‌دهندهٔ مقیاس است. انرژی تابع $\Psi(t)$ در همسایگی M متمرکز و اندازهٔ آن با S متناسب است:

$$\emptyset_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}}\emptyset(2^{-j}t - k) \quad (۲۵)$$

$$\Psi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}}\Psi(2^{-j}t - k) \quad (۲۶)$$

در روابط بالا، k و j ها دوره‌های زمانی و فراوانی‌های متفاوت را نشـــان می‌دهند. در فراوانی‌های با مقـــادیر بالا (مقادیر بـــزرگ j)، موجـــک امکـــان تمرکز روی جهش‌ها[۷]، برجستگی‌ها[۸] و نقاط تکین[۹] را فراهم می‌نماید و در فراوانی‌های پایین (مقادیر کوچک j)، تمرکز بر همواری‌ها و تناوب ســری اســت. تغییر j دامنه دید را تغییر و می‌تواند تحلیـــل را از کلی به موضعی و یا بالعکس تغییر دهد. موجک پدر، انتگرالی یک و موجک مادر، انتگـرال صـفر دارد.

$$\int \emptyset(t)dt = 1 \quad (۲۷)$$

$$\int \Psi(t)dt = 0 \quad (۲۸)$$

موجک پدر و موجـک مـادر به ترتیب فرکـانس پـایین و بالا را نشان می‌دهند. توابع ψ و φ،

می‌توانند دارای شکل‌های مختلف از جمله هار[۱۰]، کلاه مکزیکی[۱۱]، داوبیشی[۱۲] و ... باشند. معادلات مربوط در خصوص این توابع پیچیده است؛ لذا معمولاً چند نوع معروف آن‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. معادلات $\emptyset_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}}\emptyset(2^{-j}t-k)$ و $\Psi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}}\Psi(2^{-j}t-k)$ از نوع سیملت هستند. تبدیل موجک برای یک تابع به خصوص مانند تابع f را می‌توان به صورت معادله زیر نشان داد:

$$W_\psi f(j,k) = 2^{\frac{j}{2}}\int_{-\infty}^{\infty} f(t)\Psi\left(2^{\frac{j}{2}}t-k\right)dt \qquad (۲۹)$$

حال می‌توان یک رابطه بین سری‌های زمانی و نمایش موجک آن برقرار نمود. هر سری مانند $y(t)$، به صورت زیر قابل نمایش است:

$$y(t) = \sum_k S_{j,k}\phi_{j,k}(t) + \sum_K d_{j,k}\psi_{j,k}(t) + \sum_K d_{j-1,k}\psi_{j-1,k}(t) + \cdots + \sum_K d_{1,k}\psi_{1,k}(t) \qquad (۳۰)$$

در عبارت مذکور، $j = 1,2,\ldots,J$ و J حداکثر مقیاس مورد نظر است. همچنین داریم:

$$S_{j,k} \approx \int y(t)\emptyset_{j,k}(t)dt \qquad (۳۱)$$

$$d_{j,k} \approx \int y(t)\Psi_{j,k}(t)dt \qquad (۳۲)$$

توابع پایه[۱۳] $\emptyset_{j,k}(t)$ و $\Psi_{j,k}(t)$ عمود بر خم فرض می‌شوند، لذا داریم:

$$\int \emptyset_{j,k}(t)\emptyset_{j,\acute{k}}(t) = \delta_{k\acute{k}} \qquad (۳۳)$$

$$\int \Psi_{j,k}(t)\emptyset_{j,\acute{k}}(t) = 0 \qquad (۳۴)$$

$$\int \Psi_{j,k}(t)\Psi_{j,\acute{k}}(t) = \delta_{k\acute{k}}\delta_{j\acute{j}} \qquad (۳۵)$$

در عبارت مذکور، $\delta_{i,j} = 1$ و (اگر i=j) و $\delta_{i,j} = 0$(اگر i≠j). همان‌طور که مشاهده می شود، تبدیل موجک شبیه تبدیل فوریه است؛ اما تفاوت اساسی در این است که در تبدیل موجک j به‌عنوان عامل مقیاس در تبدیل ظاهر و دامنه دید را تغییر می‌دهد. در حقیقت در تبدیل موجک به مانند تبدیل فوریه یک تابع یا سری زمانی به‌صورت مجموعه‌ای از جملات با توابع پایه موجک، بیان می‌شود، با این تفاوت که توابع موجک همانند سینوس و کسینوس نبوده و دربرگیرنده پارامتر مقیاس هستند (وو و همکاران، ۲۰۲۱).

الگوی خود توضیح برداری (VAR)

وقتی رفتار چند متغیر سری زمانی مورد برر سی قرار می‌گیرد، لازم است ارتباط متقابل بین آن‌ها نیز مورد توجه قرار گیرد. یکی از راه‌ها برای انجام این کار برآورد یک الگوی معادلات همزمان است. اگر معادلات مذکور شامل وقفه متغیرها نیز باشند، اصطلاحا آن را الگوی سیستم معادلات همزمان پویا[۱۴]

می‌نامند. در چنین الگوهایی بعضی از متغیرها درون‌زا تلقی می‌شوند و تعدادی نیز برون‌زا یا از پیش تعیین شده هستند. در سیستم معادلات همزمان معمولا بیش از دو متغیر درون‌زا هستند و در عین حال تعداد وقفه‌های متغیرها نیز بیشتر از یک است. در چنین شرایطی با وجود k متغیردرون‌زا و p وقفه زمانی برای هر کدام، الگوی VAR در شکل ماتریسی به صورت رابطه (۳۶) تصریح می‌گردد:

$$Yt = A1.Yt\text{-}1 + \ldots + Ap.Yt\text{-}p + ut \qquad ut \sim IN(0, \sum) \qquad i=1, 2\ldots, p \qquad (۳۶)$$

در رابطه فوق، Y_t متغیرهای الگو و وقفه آن‌ها و u_tبردارهای k.1 جملات خطا و A_i ماتریس k.k ضرایب الگو هستند. رابطه (۳۶) شکل تعدیل شده[۱۵] الگوی VAR است، چرا که ممکن است هر متغیر در Y_t بر اساس وقفه‌های خود آن متغیر و وقفه‌های سایر متغیرهای درون الگو توضیح داده شوند؛ بنابراین از آن جا که مجموعه متغیرهای سمت راست تمام معادلات متغیرهای از پیش تعیین شده و کاملا همانند هستند، روش OLS یک روش کارآ در برآورد ضرایب هر یک از معادلات الگو می‌باشد. در برآورد الگوی خود توضیح برداری انتظار نمی‌رود که کلیه ضرایب برآورده شده مربوط به وقفه‌های متغیرها از نظر آماری معنی‌دار باشند؛ اما ممکن است که ضرایب در مجموع بر اساس آماره آزمون F معنی‌دار باشند (نوفرستی، ۱۴۰۰).

الگوهای خانواده GARCH

مدل واریانس شرطی نخستین بار توسط انگل (۱۹۸۲) برای تخمین توابع واریانس ناهمسان خطای متغیر آشوب (دارای نوسان) و در قالب الگوی ARCH معرفی شد. بولرسلو (۱۹۸۶) با توسعه این مدل‌ها، الگوی GARCH را برای تخمین واریانس ناهمسانی معرفی کرد. در الگوی اشاره شده، واریانس شرطی علاوه بر خطاهای پیش‌بینی (شوک‌های گذشته) به وقفه‌های خود نیز وابسته است. به طور کلی ساختار کلی مدل GARCH (p,q) را می‌توان به صورت معادله (۳۷) معرفی نمود:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_j \sigma_{t-j}^2 \qquad (۳۷)$$

در الگوی مذکور، p و q به ترتیب مرتبه‌ی فرآیندهای GARCH و ARCH می‌باشند. معادله‌ی (۷۱-۳) که یک مدل واریانس شرطی است، به عنوان تابعی از جزء اخلال (ε_t) و وقفه نوسانات دوره قبل در نظر گرفته شده است. از آنجا که در این الگو، واریانس هر دوره به وسیله‌ی واریانس یک دوره‌ی قبل توضیح داده می‌شود، به آن واریانس شرطی می‌گویند. شایان ذکر است که واریانس شرطی که توسط معادله‌ی بالا مشخص شده، تابعی از سه عبارت زیر می‌باشد:

۱) معادله میانگین(ω)، که به صورت رابطه (۳۸) بیان می‌شود:

$$y_t = \emptyset(L) y_t + \beta x_t + \varepsilon_t \qquad (۳۸)$$

در رابطه (۳۸)، y_t نمایان‌گر میانگین شرطی است. این متغیر به وقفه‌های متغیر وابسته، متغیرهای توضیحی (x_t) و ضرایب آن‌ها بستگی مستقیم دارد. ضمن آن که در رابطه (۳۸)، $(L)y_t$ شامل متغیرهای درون‌زای باوقفه است. در نهایت نیز، e_t نیز نمایان‌گر جزء اختلال در دوره زمانی t است.

۲) متغیرپسماند، که‌توسط‌متغیربا وقفه مربع‌پسماند ε_{t-1}^2 یا به‌عبارت‌دیگرجزء ARCHمعرفی می‌شود.

۳) واریانس دوره‌های زمانی قبل و یا به عبارتی σ_{t-j}^2 که نمایان‌گر جزء GARCH است.

شرط ضروری برای آن که واریانس شرطی مثبت باشد، مثبت بودن ضرایب ε_{t-1}^2 و σ_{t-j}^2 است. یعنی:

$$\alpha_i > 0 \quad \forall i = 1,2,\dots,q \qquad (۳۹)$$

$$\beta_j > 0 \quad \forall j = 1,2,\dots,p \qquad (۴۰)$$

$$\omega > 0 \qquad (۴۱)$$

از سوی دیگر شرط کافی برای فرآیند GARCH (p,q)، پایایی ضعیف است. این شرط در صورت برخورداری از شرایط زیر، برقرار است:

$$\sum_{i=1}^{q} \alpha_i + \sum_{j=1}^{p} \beta_j < 1 \qquad (۴۲)$$

بابرقراری‌شرط فوق، اثر تکانه‌ها ناپایدار و لذا شرط کافی تأمین‌می‌شود (زمردیان و نریمان، ۱۳۹۵).

الگوی EGARCH

الگوی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته نمایی[۱۶](EGARCH)، شکل دیگری از الگوهای GARCH است. تمایز اساسی الگوی EGARCH با الگوی GARCH، لگاریتمی بودن ساختار واریانس است. این الگو را می‌توان به صورت کلی به شکل رابطه (۴۴) تعریف کرد:

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t \qquad (۴۳)$$

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \ln \sigma_{t-j}^2 \qquad (۴۴)$$

نقطه قوت الگوی EGARCH آن است که استفاده از این الگو این امکان را فراهم می‌سازد که اثرات اهرمی مدل‌سازی شود. مفهوم اثرات اهرمی آن است که تغییرات قیمت و نوسان با هم همبستگی منفی دارند. در این خصوص می‌توان فرم دیگری از الگوی EGARCH را که توسط دهامیجا و بهالا (۲۰۱۰) معرفی شده به صورت رابطه (۴۵) تصریح کرد:

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \gamma_i \left(\left(\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-j}}\right) - \sqrt{\frac{2}{\pi}}\right) + \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^{p} \lambda_j \ln \sigma_{t-j}^2 \qquad (۴۵)$$

در رابطه (۴۵)، برای بررسی اثرات اهرمی می‌توان $\gamma < 0$ را آزمون کرد. چنانچه مشخص شود که $\gamma \neq 0$ است، می‌توان گفت که اثر شوک‌ها بر واریانس شرطی نامتقارن است (زمردیان و نریمان، ۱۳۹۵).

الگوی GJRGARCH

الگوی GJRGARCH از الگوهای خانواده GARCH است. این الگو نخست توسط گولستن و همکاران (۱۹۹۳) معرفی شد. در الگوی GJRGARCH، اثر شوک‌های مثبت و منفی، بر روی واریانس شرطی متقارن و با به کارگیری شاخص I مدل‌سازی می‌شود. صورت کلی مدل GJRGARCH به صورت رابطه (۴۶) بیان می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_t^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^{q} \gamma_i I_{t-i} \varepsilon_{t-1}^2 \qquad (۴۶)$$

در الگوی فوق شاخص I را می‌توان به صورت رابطه (۴۷) تعریف نمود:

$$I_{t-1} = \begin{cases} 1 \; if \; \varepsilon_{t-1<0} \\ 0 \; if \; \varepsilon_{t-1\geq 0} \end{cases} \qquad (۴۷)$$

زمردیان و نریمان، ۱۳۹۵).

الگوی TGARCH

الگوی TGARCH یکی دیگر الگوهای خانواده GARCH است. این مدل اولین بار توسط گولستن و همکاران (۱۹۹۳) و زاکوئیان (۱۹۹۴) معرفی شد. الگوی TGARCH این امکان را فراهم می‌سازد که با استفاده از آن بتوان اثرات نامتقارن شوک‌ها را مدل‌سازی کرد. الگوی TGARCH در شکل کلی خود به صورت رابطه (۴۸) بیان می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \left(|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i}\right) + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 \qquad (۴۸)$$

در مدل (۴۸)، تأثیر خبرهای خوب به مقدار α_i و تأثیر خبرهای بد به مقدار $\alpha_i + \gamma_i$ می‌باشد. بنابراین اگر $\gamma > 0$ باشد، می‌توان بیان نمود که آثار اهرمی وجود دارد (زمردیان و نریمان، ۱۳۹۵).

جامعه آماری و اطلاعات مورد نیاز

جامعه آماری مطالعه، کشورهای منطقه منا می‌باشد. با این حال بسیاری از کشورهای منطقه منا به علل گوناگون یا فاقد بازار سهام فعال هستند و یا اطلاعات منسجمی در مورد بازار سهام آن‌ها وجود ندارد. بنابراین از میان کشورهای اشاره شده در مجموعه برای ۱۲ کشور شامل بحرین، مصر، ایران، اردن، کویت، لبنان، مراکش، عمان، قطر، عربستان سعودی، تونس و امارات متحده عربی اطلاعات مورد نیاز در خصوص شاخص کل بازار سهام در دسترس بوده و به عنوان نمونه آماری تحقیق اطلاعات آن‌ها مورد استفاده قرار گرفته است. بازه زمانی انجام مطالعه نیز بر اساس آن که طی آن دوره اطلاعات در خصوص شاخص کل بازار سهام برای هر ۱۲ کشور وجود داشته باشد، از سپتامبر سال ۲۰۱۵ الی ژوئن سال ۲۰۲۲ تعیین شده است.

فرضیه‌های پژوهش

- بازارسهام ایران ازنوسان دربازار سهام‌کشورهای طرف تجاری‌با ایران در منطقه منا تأثیر می‌پذیرد.
- بازار سهام کشورهای منطقه منا از یک الگوی نوسانات نامتقارن مشابه پیروی می‌کند و خبرهای افزایش و کاهش قیمت در بازار سهام، بورس آن‌ها را به طور متفاوت تحت تأثیر قرار می‌دهد.

یافته‌های پژوهش

در مطالعه حاضر از میان توابع مختلف خانواده موجک، تابع موجک دابوشی و روش ماکزیمم همپوشانی تابع موجک گسسته (MODWT) انتخاب و بر مبنای آن متغیرهای مطالعه حاضر بر اساس فرکانس‌های متفاوت برای یک سطح تجزیه شدند؛ نتایج نشان داد که برای هر ۱۲ متغیر تحت بررسی در طول زمان، تغییرات و یا به عبارت دیگر دامنه نوسانات و تلاطم‌های سری‌های زمانی افزایش یافته است. در ادامه با استخراج نوسانات متغیرها، به منظور جلوگیری از برآورد رگرسیون کاذب، پایایی آن‌ها بررسی شد. جهت بررسی پایایی از آزمون فیلیپس پرون (PP) استفاده شد. نتایج حاصل از این آزمون نشان داد که همه متغیرها با یک بار تفاضل گیری پایا هستند و یا به عبارت دیگر جمعی از مرتبه یک (I(1)) می‌باشند. با توجه به نتایج به دست آمده، برای استفاده از اطلاعات سطح متغیرها جهت بررسی شکل ارتباط میان متغیرهای مورد مطالعه و بررسی فرضیه‌های پژوهش باید از پایا بودن جزء اخلال ارتباط میان متغیرها اطمینان حاصل شود. در ادامه برای بررسی ارتباط میان بازار سهام کشورهای مختلف تحت بررسی در منطقه منا، از الگوی خود توضیح برداری (VAR) و آزمون علیت گرنجر استفاده شد؛ قبل از برآورد مدل VAR، طول وقفه بهینه مشخص شد. در این مطالعه با توجه به آن که داده‌ها ماهانه است، لذا حجم اطلاعات زیاد می‌باشد؛ بنابراین محدودیتی در انتخاب هر کدام از معیارها وجود ندارد. لذا از معیار شوارتز بیزین (SBC) استفاده شد. نتایج مربوط به مقادیر معیار مذکور برای زوج کشورهای مختلف نشان داد که برای همه مدل‌های تحت بررسی، وقفه‌ی یک بهینه است. بر این اساس تمام مدل‌های VAR با یک وقفه برآورد و بر مبنای آن آزمون علیت گرنجر (آزمون F) انجام گرفت. نتایج حاصل در جدول (۱) ارائه شده است. بر اساس نتایج ارائه شده در جدول، بازار سهام ایران بر بازار سهام کشورهای منطقه منا تأثیر نمی‌گذارد، اما به طور مستقیم تحت تأثیر نوسانات در بازار سهام کشورهای کویت، عمان، قطر، عربستان، امارات و لبنان قرار دارد و چنان چه نوساناتی در بازار سهام این کشورها اتفاق بیافتد، بلافاصله این اثر به بازار سهام ایران منتقل خواهد شد. ضمن آن که بر اساس نتایج هیچ‌گونه علامتی در خصوص تأثیرپذیری بازار سهام ایران از نوسان در بازار سهام کشورهای اردن و بحرین و نیز کشورهای شمال آفریقا شامل مصر، تونس و مراکش مشاهده نمی‌شود. در خصوص نتایج

به دســـت آمده باید اذعان نمود که از میان کشـــورهای مذکور کویت، قطر، عربســـتان و امارات جزو کشورهای تولیدکننده نفت و گاز اوپک هستند؛ همچنین بر اساس نتایج از میان کشورهای اشاره شده اگر چه کشورهای عربستان، مصر، تونس و مراکش مبادلات تجاری چندانی با ایران ندارند، اما کشورهای کویت، عمان، قطر، امارات و لبنان ارتباط تجاری گسترده‌ای با ایران دارند. در این رابطه باید عنوان نمود که کشـورهایی که هم عضـو اوپک هسـتند و هم رابطه تجاری نزدیکی با ایران دارند از دو کانال بر بازار ســـهام ایران تأثیر می‌گذارند. کانال اول از طریق تغییر در بهای نفت و گاز اســـت. کشـــورهای عمده صـادرکننده نفت از نظر زیرسـاخت‌های اقتصـادی شـباهت‌های بسـیاری به یکدیگر دارند که ریشـه در وابســـتگی بودجه آن هوا به درآمدهای حاصـــل از صـــادرات نفت دارد. قیمت نفت نقش به ســـزایی در وضـعیت اقتصـادی و سـیاسـی کشـورهای درحال توسـعه و توسـعه‌یافته ایفا می‌کند و به عنوان یکی از "مؤلفه‌های بنیادین" در بازارهای مالی مطرح اسـت. به لحاظ نظری، قیمت نفت و شـوک‌های مرتبط با آن می‌تواند بر بازده بازار سهام یا قیمت‌های سهام از طریق درآمدهای انتظاری تأثیرگذار باشد. یکی از دلایل منطقی در کاربرد قیمت نفت به عنوان یکی از مؤلفه‌های بنیادی در تحلیل بازار سـهام را می‌توان در ارزش‌گذاری قیمت سهام به وسیله ارزش تنزیل شده جریان‌های نقدی آتی در نظر گرفت که تحت تأثیر وقایع کلان اقتصادی قرار دارند. برای مثال، افزایش قیمت نفت در کشورهای صادرکننده به منزله درآمد بیش‌تر برای آن کشورها است. افزایش تقاضا برای کالاهای سرمایه‌ای و مصرفی می‌تواند به عنوان یک فرض عقلانی در به کارگیری درآمد بیش‌تر در نظر گرفته شود که انتظار می‌رود تقاضا برای واردات کالاها و خدمات را افزایش دهد. ضمن آن که رونق گرفتن سهام‌های نفتی در کشورهای صادرکننده، افزایش دریافتی‌های سـهامداران به صـورت ارزش فعلی جریانات نقدی آتی، را در پی خواهد داشـت که این امر می‌تواند با تأثیرگذاری بر درآمد سرانه کشور، تقاضا برای کالاهای وارداتی را در سطح خانوار و جریان تجارت کشورها را در سطح کلان افزایش دهد. تحت چنین شرایطی شوک مثبت در بازار نفت خام، تقاضـا برای واردات را افزایش و تأثیری مثبت بر بازار ســـهام کشـــور صـــادرکننده که بخشـــی از شـرکت‌های این بازار تولیدکننده کالا و خدمات صـادراتی هسـتند، وارد می‌سـازد. در خصـوص ارتباط تجارت و اثر آن بر همگرایی بازار سهام ایران با سایر کشورهای منطقه منا نیز باید اذعان نمود که شرط لازم برای همگرایی، وجود روابط تجاری و مالی مناسـب میان کشـورهای همگراسـت. در این خصـوص آنچه که به طور کلی از نتایج بررسی همگرایی اقتصاد ایران مشاهده می شود آن است که همگرایی به معنای حرکت در مسیر جهانی‌شدن، در هم تنیدگی بازارها و همچنین نزدیکی به نرخ‌های جهانی تنها به صورت محدود و آن هم در خصوص تعداد کمی از کشورهای منطقه منا وجود دارد که این امر به دلیل

پایین بودن مراودات مالی و تجاری از میانگین جهانی و وضـعیت سـایر متغیرهایی اسـت که بر این امر اثرگذار هستند.

جدول۱- آزمون علیت - گرنجر برای بررسی ارتباط بازارهای سهام در کشورهای منطقه منا

فرضیه H_0	آماره F	احتمال	پذیرش یا رد H_0	جهت علیت
stpiran ↚ stpbahrain	۱/۵۲۵	۰/۲۱۶	قبول H_0	مستقل از هم
stpbahrain ↚ stpiran	۲/۱۸۸	۰/۱۳۹	قبول H_0	stpbahrain ↔ stpiran
stpiran ↚ stpegypt	۱/۲۹۵	۰/۲۵۵	قبول H_0	مستقل از هم
stpegypt ↚ stpiran	۰/۰۱۵	۰/۹۰۰	قبول H_0	stpegypt ↔ stpiran
stpiran ↚ stpjordan	۱/۰۹۳	۰/۲۹۵	قبول H_0	مستقل از هم
stpjordan ↚ stpiran	۰/۳۱۴	۰/۵۷۵	قبول H_0	stpiran ↔ stpjordan
stpiran ↚ stpkuwait	۴/۰۶۶	۰/۰۴۳	رد H_0	یک طرفه از
stpkuwait ↚ stpiran	۲/۲۶۸	۰/۲۳۰	قبول H_0	stpiran ⟵ stpkuwait
stpiran ↚ stplebanon	۱۰/۶۴۰	۰/۰۰۱	رد H_0	یک طرفه از
stplebanon ↚ stpiran	۰/۱۸۶	۰/۶۶۵	قبول H_0	stpiran ⟵ stplebanon
stpiran ↚ stpmorocco	۰/۰۴۷	۰/۸۲۷	قبول H_0	مستقل از هم
stpmorocco ↚ stpiran	۰/۰۵۵	۰/۸۱۳	قبول H_0	stpiran ↔ stpmorocco
stpiran ↚ stpoman	۷/۴۴۷	۰/۰۰۶	رد H_0	یک طرفه از
stpoman ↚ stpiran	۱/۸۲۴	۰/۱۷۶	قبول H_0	stpiran ⟵ stpoman
stpiran ↚ stpqatar	۶/۳۵۵	۰/۰۱۱	رد H_0	یک طرفه از
stpqatar ↚ stpiran	۰/۰۱۴	۰/۹۰۳	قبول H_0	stpiran ⟵ stpqatar
stpiran ↚ stpsaudiarabia	۳/۴۷۵	۰/۰۴۴	رد H_0	یک طرفه از
stpsaudiarabia ↚ stpiran	۲/۶۷۳	۰/۱۰۲	قبول H_0	stpiran ↔ stpsaudiarabia
stpiran ↚ stptunisia	۰/۷۱۱	۰/۳۹۹	قبول H_0	مستقل از هم
stptunisia ↚ stpiran	۰/۱۶۴	۰/۶۸۴	قبول H_0	stpiran ↔ stptunisia
stpiran ↚ stpemirates	۳/۵۵۴	۰/۰۳۴	رد H_0	یک طرفه از
stpemirates ↚ stpiran	۲/۱۹۴	۰/۱۳۸	قبول H_0	stpiran ← stpemirates

مؤلفه‌های اعتبارسـنجی مدل‌های پژوهش که در جدول (۲) گزارش شـده اسـت. در این خصـوص ضـریب تعیین (R^2) بیان‌گر آن اسـت که در همه الگوها بیش از ۷۰ درصـد از تغییرات متغیر وابسـته توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل‌ها توضیح داده شده است. معنی‌داری آماره F نیز، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضرایب را در همه الگوها رد می‌کند. در نهایت نیز برای اطمینان از اعتبار نتایج

و جلوگیری از برآورد رگرسیون کاذب، پایایی جزء اخلال مدل‌های پژوهش که ارتباط بین بازار سهام ایران و کشورهای منطقه منا را تأیید نموده‌اند با استفاده از آزمون فیلیپس پرون (PP) بررسی شد. با توجه به نتایج، سطح احتمال آماره آزمون PP برای همه مدل‌ها پائین‌تر از سطح احتمال ۰/۰۵ است، بنابراین می‌توان گفت که جزء اخلال در همه مدل‌ها پایا است و جمعی از مرتبه صفر ((I(0)) می‌باشد. با توجه به نتایج به دست آمده، می‌توان گفت که نتایج به دست آمده از مدل VAR و آزمون علیت گرنجر از اعتبار و اعتماد لازم برخوردار هستند.

جدول۲- ضریب تعیین، آماره F فیشر و آزمون پایایی مدل‌های پژوهش

معادلات	ضریب تعیین (R^2)	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	احتمال	آزمون PP		
					آماره	احتمال	نتایج
stpiran~stpkuwait	۰/۷۲۷	۰/۷۲۰	۱۰۲/۹۵۹	۰/۰۰۰	-۸/۴۶۲	۰/۰۰۰	پایا
stpkuwait~ stpiran	۰/۷۶۵	۰/۷۵۹	۱۲۵/۹۸۹	۰/۰۰۰	-۸/۹۷۸	۰/۰۰۰	پایا
stpiran~stpoman	۰/۷۳۸	۰/۷۳۱	۱۰۸/۸۵۹	۰/۰۰۰	-۸/۲۵۱	۰/۰۰۰	پایا
stpoman~ stpiran	۰/۷۷۵	۰/۷۶۹	۱۳۲/۸۶۵	۰/۰۰۰	-۹/۵۵۰	۰/۰۰۰	پایا
stpiran~stpqatar	۰/۷۱۳	۰/۷۰۶	۹۵/۸۸۸	۰/۰۰۰	-۸/۴۴۱	۰/۰۰۰	پایا
stpqatar~ stpiran	۰/۷۷۷	۰/۷۷۲	۱۳۴/۸۷۸	۰/۰۰۰	-۸/۳۱۵	۰/۰۰۰	پایا
stpiran~stpsaudiarabia	۰/۷۱۸	۰/۷۱۱	۹۸/۴۳۸	۰/۰۰۰	-۸/۵۰۰	۰/۰۰۰	پایا
stpsaudiarabia~ stpiran	۰/۷۴۴	۰/۷۳۷	۱۱۲/۱۲۰	۰/۰۰۰	-۹/۴۵۸	۰/۰۰۰	پایا
stpiran~stpemirates	۰/۷۱۷	۰/۷۰۹	۹۷/۷۰۲	۰/۰۰۰	-۸/۳۶۰	۰/۰۰۰	پایا
stpemirates~ stpiran	۰/۷۲۹	۰/۷۲۲	۱۰۴/۰۳۴	۰/۰۰۰	-۱۰/۵۷۱	۰/۰۰۰	پایا
stpiran~stplebanon	۰/۷۴۸	۰/۷۴۱	۱۱۴/۴۳۰	۰/۰۰۰	-۸/۳۵۶	۰/۰۰۰	پایا
stplebanon~ stpiran	۰/۷۷۲	۰/۷۶۶	۱۳۰/۸۳۲	۰/۰۰۰	-۹/۷۷۵	۰/۰۰۰	پایا

در این قسمت با استفاده از انواع مدل‌های خانواده GARCH تأثیر نوع خبر بر بازار سهام کشورهای کویت، لبنان، عمان، قطر، عربستان و امارات که بازار سهام آن‌ها با بازار سهام ایران در ارتباط است، تحلیل شده است. در ابتدا به منظور جلوگیری از رگرسیون کاذب، پایایی متغیرهای مطالعه شامل شاخص کل بازار سهام کشورهای منتخب بررسی شده است. جهت بررسی پایایی از آزمون فیلیپس پرون (PP) استفاده شد. نتایج این آزمون نشان داد که، متغیرها در سطح پایا نیستند ((I(0)) اما با یک بار تفاضل‌گیری پایا هستند؛ بر این اساس از آن جا که بر پایه بررسی ژنگ و همکاران (۲۰۰۸) نیاز است سری‌های مورد استفاده برای برآورد اثر خبرها ایستا باشند، برای برآورد الگوهای میانگین و

همچنین الگوهای دسته GARCH از حالت تفاضلی مرتبه اول متغیرها استفاده شد. مدل‌های خانواده GARCH دو بخش یعنی معادله میانگین و واریانس دارند. پس از بررسی پایایی باید معادله میانگین و واریانس این مدل‌ها برآورد شود. برای مشخص کردن معادله میانگین، با توجه به آن که سری‌های مورد بررسی در سطح ایستایی ندارند (d=1)، لذا مدل ARIMA(p,1,q)، برای مشخص کردن معادله میانگین آن‌ها مناسب است. پس از تعیین درجه ایستایی (d)، برای تعیین درجه p و q ابتدا برای آن‌ها مقدار ماکزیمم ۲ در نظر گرفته شد و مدل‌های مختلف برآورد گردید. سپس از معیار SBC جهت تعیین درجه p و q استفاده شد. در نهایت با توجه به نتایج، از میان مدل های مختلف، معادله میانگین ARIMA(1,1,1) برای سری‌های dtpiran، dtpkuwait، dtplebanon، dtpoman، dtpqatar، dtpsaudiarabia و dtpemirates انتخاب گردید. در استفاده از الگوهای GARCH پس از مشخص کردن ایستایی و الگوی میانگین، باید از برقراری اثر ARCH آگاهی حاصل شود. برای بررسی اثر ARCH معمولا از آزمون ضریب لاگرانژ[۱۷](LM) استفاده می‌شود. بر اساس نتایج فرض صفر مبنی بر عدم وجود اثرات ARCH رد و فرضیه مقابل آن مبنی بر وجود اثرات ARCH پذیرفته شد. در ادامه الگوی GARCH به همراه سه مدل از خانواده GARCH شامل GJRGARCH، EGARCH و TARCH برای نوسانات شاخص کل بورس در کشورهای منتخب منطقه منا برآورد گردید. جهت دسترسی به این هدف از معیار SBC استفاده شد. نتایج حاصل از معیار فوق در رابطه با بهترین نوع مدل‌های خانواده GARCH برای توضیح نوسانات شاخص کل در هر کشور در جدول (۳) ارائه شده است. همان‌گونه که نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد از میان انواع الگوهای خانواده GARCH برآورد شده برای کشورهای منتخب منطقه منا، مدل EGARCH را می‌توان به عنوان مناسب‌ترین مدل جهت توضیح تلاطم‌ها و مدل‌سازی نوسانات انتخاب نمود.

جدول۳- انتخاب الگوی مناسب تلاطم‌ها برای سری‌های تحت بررسی

متغیر	SBC	نوع مدل
dtpiran	۲۵/۹۶۲	EGARCH
dtpkuwait	۱۲/۷۰۵	EGARCH
dtplebanon	۱۰/۳۲۹	EGARCH
dtpoman	۱۳/۱۳۷	EGARCH
dtpqatar	۱۵/۱۲۱	EGARCH
dtpsaudiarabia	۱۵/۳۷۷	EGARCH
dtpemirates	۱۴/۴۱۴	EGARCH

با مشخص شدن الگوی EGARCH به عنوان مدل مناسب، این الگو برای مدل سازی نوسانات در کشورهای منتخب منطقه مناطق برآورد گردید. نتایج مربوط به برآورد مدل فوق در جدول (۵) ارائه شده است. در این جدول ω، β، γ و α ضرایب الگو هستند. تقارن یا عدم تقارن شاخص کل کشورهای مختلف به وسیله γ تعیین می‌شود. اگر $\gamma = 0$ باشد، اثرات متقارن و چنانچه $\gamma \neq 0$ باشد اثرات نامتقارن خواهد بود. اگر ضریب γ دارای علامت مثبت (منفی) باشد در این صورت قیمت‌های بالاتر (پایین‌تر) نوسان بالاتری ایجاد می‌کنند. بر اساس نتایج، ضریب γ در تمامی الگوهای برآورد شده متفاوت از صفر و منفی است. این امر گویای این واقعیت است که تغییرات شاخص کل در کشورهای منتخب تحت بررسی نامتقارن است. ضمن آن که خبرها در خصوص کاهش قیمت، نوسانات قیمتی بیشتری در بازار بورس ایجاد می‌کند. خبرهای جدید در خصوص نامساعد شدن وضعیت بورس و کاهش قیمت سهام باعث می‌شود سهام‌داران در سبد فعلی خود تجدیدنظر و مطابق با انتظاراتی که از قیمت در آینده دارند تقاضای خود را تعدیل نمایند. این تغییرات تقاضا نوسان قیمتی را در بازار افزایش می‌دهد. سمت عرضه بازار نیز در واکنش به نوسان تقاضا واکنش نشان می‌دهد؛ اما از آن جا که این واکنش زمان‌بر است، وقفه زمانی واکنش عرضه به تغییرات تقاضا باعث می شود تا میزان نوسان قیمت تشدید شود. الگوی EGARCH این توانایی را دارد که با استفاده از ضرایب برآوردی، بتوان اثر خبرها را بر نوسان‌های آینده معین کرد. $\alpha + \gamma$ اثر خبرها در خصوص افزایش قیمت سهام و $\alpha - \gamma$ نیز اثر خبرها در خصوص کاهش قیمت را بر میزان نوسان قیمت نمایان می سازد. نتایج برآورد این مقادیر برای کشورهای مختلف که در جدول (۵) گزارش شده است نشان می‌دهد، همه کشورهای تحت بررسی از یک الگوی مشابه پیروی و خبرها در خصوص افزایش و یا کاهش قیمت، میزان ناپایداری قیمت را در بازار بورس آن‌ها افزایش می‌دهد. به عنوان مثال اثر خبرهای افزایش و کاهش قیمت برای ایران به ترتیب برابر ۰/۷۲۴ و ۰/۷۴۲ محاسبه شده است. بر این اساس مشخص است که آثار خبرهای کاهش قیمت بر نوسان‌های قیمتی در دوره‌های آتی قابل توجه‌تر است؛ به عبارت دیگر با یک واحد افزایش در پسماند استاندارد شده، اگر ε_{t-1} منفی باشد، نوسان قیمتی در بورس ۷۴/۲ درصد کاهش و با مثبت بودن ε_{t-1}، افزایش یک واحدی در پسماند، نوسان قیمتی در بورس ۷۲/۴ درصد افزایش می‌یابد.

جدول۵- برآورد الگوی EGARCH و بررسی اثر خبرها بر بازار سهام کشورهای منتخب در منطقه منا

کشورها	متغیر	ω	α	β	γ	افزایش قیمت	کاهش قیمت
						$\alpha+\gamma$	$\alpha-\gamma$
ایران	dtpiran	۲۰/۴۱۲	۰/۷۳۳	۰/۰۸۷	-۰/۰۰۹	۰/۷۲۴	۰/۷۴۲
کویت	dtpkuwait	۰/۴۴۰	۰/۳۰۲	۰/۹۸۳	-۰/۱۶۷	۰/۱۳۵	۰/۴۶۹
لبنان	dtplebanon	۷/۷۲۷	۱/۱۵۷	۰/۲۰۸	-۰/۶۴	۰/۵۱۷	۱/۷۹۷
عمان	dtpoman	۶/۳۹۱	۰/۲۲۷	۰/۳۵۳	-۰/۲۱۴	۰/۰۱۳	۰/۴۴۱
قطر	dtpqatar	۱۱/۷۵۸	۰/۲۳۱	۰/۰۰۳	-۰/۲۱۳	۰/۰۱۸	۰/۴۴۴
عربستان	dtpsaudiarabia	۷/۶۶۰	۰/۶۶۴	۰/۳۲۸	-۰/۰۴۵	۰/۶۱۹	۰/۷۰۹
امارات	dtpemirates	۱۰/۰۹۰	۰/۸۶۹	۰/۰۴۱	-۰/۲۳۴	۰/۶۳۵	۱/۱۰۳

نتیجه‌گیری و بحث

بسیاری از کارشناسان بازار سرمایه معتقدند که بازار سهام ایران باید با بازار سهام سایر کشورهای منطقه و به خصوص کشورهای همسایه در ارتباط باشد، تا از مزایای این ارتباط بهره ببرد. با این رویکرد مطالعه حاضر به بررسی ساختار وابستگی بین بازار سهام ایران و بازار مالی بین‌المللی در کشورهای حوزه منطقه منا پرداخته است. جهت رسیدن به این هدف ابتدا اطلاعات در خصوص شاخص کل بازار سهام کشورهای منتخب در منطقه منا شامل بحرین، مصر، ایران، اردن، کویت، لبنان، مراکش، عمان، قطر، عربستان، تونس و امارات طی ۸۲ ماه یعنی از سپتامبر سال ۲۰۱۵ الی ژوئن سال ۲۰۲۲ جمع‌آوری گردید. سپس با استفاده تحلیل موجک نوسانات شاخص کل بازار سهام کشورهای مورد مطالعه محاسبه شد. در ادامه پایایی متغیرهای پژوهش شامل نوسانات شاخص کل بازار سهام کشورهای مورد مطالعه در منطقه منا طی دوره سپتامبر سال ۲۰۱۵ الی ژوئن سال ۲۰۲۲ بررسی گردید. سپس با تعیین وقفه بهینه الگوی خود توضیح برداری (VAR)، برآورد الگوی VAR در خصوص ارتباط میان نوسانات بازار سهام ایران و سایر کشورهای منطقه منا انجام شد. در ادامه آزمون علیت گرنجر در خصوص ارتباط میان نوسانات بازار سهام ایران و سایر کشورهای منطقه منا انجام شد. در نهایت نیز تأثیر نوع خبر بر بازار سهام کشورهای منتخب در منطقه منا با استفاده از انواع مدل‌های خانواده GARCH بررسی گردید. مقایسه نتایج مطالعه حاضر با

سایر مطالعات نشان می‌دهد که نتایج حاصل شده در این مطالعه با مطالعات سیدحسینی و ابراهیمی (۱۳۹۲)، اسکندری عطا و روستا (۱۳۹۴)، نیکپور و همکاران (۱۳۹۸)، دینارزهی و همکاران (۱۴۰۰)، کاپورالـه و همکاران (۲۰۱۹) و جانا (۲۰۲۱) همخوانی و مشابهت فراوانی دارد. با توجه نتایج حاصل از مطالعه حاضر، پیشنهادهای زیر ارائه شده است:

- میان بازار سهام ایران و کشورهای شمال آفریقا (شامل مراکش، مصر و تونس) و نیز برخی از کشورهای خاورمیانه (شامل بحرین و اردن) ارتباطی وجود ندارد و این بازارها مستقل از هم عمل می‌کنند. در این خصوص بررسی‌ها نشان می‌دهد که ارتباط تجاری میان ایران و کشورهای مذکور عموماً به دلایل سیاسی در حد بسیار پائینی قرار دارد. با توجه به این موضوع که انزوا در عرصه بین‌المللی و فاصله گرفتن از روند جهانی شدن به معنی منتفع نشدن از سرریزهای موجود است، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران با اتخاذ دیپلماسی فعال سیاسی، اقتصادی و تجاری و رفع موانع پیش‌رو، زمینه‌های لازم برای ایجاد ارتباط حداکثری تجاری و اقتصادی با کشورهای مذکور را فراهم نمایند.
- میان بازار سهام ایران و کشورهای منطقه منا شامل کویت، قطر، امارات و عربستان ارتباط وجود دارد. این همگرایی از یک سو به دلیل ارتباط تجاری بالای ایران با برخی از این کشورها است. بخش دیگری از این ارتباط به خصوص در مورد عربستان به دلیل وزن بزرگ و حضور صنایع بزرگ نفتی، پتروشیمی و معدنی در بورس ایران است که با استفاده از نفت و گاز به تولید مشتقات نفتی اقدام و لذا تأثیرپذیری بالایی از نوسان‌های جهانی قیمت انرژی دارند. در چنین شرایطی به دلیل وابستگی قابل توجهی که وجود دارد، شوک‌هایی که در مورد انرژی‌های مذکور ایجاد می‌شوند، به سرعت به صنایع داخلی که از این نهاده‌ها استفاده می‌کنند، گسترش می‌یابد. با توجه به آن که نوسانات ایجاد شده ممکن است به دلیل رفتار هیجانی سهامداران به کل بازار سرایت و نتایج ناگواری را ایجاد کند، لازم است سیاست‌گذاران حوزه مالی به خصوص سازمان بورس اولاً در خصوص گذرا بودن این نوسانات آموزش‌های لازم را به سهامداران ارائه دهند و ثانیاً با استفاده از ابزارهای نوین و تجربیات بین‌المللی از شدت تأثیرگذاری تلاطم‌ها بر بازار سهام کاسته و آن را مدیریت کنند.
- تغییرات شاخص بورس در کشورهای منتخب تحت بررسی نامتقارن است. خبرهای جدید در مورد نامساعد شدن وضعیت بورس و کاهش قیمت سهام سبب می‌شود که دارندگان سهام در سبد جاری سهام خود تجدیدنظر نموده و مطابق با انتظاراتی که در خصوص قیمت‌های آتی دارند تقاضای خود را تعدیل نمایند. این تغییر تقاضا نوسان‌های قیمتی را در بازار افزایش می‌دهد. در این خصوص باید توجه نمود که بورس هر کشور ویترین اقتصادی آن کشور بوده و سقوط بازار سهام به منزله غبارآلود شدن این

ویترین اقتصادی است. از این منظر برای حفظ جایگاه بازار سهام و جلوگیری از تشکیل حباب و سقوط بورس پیشنهاد می‌گردد عدم تغییرات مداوم قوانین و مقررات و صدور بخشنامه‌ها و دستورالعمل‌های مضر و مخل جریان طبیعی بازار، مزیت‌سازی برای ورود شرکت‌ها به بورس، اطلاع‌رسانی دقیق و شفاف برای بازار سرمایه، تحریک تقاضا در بخش مسکن به عنوان موتور و محرک اقتصادی، اولویت دادن به شرکت‌های بورسی برای دریافت تسهیلات بانکی با هدف اجرای طرح‌های در حال تکمیل و تأمین سرمایه در گردش، تزریق نقدینگی به بازار سرمایه از طریق شرکت‌های سرمایه‌گذاری به منظور بازارگردانی و حمایت از بازار، تدوین سازوکار صندوق حمایت از سرمایه‌گذاران و هماهنگی بازار پول با بازار سرمایه در تصمیم‌گیری‌ها در دستور کار قرار گیرد.

منابع

۱) اسکندری عطا، محمدرضا و روستا، ایمان. (۱۳۹۴). تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی بورس اوراق بهادار تهران و بازار سهام اسلامی در کشورهای منتخب. تحقیقات مالی اسلامی، ۵(۱): ۱۸۰-۱۵۵.

۲) ادیب‌پور، مهدی و کرباسی‌زاده، سینا. (۱۳۹۷). رانت نفتی و فساد در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (منا). فصلنامه علمی مدلسازی اقتصادی، ۱۲(۴۴): ۷۲-۴۷.

۳) دینارزهی، خدیجه، شهیکی تاش، محمدنبی و زمانیان، غلامرضا. (۱۴۰۰). بررسی هم روندی بازار سهام تهران و شاخص‌های اقتصاد کلان جهانی با استفاده از تحلیل های فرکانسی. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۱۲ (۴۸): ۲۵۲-۲۲۳.

۴) زمردیان، غلامرضا و نریمان، فرخنده. (۱۳۹۵). بررسی احساس امنیت سرمایه‌گذاری در بازارهای سهام، طلا، ارز و مسکن ایران با استفاده از معیار ارزیابی ارزش در معرض خطر (VaR). مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار (مدیریت پرتفوی)، ۷(۲۷): ۸۷-۱۱۳.

۵) سیدحسینی، سید محمد و ابراهیمی، سید بابک. (۱۳۹۲). بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای سهام؛ مطالعه موردی بازار سهام ایران، ترکیه و امارات. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۶(۱۹): ۸۱-۹۷.

۶) صادقی، حجت‌اله و دهقانی فیروزآبادی، زهرا. (۱۳۹۶). نوفه‌زدایی از سری‌های زمانی مالی با استفاده از آنالیز موجک. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار (مدیریت پرتفوی)، ۸(۳۳)، ۲۹۹-۳۱۵.

۷) عسگری بزایه، فاطمه، محمدزاده، رویا و آذرین فر، یدالله. (۱۳۹۹). آب و چشم‌انداز آن در منطقه منا (خاورمیانه و شمال آفریقا). آب و توسعه پایدار، ۷(۲): ۴۴-۳۳.

۸) نانوای سابق، بهناز، فقه مجیدی، علی و محمدی، احمد. (۱۳۹۷). آزمون هم‌گرایی شاخص قیمت بورس در بازارهای سهام: شواهدی از کشورهای OECD. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۳(۷۷): ۱۹۴-۱۶۹.

۹) نوفرستی، محمد. (۱۴۰۰). اقتصادسنجی کاربردی داده‌های سری زمانی. دانشگاه شهید بهشتی.

۱۰) نیکپور، ساغر، بهمنی، مجتبی، جلایی، سید عبدالمجید و نجاتی، مهدی. (۱۳۹۸). بررسی همگرایی مالی ایران و کشورهای عضو اوپک (کاربرد روش فیلیپس- سول). اقتصاد مالی، ۱۳(۴۶): ۱۲۶-۹۵.

11) Alesina, A., & Rodrik, D. (1994). Distributive politics and economic growth. The quarterly journal of economics, 109(2), 465-490.

12) Apergis, N., Christou, C., & Miller, S. M. (2014). Country and industry convergence of equity markets: International evidence from club convergence and clustering. The North American Journal of Economics and Finance, 29, 36-58.

13) Bahmani-Oskooee, M., & Saha, S. (2015). On the relation between stock prices and exchange rates: a review article. Journal of Economic Studies.
14) Barseghyan, L., & DiCecio, R. (2010). Institutional causes of output volatility. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 92(3), 205-223.
15) Borsi, M. T., & Metiu, N. (2015). The evolution of economic convergence in the European Union. Empirical Economics, 48(2), 657-681.
16) Caporale, G. M., You, K., & Chen, L. (2019). Global and regional stock market integration in Asia: A panel convergence approach. International Review of Financial Analysis, 65, 101381.
17) Djankov, S., Ganser, T., McLiesh, C., Ramalho, R., & Shleifer, A. (2010). The effect of corporate taxes on investment and entrepreneurship. American Economic Journal: Macroeconomics, 2(3), 31-64.
18) Easterly, W., Alesina, A. F., & Baqir, R. (1997). Public Goods and Ethnic Divisions. Available at SSRN 46092.
19) Eun, C. S., & Lee, J. (2010). Mean–variance convergence around the world. Journal of Banking & Finance, 34(4), 856-870.
20) Jana, S. (2021). Stock Market Integration and Trade: A Study on India and its Major Trading Partners. Vision, 09722629211034406.
21) Liow, K. H., & Song, J. (2021). Dynamic interdependence of ASEAN5 with G5 stock markets. Emerging Markets Review, 45, 100740.
22) Lyocsa, Š., & Baumoehl, E. (2014). Risk-Return Convergence in CEE Stock Markets: Structural Breaks and Market Volatility. Finance a Uver: Czech Journal of Economics & Finance, 64(5).
23) Shi, Y. (2022). What influences stock market co-movements between China and its Asia-Pacific trading partners after the Global Financial Crisis?. Pacific-Basin Finance Journal, 72, 101722.
24) Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. The quarterly journal of economics, 70(1), 65-94.
25) Syllignakis, M. N., & Kouretas, G. P. (2010). German, US and Central and Eastern European stock market integration. Open Economies Review, 21(4), 607-628.
26) Vithessonthi, C., & Kumarasinghe, S. (2016). Financial development, international trade integration, and stock market integration: Evidence from Asia. Journal of Multinational Financial Management, 35, 79-92.
27) Wang, G. J., Xie, C., Lin, M., & Stanley, H. E. (2017). Stock market contagion during the global financial crisis: A multiscale approach. Finance Research Letters, 22, 163-168.

28) Wu, T. P., Wu, H. C., Wu, S. T., & Wu, Y. Y. (2021). Economic policy uncertainty and tourism nexus dynamics in the G7 countries: Further evidence from the wavelet analysis. Tourism Planning & Development, 18(5), 529-546.
29) Zhang, X., Zheng, X., & Zeng, D. D. (2017). The dynamic interdependence of international financial markets: An empirical study on twenty-seven stock markets. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 472, 32-42.

یادداشت‌ها:

1 - Financial Convergence
2 - Middle East and North Africa
3 - Financial Integration
4 -Window
5 -Spectral
6 - Dilation
7 - Jumps
8 - cusps
9 - Singularity points.
10 - Haar wavelet
11 - Mexican hat
12 - Daubechi
13 - Basis Functions
14 -Dynamic Simultaneous Equation Model
15- Reduced Form
16 - Exponential GARCH model
17 - LM Test