فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ١٦ / شمارهٔ ٤ (پیاپی ٦١)/ زمستان ١٤٠١
صفحه ٢٧٣ تا ٣١٠

https://doi.org/10.30495/fed.2023.1968626.2804

بررسی ساختار وابستگی بازار سهام ایران و کشورهای حوزه منطقه منا

سید محمدرضا خاتمی[1]
غلامرضا زمردیان[2]✉
میرفیض فلاح شمس لیالستانی[3]
مهرزاد مینوئی[4]

تاریخ دریافت: ١٤٠١/٠٧/٢١ تاریخ پذیرش: ١٤٠١/٠٩/٢٤

چکیده

بازار سهام ایران باید با بازار سهام سایر کشورها و به خصوص کشورهای منطقه در ارتباط باشد؛ این ارتباط و وابستگی، انباشت و تشکیل سرمایه را تسریع و فرصت‌های زیادی را در اختیار سرمایه‌گذاران قرار می‌دهد. با این رویکرد مطالعه حاضر به بررسی ساختار وابستگی بازار سهام ایران و کشورهای منطقه منا پرداخته است. جهت رسیدن به این هدف ابتدا اطلاعات در خصوص شاخص کل بازار سهام کشورهای منطقه منا از سپتامبر سال ۲۰۱۵ الی ژوئن سال ۲۰۲۲ جمع‌آوری و با استفاده تحلیل موجک نوسانات شاخص کل بازار سهام کشورها محاسبه شد. در ادامه الگوی خود توضیح برداری (VAR) برآورد و آزمون علیت گرنجر در خصوص ارتباط میان نوسانات بازار سهام ایران و کشورهای منطقه صورت پذیرفت. در نهایت نیز رگرسیون چندک برآورد و حد بالا و پائین ارتباط بازار سهام ایران و کشورهای منطقه منا مشخص شد. نتایج تحلیل موجک نشان داد که در طول زمان، دامنه نوسانات شاخص کل بازار سهام در کشورهای منطقه منا افزایش یافته است. بر پایه نتایج حاصل از مدل VAR و آزمون علیت گرنجر نیز، بازار سهام ایران به صورت یکطرفه تحت تأثیر نوسانات 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 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 نشد. نتایج رگرسیون چندک نیز نشان داد که در خصوص کشورها و چندک‌های مختلف میزان تأثیرپذیری بازار سهام ایران از نوسانات متفاوت است. در این رابطه در ماه‌هایی که نوسان در بازار سهام کشورهای مذکور کمتر بوده اثر نوسانات بر بازار سهام ایران کمتر و در مقابل در ماه‌هایی که نوسانات قابل توجهی در بازار سهام اتفاق افتاده، میزان نوسان منتقل شده به بازار سهام ایران نیز بیشتر بوده است.

واژه‌های کلیدی: بازار سهام، منطقه منا، تحلیل موجک، الگوی خود توضیح برداری (VAR)، ، رگرسیون چندک.

طبقه بندی JEL : N25 ، C01، C32، C21

١- گروه مدیریت مالی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران-ایران.mohdreza30@yahoo.com
٢- گروه مدیریت مالی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران-ایران(نویسنده مسئول).gh.zomorodian@iau.ac.ir
٣- گروه مدیریت مالی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران-ایران.mirfeiz.fallah@iau.ac.ir
۴- گروه مدیریت مالی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران-ایران .mehrzad.minouei@iau.ac.ir

نوع مقاله: علمی
Ecj@iauctb.ac.ir

This work is licensed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License

۱- مقدمه

منا[1] (MENA) به معنی خاورمیانه و شمال آفریقا، اصطلاحی است که برای نامیدن کشورهای عمده تولیدکننده نفت که در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا قرار دارند، به کار می‌رود. حد این منطقه از کشور مراکش در شمال غربی قاره آفریقا آغاز می‌شود و تا ایران، شرقی‌ترین کشور منطقه خاورمیانه امتداد می‌یابد. کشورهای منطقهٔ منا 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 جمعیتی بالغ بر ۵۷۰ میلیون نفر، ۶۰ درصد منابع نفتی و ۴۵ درصد منابع گازی جهان را در اختیار دارد؛ با این حال میان کشورهای منطقه ناهمگنی زیادی وجود دارد؛ به طوری که کشورهای حاشیه خلیج‌فارس که عمدتاً صادرکننده نفت و گاز هستند، ثروتمند و به علت سطح درآمد سرانه بالا، بزرگ‌ترین واردکنندگان خالص مواد غذایی در جهان می‌باشند و ضریب امنیت غذایی آن‌ها زیاد است (عسکری بزایه و همکاران، ۱۳۹۹)؛ در مقابل کشورهایی همچون سودان و یمن بسیار فقیر هستند و سطح درآمد سرانه و ضریب امنیت غذایی پائینی دارند. به طور کلی با توجه به آن که در دو سوم کشورهای منطقه منا، کمتر از ۵ درصد زمین‌ها قابل کشت است، لذا اکثر کشورهای این منطقه جزء بزرگ‌ترین واردکنندگان مواد غذایی در جهان هستند. بر اساس آمارهای صندوق بین‌المللی پول متوسط رشد اقتصادی کشورهای منطقه منا در سال ۲۰۱۹، معادل ۱/۶ درصد بوده است؛ در جدیدترین گزارش چشم‌انداز اقتصاد منطقه‌ای که توسط صندوق بین‌المللی پول منتشر شده است، سرمایه‌گذاری برای ایجاد شغل برای جمعیت جوان به عنوان مهم‌ترین چالش کشورهای عضو منا عنوان شده است (ادیب‌پور و کرباسی‌زاده، ۱۳۹۷).

بسیاری از کشورهای حوزه منطقه منا و در حال توسعه با مشکل اساسی کمبود سرمایه روبرو هستند. از آنجا که انباشت سرمایه یکی از مهم‌ترین منابع رشد مداوم اقتصادی یک کشور به شمار می‌رود، از طریق بازارهای مالی بین‌المللی می‌توان فرآیند تشکیل سرمایه را تسریع نمود. بازارهای مالی بین‌المللی به سبب نقش اساسی در گردآوری منابع از طریق پس‌اندازهای کوچک و بزرگ موجود در اقتصاد ملی، بهینه‌سازی گردش منابع مالی و هدایت آن‌ها به سوی مصارف و نیازهای سرمایه‌گذاری در بخش‌های مولد اقتصادی، مورد توجه قرار می‌گیرند. اثرات مثبت بازار اوراق بهادار بر توسعه اقتصادی از جمله افزایش سرمایه‌گذاری از طریق کاهش ریسک، قیمت‌گذاری ریسک و تسهیل ریسک نقدینگی و تجهیز و بسیج سپرده‌ها و ... آن‌قدر زیاد و حساس است که برخی اقتصاددانان بر این عقیده‌اند که تفاوت اقتصادهای توسعه‌یافته و توسعه‌نیافته، در پیشرفت تکنولوژی نیست بلکه در وجود بازارهای مالی یکپارچه فعال و گسترده است. بازارهایی که کشورهای در حال توسعه و توسعه‌نیافته از آن محروم هستند. نتایج این مطالعات نشان می‌دهد که سطح توسعه بازارهای مالی به ویژه بازار سهام و تأثیری که آن‌ها بر تأمین مالی و انتخاب روش تأمین مالی دارد، در نهایت تأثیر شگرفی بر رشد اقتصادی به جای بگذارد. بازارهای مالی پیشرفته نظیر بازارهای مالی کشورهای پیشرفته صنعتی، حجم قابل ملاحظه‌ای از سرمایه مالی اقتصاد مربوطه را در کنترل دارند. این بازارها انگیزه پس‌انداز کردن و تبدیل پس‌انداز به سرمایه‌گذاری را با هدف

1 - Middle East and North Africa

تشکیل سرمایه به عهده دارند و از این رو نقش مهمی در تسریع رشد اقتصادی بر عهده می‌گیرند (موسوی و کلارک[1]، ۲۰۲۱).

امروزه بخش عظیمی از سرمایه‌گذاری‌ها در منطقه منا از طریق بازار اوراق بهادار و سهام انجام می‌شود، بنابراین این بازار در اقتصاد کشورهای این منطقه نقش عمده‌ای ایفا کرده و دارای اهمیت ویژه‌ای است. تا پیش از دو دهه گذشته بازار سهام در منطقهٔ منا مفهوم رایجی نبود، اما در سال‌های اخیر شاخص قیمت سهام که یکی از مهم‌ترین معیارهای سنجش عملکرد بورس اوراق بهادار است، عملکرد و بازده مناسبی در بازار سهام کشورهای منطقه منا داشته است، موضوع ترکیب، ادغام و یکپارچه‌سازی بازارهای سهام به پدیده‌ای فراگیر در این منطقه تبدیل شده است. اقتصاد ایران نیز به عنوان یکی از اقتصادهای مهم منطقه منا از این قاعده مستثنی نیست؛ بازار سهام ایران همانند بازار سهام سایر کشورها، نقش غیر قابل انکاری در جمع‌آوری نقدینگی، هدایت سرمایه‌های سرگردان به سمت بخش‌های مولد و تقویت سرمایه‌گذاری ایفا می‌کند. بر این اساس 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. کارشناسان معتقدند که اگر چه افزایش همگرایی یا درهم‌تنیدگی بازار سهام ایران با سایر کشورها سبب می‌شود تا این بازار تحت تأثیر عوامل مشترک و شوک‌های به وجود آمده در سطح بین‌المللی قرار گیرد و همبستگی آن با این بازارها افزایش یابد و لذا امکان ایجاد تنوع در سبد دارایی با سرمایه‌گذاری هم‌زمان در بازارهای سهام کشورهای مختلف از سرمایه‌گذاران سلب و محدود شود، اما همگرایی بازارهای سهام می‌تواند علاوه بر جذب منابع مالی بین‌المللی با تسهیم یا تقسیم ریسک بهتر، فرصت‌های بیشتری در اختیار سرمایه‌گذاران داخلی قرار دهد. تسهیم ریسک بهتر نیز به تخصیص کاراتر و افزایش بازدهی سرمایه کمک خواهد کرد (کریمی و همکاران، ۱۳۹۸). از دیدگاه سیاست‌گذاری نیز، همگرایی با بازارهای سهام منطقه منا اهمیت زیادی دارد. از یک نظر همگرایی بازارهای سهام به افزایش رشد اقتصادی کمک می‌کند، چرا که با تسهیم ریسک بهتر، فرایند تخصیص سرمایه نیز بهبود یافته و سرمایه کمیاب به سمت بهترین منابع موجود حرکت خواهد کرد. در عین حال همگرایی بیشتر بازارهای سهام، توانایی اقتصاد ملی برای مدیریت بهتر شوک‌ها را افزایش داده و حتی ممکن است تأثیر تلاطم‌های در سطح بین‌المللی را بر اقتصاد ملی کاهش دهد. همبستگی بین سهام اغلب در زمان‌های مختلف به وجود می‌آید. این همبستگی در دوره‌هایی که یکپارچگی اقتصادی و مالی بالاتر باشد، افزایش می‌یابد. با همگرایی بازارهای سهام و ادغام هر چه بیشتر آن‌ها، به خصوص در صورت بروز شوک در کشورهای توسعه‌یافته، تأثیر شوک‌ها به راحتی به کشورهای دیگر منتقل شده و در نتیجه تلاطم بازار سهام در سطح بین‌المللی می‌تواند به وقوع بحران در کشورها منجر شود. با این حال با ظهور واژه‌هایی نظیر "متنوع‌سازی بین‌المللی[2]" لزوم بررسی ارتباط بین بازارهای سهام داخلی با سایر بازارهای رقیب مانند بازارهای سهام سایر کشورهای منطقه منا را از اهمیت ویژه‌ای برخوردار کرده است. ضمن آن که شناسایی ارتباط بین بازار سهام ایران و سایر بازارهای سهام منطقه منا، تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران را بهینه‌تر می‌کند. با این رویکرد مطالعه حاضر در صدد است تا با استفاده

[1] - Mousavi & Clark
[2] - International Diversification

از رویکرد ترکیبی رگرسیون چندکی مبتنی بر تحلیل موجک، ساختار وابستگی بین بازار سهام ایران و کشورهای حوزه منطقه منا را بررسی کند. این بررسی می‌تواند راهنمای مفیدی برای سیاست‌گذاران در جهت تدوین مناسب برنامه‌های آتی به شمار آید.

۲- مبانی نظری

بررسی روند جهانی همگرایی بورس‌ها نشان‌دهنده‌ی گستره‌ی فزاینده‌ی ادغام آن‌ها در یکدیگر است. این فرآیند چنان سریع، پیاپی و فراگیر است که گویی به روندی ناگزیر برای توسعه‌ی صنعت بازار سرمایه تبدیل شده است. این تحولات بنیادین که بیش از هر چیز بازده نسبت به مقیاس و توان رقابتی بورس‌ها را افزایش می‌دهند، در بورس‌های بزرگ و توسعه‌یافته که خود از توان بالای رقابتی و بازده مطلوب نسبت به مقیاس برخوردار هستند نیز فراگیر است (لیو و همکاران[1]، ۲۰۲۱). در تحلیل نظری رابطه بین اوراق بهادار و بازارهای مالی بین‌المللی دو رشته ادبیات شامل اثر توازن سبد دارایی و اثر تجارت بین‌المللی وجود دارد. آگاروال[2] (۱۹۸۱)، معتقد است که ارتباط بین این دو بازار از تأثیر معامله بین‌المللی ناشی می‌شود. تغییر در نرخ ارز نه تنها بر قیمت سهام شرکت‌های چندملیتی و صادرات گرا تأثیر می‌گذارد، بلکه می‌تواند بر بازار داخلی نیز تأثیر بگذارد. برای شرکت‌های چندملیتی، نرخ ارز سریعاً بر روی ارزش عملیات خارجی آن‌ها و سودآوری شرکت تأثیر می‌گذارد. شرکت‌های داخلی نیز از تغییرات نرخ ارز تأثیر می‌پذیرند؛ زیرا ممکن است مواد اولیه را وارد کنند و محصولات خود را صادر کنند. تضعیف پول داخلی، رقابت صادرات را افزایش داده و هزینه ورودی را نیز افزایش می‌دهد (بهمنی اسکوئی و ساها[3]، ۲۰۱۵). 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[4]، 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 نیز 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[5]، ۲۰۱۶).

1 - Liow et al.
2 - Agarwal
3-Bahmani-Oskooee & Saha
4- Vithessonthi& Kumarasinghe
5 - Chen & Chiang

مبحث همگرایی چه به لحاظ نظری و چه به لحاظ تجربی برای نخستین بار توسط سولو[1] (۱۹۵۶) در رابطه با نرخ رشد اقتصادی مطرح شد. به طور کلی همگرایی و ادغام بازارهای مالی به عنوان یکی از مهم‌ترین تغییرات در بازار مالی جهانی و به عنوان سندی از جهانی‌سازی اقتصادها است. موضوع همگرایی و به دنبال آن، ادغام مالی[2] مخالفان و موافقان زیادی در ادبیات اقتصادی و مالی دارد. روند جهانی این فرآیند نشان می‌دهد که افزایش توان رقابتی و کاهش هزینه‌های عملیاتی بسیاری از بورس‌ها، به‌خصوص بورس کشورهای توسعه‌یافته را به سوی همگرایی و ادغام سوق داده است (عسگری فیروزجایی و سلمانی، ۱۳۹۵). نتایج پژوهش‌های هاول و چادیک[3] (۱۹۹۴)، ارب و همکاران[4] (۱۹۹۶)، دیامونت و همکاران[5] (۱۹۹۶) و بکائرت و هاروی[6] (۲۰۰۰) نشان می‌دهد که بی‌ثباتی سیاسی یا ریسک سیاسی تأثیر منفی بر بازارهای سرمایه‌ای دارد و به کاهش سرمایه‌گذاری همراه با افزایش نااطمینانی سیاسی منجر می‌شود. ریسک سیاسی به‌طور معمول شامل عوامل زیادی مانند محدودیت‌های بازپرداخت، میزان سطح دموکراسی، مالکیت، جنگ غیرنظامی، محدودیت‌های انتقال پول، مداخله دولت در فعالیت‌های کارآفرینی و تعداد رأی‌دهی در هر حزب سیاسی و... است (آپرگیس و همکاران، ۲۰۱۱). لیوکسا و بامول[7] (۲۰۱۴) معتقدند، همگرایی تحت تأثیر شرایط بازار بوده و با افزایش نااطمینانی رفتار بازارهای سهام غیرقابل پیش‌بینی است. یون و لی[8] (۲۰۱۰) نشان دادند که در زمان نااطمینانی بازار، واگرایی بازار سرمایه توسعه‌یافته افزایش می‌یابد. 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 موجب واگرایی بازارهای سهام شود. بکائرت و هاروی (۲۰۰۰)، آلسینا و رودریک[9] (۱۹۹۶)، جانکو و همکاران[10] (۲۰۱۰) و بارسگیان و دایسچیو[11] (۲۰۱۰) معتقدند، تجارت آزاد و بازار آزاد به همگرایی بازارهای سرمایه منجر می‌شوند. استرلی و همکاران[12] (۱۹۹۷) و استرلی و لوین[13] (۱۹۹۷) تأثیر تنوع قومی[14] را بر یکپارچگی بازارهای مالی مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که اختلافات قومی عامل مهمی در امور مالی محلی است. همچنین حقوق مالکیت معین و استانداردهای حسابداری معتبر و سازوکارهای قانونی عوامل اصلی مربوط به روند همگرایی هستند. از جمله عواملی که مانع همگرایی نهایی بازارهای سهام می‌شود، شامل موانع جریان آزاد سرمایه، گرایش

1 - Solow
2 - Financial Integration
3 -Howell & Chaddick
4 - Erb et al.
5 - Diamonte et al.
6 - Bekaert & Harvey
7 - Lyócsa & Baumöhl
8 - Eun & Lee
9 - Alesina & Rodrik
10 - Djankov et al.
11 - Barseghyan & DiCecio
12 - Easterly et al.
13 - Easterly & Levine
14 - Ethnic Diversity

سرمایه‌گذاران مالی به تعصب سهمی و غیره هستند (آپرگیس و همکاران، ۲۰۱۴). سیلیگناکیز و کورتاس[1] (۲۰۱۰) در پژوهش خود نشان دادند که ادغام بورس‌ها مزایای بااهمیتی برای صنعت بورس کشورها به همراه دارد. این مزایا، صرفه‌جویی نسبت به مقیاس عملیاتی و صرفه‌جویی نسبت به مقیاس معاملاتی را برای بازارهای مالی به همراه دارد. از سوی دیگر، هزینه‌های یکسان‌سازی پلتفرم‌های معاملاتی بین بورس‌های سهام و ابزار مشتقه و پیچیدگی‌های مربوط به آن از جمله مشکلات ادغام بورس‌ها می‌باشد (نانوای سابق و همکاران، ۱۳۹۷).

۳- پیشینه پژوهش

سیدحسینی و ابراهیمی (۱۳۹۲)، به بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای سهام ایران، ترکیه و امارات پرداختند. این مطالعه به بررسی سرایت تلاطم بین شاخص سهام بازارهای تهران، دبی و استانبول به عنوان سه بازار نوظهور و پیشرو در منطقه پرداخته است. بازه زمانی این پژوهش از دسامبر ۲۰۰۶ الی ژوئن ۲۰۱۰ و داده‌های مورد استفاده به صورت روزانه در نظر گرفته شده است. همچنین مدل‌های مورد استفاده از کلاس مدل‌های چندمتغیره گارچ CCCو DCC هستند. نتایج این مطالعه نشان دهنده سرایت معنادار تلاطم از بازار دبی به بازار تهران بود که این سرایت به شکل معکوس مشاهده نشد. از بازار دبی به ترکیه نیز سرایت محدودی قابل مشاهده بود.

عباسی شاکرم (۱۳۹۳)، به بررسی وابستگی متقابل بازارهای سهام کشورهای منتخب درحال توسعه پرداخت. بازه زمانی مورد استفاده در این مطالعه از سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۲ بوده و برای تحلیل داده‌ها، از الگوی پانل جاذبه استفاده شد. نتایج نشان داد که بین اندازه بازار، یکپارچگی اقتصادی و یکپارچگی مالی با وابستگی متقابل بازارهای سهام کشورهای مورد مطالعه، رابطه مثبت وجود دارد. رابطه بین ظرفیت اطلاعات با میزان وابستگی متقابل بازارهای سهام منفی است. وابستگی کمتری بین بازارهای سهام کشورهایی که ساختار صنعتی متفاوتی دارند، مشاهده گردید. همچنین یافته‌های مطالعه نشان داد میزان تولید و صادرات نفت بر وابستگی بازارها تأثیری مثبت دارد؛ درحالی‌که قیمت نفت، تأثیری منفی بر وابستگی متقابل بازارهای سهام کشورهای صادرکننده نفت دارد. همچنین بر اساس نتایج نااطمینانی قیمت نفت نیز تأثیر منفی بر وابستگی متقابل بازارهای سهام کشورهای منتخب داشته است.

فلیحی و همکاران (۱۳۹۳)، تأثیر بازار بورس بین‌المللی را بر بازار بورس ایران بررسی نمودند. دوره مطالعه سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۱ بوده و با استفاده از مدل سیستم دینامیکی Vensim و همچنین با استفاده از مدل داده‌های ترکیبی و سری زمانی GARCH تأثیر بورس بین‌الملل بر بورس ایران بررسی شد. نتایج نشان داد که تأثیر نوسانات بورس بین‌الملل بر بازار بورس ایران به لحاظ آماری معنادار می‌باشد. از جمله نتایج این تحقیق عدم تأثیر درآمدهای نفتی است. ضمن آن که چنان چه درآمدسرانه ۵ درصد رشد داشته باشد نوسان ۱۵ درصدی در بورس ایران ایجاد خواهد شد.

[1] - Syllignakis & Kouretas

اسکندری عطا و روستا (۱۳۹۴)، به تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی بورس اوراق بهادار تهران و بازار سهام در کشورهای منتخب پرداختند. در این مطالعه با بهره‌گیری از روش‌های تحلیل هم‌انباشتگی، ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت شاخص سهام ایران و شاخص‌های سهام در کشورهای منتخب مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. این تحقیق در بازه زمانی مِی ۲۰۰۲ تا دسامبر ۲۰۱۴ با استفاده از شاخص‌های بورس کشورهای مختلف به صورت ماهانه انجام شد. نتایج حاکی از آن است که اولاً بین شاخص سهام تهران و شاخص سهام کشورهای انگلیس، آمریکا، کشورهای عربی و شاخص جهانی اسلامی در کوتاه‌مدت ارتباط ضعیفی وجود دارد؛ ثانیاً بین این شاخص‌ها در بلندمدت هیچ‌گونه همگرایی و رابطه‌ای مشاهده نمی‌گردد.

عباسی و همکاران (۱۳۹۴)، نقش نوسانات قیمت نفت در توضیح رفتار بازده بورس اوراق بهادار تهران را طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ مورد بررسی قرار دادند. روش تجربی این پژوهش مبتنی بر مدل MS-EGARCH(1,1) دو رژیمه بوده است. نتایج مشاهدات وابستگی بالایی را از بازده بازار سهام به تغییرات رژیم نشان می‌دهد. بر اساس نتایج، برآورد رژیم صفر مرتبط با رژیم با واریانس و میانگین پایین (رکود) و رژیم یک مرتبط با واریانس و میانگین بالا (رونق) است. در رژیم صفر، شوک‌های قیمت نفت اثر منفی بر بازده سهام دارند، گفتنی است تنها در رژیم یک، نوسانات قیمت نفت بر سطح میانگین بازده سهام اثر مثبت و معناداری دارد؛ بنابراین یافته‌های این پژوهش اثرات نامتقارن نفت خام بر روی بازده سهام در دو رژیم رکود و رونق را نشان داد.

بابالویان و همکاران (۱۳۹۷)، به تحلیل وابستگی بین بازار سهام ایران و بازارهای سهام بین‌المللی پرداختند. هدف این مطالعه، بررسی وابستگی مجانبی و تخمین درجه وابستگی دنباله‌های چپ و راست توزیع بازدهی بورس اوراق بهادار تهران (TSE) با پنج بازار سهام بین‌المللی (Nikkei 225، DFM، CAC All Shares، DAX و S&P 500) بوده است. از طریق معیارهای ناپارامتریک مبتنی بر نظریه ارزش فرین چند متغیره، نوع و درجه وابستگی فرین شاخص‌های سهام مذکور با استفاده از سری‌های بازده روزانه لگاریتمی طی دوره ۲۰۱۵-۲۰۰۶ مورد بررسی قرار گرفت. برای رفع همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس سری‌های بازده، از مدل‌های اتورگرسیو برداری (VAR) و گارچ چند متغیره (MGARCH) استفاده شد. نتایج نشان داد که بین بازده روزانه شاخص بورس اوراق بهادار تهران با شاخص‌های مذکور، وابستگی مجانبی وجود ندارد. با وجود این، شاخص بورس اوراق بهادار تهران بیشترین درجه وابستگی مجانبی مثبت را در بین بازارهای مذکور، با شاخص بورس دبی (DFM) در دنباله‌های چپ و راست دارد.

کریمی و همکاران (۱۳۹۸)، همبستگی شرطی پویای نوسانات قیمت نفت و بازار سهام کشورهای حوزه خلیج فارس را بررسی نمودند. برای این منظور از مدل DCC وADCC طی دوره زمانی هفته اول سال ۲۰۰۴ تا هفته چهل و هفتم سال ۲۰۱۹ استفاده شد. نتایج این مطالعه بیان‌گر وجود همبستگی شرطی پویای نامتقارن بازار سهام ایران و دبی و همبستگی شرطی پویای متقارن بازار سهام عربستان با نفت اوپک می‌باشد، همچنین نتایج تحقیق بیان‌گر وجود همبستگی شرطی پویای متقارن بازار سهام قطر و دبی و همبستگی شرطی پویای نامتقارن بازار سهام عربستان با نفت برنت می‌باشد. تفسیر مالی وجود همبستگی‌های متقارن و نامتقارن بین شاخص بازدهی نفت برنت و بازدهی‌های سهام بازارهای دبی، قطر و عربستان حاکی از این است که مدیران ریسک باید کاملاً

نسبت به این حقیقت آگاه باشند که این بازارها در مقابل شوک‌های خارجی مصونیت ندارند. ضمن آن که نتایج نشان داد که بازار سهام دبی و ایران در مقابل شوک‌های داخلی (نفت اوپک) آسیب‌پذیر بوده و بازار سهام دبی جزء پرریسک‌ترین بازارهای حوزه خلیج فارس می‌باشد.

نیکپور و همکاران (۱۳۹۸)، همگرایی مالی ایران و کشورهای عضو اوپک را با استفاده از روش فیلیپس- سول بررسی کردند. در این پژوهش همگرایی مالی بین ایران و کشورهای عضو اوپک در دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۵ بررسی شده است. بدین منظور از متغیرهای نرخ بهره تسهیلات و سپرده به‌منظور بررسی همگرایی مالی در بازار پول و همچنین نسبت ارزش سهام معامله‌شده به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص بررسی همگرایی در بازار سرمایه استفاده شده است. نتایج بیانگر این است که به‌طورکلی کشورهای عضو اوپک در هیچ‌یک از بازارهای مالی (پول و سرمایه) تشکیل یک گروه همگرا را نمی‌دهند این امر به دلیل تفاوت در سطح تجارت بین این کشورها، درجات آزادی‌های اقتصادی، سطح کارایی بازارهای مالی و همچنین زیرساخت‌های موجود در این کشورها است. نتایج بررسی بازار سرمایه نشان‌دهنده همگرایی ایران با کشورهای امارات و عربستان سعودی است که وجه تشابه این گروه از کشورها وابستگی اقتصاد آن‌ها به درآمدهای نفتی و همچنین همبستگی میان تعداد سهام معامله‌شده در بازار سرمایه و قیمت نفت است.

ابونوری و ضیاءالدین (۱۳۹۹)، ارتباط تلاطم قیمت جهانی نفت و شاخص بازار سهام را در کشورهای عضو اوپک در قالب یک مدل گارچ چند متغیره بررسی نمودند. بدین منظور، هم‌بستگی بین این دو متغیر و میزان سرریز (سرایت)، میانگین شرطی (بازده) و تلاطم آن بین قیمت نفت و شاخص بازارهای سهام ده کشور عضو اوپک (الجزایر، ایران، عراق، کویت، نیجریه، قطر، ونزوئلا، عربستان سعودی، امارات متحده عربی واکوادور) به صورت سری‌های زمانی ماهیانه طی دوره زمانی ۲۰۱۹ - ۲۰۱۴ ارزیابی شده است. نتایج نشان داد تغییرات قیمت نفت با بازدهی بازار سهام کشورهای عضو اوپک هم‌بستگی مثبت دارد. هم‌چنین میزان هم‌بستگی نوسان‌های قیمت نفت با بازدهی سهام کشورهایی که درآمد نفت، سهم بالاتری در تولید ناخالص داخلی (GDP) آن‌ها دارد، بیش‌تر و تلاطم ناشی از تغییرات قیمت نفت به تلاطم بازدهی‌های سهام سرریز می‌شوند.

یو و حسن (۲۰۱۴)، با استفاده از اطلاعات روزانه شاخص قیمت سهام، ارتباط میان بازار سهام هشت کشور منطقه منا (MENA) شامل عربستان، امارات، عمان، بحرین، مصر، اردن، مراکش و ترکیه و سه کشور توسعه یافته آمریکا، انگلیس و فرانسه را مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه سرایت تلاطم میان این بازارها با استفاده از مدل BEKK مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که سرایت تلاطم از بازار سهام آمریکا به بیشتر این کشورها معنادار است؛ ضمن آن که بر پایه نتایج رابطه تعادلی بلندمدت بین سهام کشورهای غیر عضو شورای همکاری خلیج فارس و آمریکا وجود دارد.

چین و همکاران[1] (۲۰۱۵)، به بررسی فرایند پویای همگرایی بین بازارهای سهام چین و پنج کشور آسیایی با استفاده از روش هم انباشتگی بازگشتی پرداختند. نتایج نشان داد که این شش بازار سهام، حداکثر یک بردار

[1] - Chien et al.

همجمعی از سال ۱۹۹۴ تا سال ۲۰۰۲ دارند و به طور کلی، یکپارچگی مالی منطقه‌ای بین چین و پنج کشور آسیایی بـه تدریج افزایش یافته است.

کاپوراله و همکاران[1] (۲۰۱۵)، همگرایی بازده سهام در پنج کشور عضو اتحادیه اروپا و همچنین آمریکا را طی دوره ۱۹۷۳ تا ۲۰۰۸ بررسی کردند. در این مطالعه از روش استوک و واتسون برای استخراج مؤلفه بلندمدت از سری استفاده شد و داده‌ها فیلتر شدند. سپس با استفاده از روش فیلیپس و سول پـارامترهـای انتقـال نسـبی برآورد شدند. نتایج به همگرایی در وسط نمونه و واگرایی پس از آن اشاره دارد.

نیتوی و پوچا[2] (۲۰۱۶) با استفاده از روش فیلیپس و سول به بررسی همگرایی مالی بین کشورهای مرکز و شرق اروپا (CEE) طی دوره ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۴ پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان داد کـه بـازارهـای مـالی کشورهای CEE همگرایی همگن تشکیل نمی‌دهند.

ژانگ و همکاران[3] (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 ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۵ جمع‌آوری و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج این مطالعه نشان داد که میان بازار سهام در قاره‌های مختلف ارتباط همبستگی قوی وجود دارد.

منسی و همکاران[4] (۲۰۱۷)، مکانیزم سرایت تلاطم میان بازارهای سهام ایالات متحده و خلیج فارس و بازارهای جهانی نفت خام را به کمک مدل GHARCH چند متغیره و با استفاده داده‌های روزانه در سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۳ مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که بازار نفت به صورت غیر مستقیم توسط اخبار تولید شده از بازارهای سهام آمریکا و عربستان سعودی تأثیر می‌پذیرد. در مورد بازار عربستان، سرریز تلاطم معناداری به سمت بازار جهانی صادر کننده نفت است؛ ضمن آن که بازار سهام خلیج فارس، گیرندگان تلاطم از بازار جهانی نفت هستند.

کاپوراله و همکاران (۲۰۱۹) ادغام بازارهای سهام منطقه آسیا را با بازارهای سهام جهانی مورد بررسی و ارزیابی قرار دادند. جهت رسیدن به این هدف در این مطالعه از آزمون همگرایی فیلیپس سول استفاده شده است. نتایج نشان داد که اگرچه سرعت همگرایی بازارهای سهام پس از سال ۲۰۰۸ کاهش یافته، 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.

وو[5] (۲۰۲۰)، ادغام بازارهای سهام کشورهای شرق و جنوب شرق آسیا شامل چین، هنگ کنگ، ژاپن و کره جنوبی را با استفاده از تئوری گراف و رویکرد VAR مورد بررسی و ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان داد که میان

1 - Caporale et al.
2 - Niţoi & Pochea
3 - Zhang et al.
4 - Mensi et al.
5 - Wu

بازارهای سهام در شرق و جنوب شرق آسیا ارتباط وجود دارد. با این حال بخش قابل توجهی از این ارتباط تحت تأثیر متغیرها و مولفه‌های بازارهای جهانی است.

جانا[1] (۲۰۲۱)، نقش و اهمیت تجارت را در ادغام بازار سهام هند با شرکای اصلی تجاری این کشور مورد بررسی و ارزیابی قرار داد. در این مطالعه اطلاعات مورد نیاز به صورت هفتگی از ۱ ژانویه ۱۹۹۹ تا ۳۱ دسامبر ۲۰۱۹ برای۱۵ شریک تجاری هند جمع‌آوری شده و برای تجزیه و تحلیل اطلاعات از آزمون همجمعی جوهانسن استفاده شده است. نتایج نشان داد که جریان تجارت بر یکپارچگی تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد. ضمن آن که اگر چه نرخ بهره و تورم به ترتیب تأثیر منفی و مثبت بر همبستگی دارند، اما این تاثیرات در بسیاری از موارد معنی دار نیستند. بر این اساس سرمایه‌گذاران بین‌المللی نمی‌توانند ریسک پرتفوی خود را با ایجاد تنوع بین هند و هر ۱۵ کشور دیگر در نمونه کاهش دهند؛ زیرا همه آن‌ها با بازار سهام هند ادغام شده‌اند.

۴- فرضیه‌های تحقیق

- بازار سهام ایران از نوسان در بازار سهام کشورهای طرف تجاری با ایران در منطقه منا تأثیر می‌پذیرد.
- بازار سهام ایران از نوسان در بازار سهام کشورهای صادرکننده نفت و گاز عضو اوپک در منطقه منا تأثیر می‌پذیرد.
- بازار سهام ایران از نوسان در بازار سهام کشورهای شمال آفریقا در منطقه منا تأثیر نمی‌پذیرد.
- بازار سهام ایران از نوسان در بازار سهام کشورهای با درآمد بالا در منطقه منا تأثیر می‌پذیرد.

۵- روش‌شناسی تحقیق

۵-۱- نظریه موجک‌ها

موجک‌ها توابع ریاضی هستند که با تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی، شکل مقیاس زمان و روابط آن‌ها را ارائه می‌دهند. موجک‌ها داده‌ها را به اجزای فرکانس[2] تفکیک و هر جزء را با نمایش[3] متناسب با مقیاس آن جزء مطالعه می‌نمایند. یکی از مزایای مهم موجک‌ها، نسبت به روش‌های فوریه[4] سنتی، توان بالای تحلیل آن‌ها در شرایطی است که سیگنال‌ها با گسستگی و جهش‌های سریع همراه هستند. در نظریه موجک، اگر دامنه دید[5] بزرگ باشد، ویژگی‌های کلی سری زمانی مشاهده خواهد شد و اگر دامنه دید کوچک شود، جزئیات مورد توجه بیشتری قرار خواهد گرفت. جنگل و درخت، ساده‌ترین مثال برای این ویژگی موجک‌ها می‌باشد. مقیاسی که در موجک‌ها برای تحلیل مورد استفاده قرار می‌گیرد، از اهمیت بالایی برخوردار است و الگوریتم‌های موجک، می‌توانند داده‌ها را با

1 - Jana
2 -Frequency component
3 -Resolution
4 -Fourier
5 -Window

درجات وضوح مختلف پردازش کنند. ایده اساسی در موجک‌ها، تحلیل بر اساس مقیاس[1] است. سال‌های متمادی، دانشمندان توابعی به جز سینوس و کسینوس که مبنای تبدیل فوریه هستند را جست و جو کردند تا بتوانند تحلیل‌های موضعی[2] انجام دهند. تغییرات ناگهانی و جهش‌ها، با تبدیل فوریه قابل تحلیل نیست، اما تبدیل موجک می‌تواند وظیفه تقریب در دامنه محدود را به خوبی انجام دهد. به عبارت دیگر، موجک‌ها برای تقریب داده‌های با گسستگی‌های شدید، بسیار مناسب هستند (صادقی و دهقانی فیروزآبادی، ۱۳۹۶). پیش از دهه ۱۹۳۰، تحلیل موجک رشد زیادی نداشت و عملا تحلیل فوریه، در ریاضیات مورد استفاده قرار می‌گرفت. تحلیل فوریه بر تحلیل فراوانی تمرکز و به دنبال تقریب توابع مختلف با عبارت‌های سینوس و کسینوس است. در تحلیل فوریه هر تابع مانند $f(x)$ را که دارای دوره تناوب 2π است، می‌توان به صورت رابطه (۱) بسط داد:

$$f(x) = a_0 + \sum_{j=1}^{\infty}\left(a_j cos\, jx + \beta_j sin\, jx\right)$$

$$a_0 = \frac{1}{2\pi}\int_0^{2\pi} f(x)dx$$

$$a_j = \frac{1}{\pi}\int_0^{2\pi} f(x)\cos(jx)\,dx$$

$$\beta_j = \frac{1}{\pi}\int_0^{2\pi} f(x)\sin(jx)\,dx$$

هر تابع مانند $f(x)$ را می‌توان به‌صورت سری‌های فوریه آن بسط داد. در اقتصاد و اقتصادسنجی، تحلیل سری‌های زمانی، بسط بیشتر در دامنه زمان[3] به جای دامنه فرکانس[4] انجام می‌گرفت، در حالی که در رشته‌هایی مانند برق، تحلیل دامنه فرکانس مرسوم است. تبدیل فوریه یک سری زمانی مانند y_t به جای $f(x)$ جذابیت بیشتری در تحلیل سری زمانی و اقتصاد دارد، که البته تفاوت چندانی را با عبارت فوق سبب نمی‌شود:

$$y_t = \sum_{j=0}^{n}\{a_j \cos(\omega_j t) + \beta_j \sin(\omega_j t)\} \qquad (۲)$$

در عبارت مذکور، $\omega_j = \frac{2\pi j}{T}$ ضریبی از فرکانس بنیادی (اصلی) $\omega_1 = \frac{2\pi}{T}$ 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 خواهیم داشت:

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

1 - Scale
2 - Local
3 - Time domain
4 - Frequency domain

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

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{n}\{a_j \cos(\omega_j t) + \beta_j \sin(\omega_j t)\} \quad (۴)$$

برای به دست آوردن نمایش طیفی[1] یک فرآیند ایستا مانند فرآیند فوق می‌توان فرض کرد که تعداد جملات این عبارت افزایش و n به بـینهایـت میل می‌کند. با توجه به اینکه با گرایش n به بـینهایـت، ضـرایب فوریـه (α_j, β_j) به صفر میل می‌کنند، نیاز به بیان عبارت فوق به‌صورت مشتقات توابع معین است. با فرض $\alpha_j = dA(\omega_j)$ و $\beta_j = dB(\omega_j)$ که $A(\omega)$ و $B(\omega)$ توابع پله‌ای با نقاط گسستگی $\{\omega_j; j = 0, \dots, n\}$ هستند، لذا می‌توان نوشت:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j}\{\cos(\omega_j t)dA(\omega_j) + \sin(\omega_j t)dB(\omega_j)\} \quad (۵)$$

$$\lim_{n\to\infty} y_t = \int_0^{\pi}\{\cos(\omega_j t)dA(\omega_j) + \sin(\omega_j t)dB(\omega_j)\} = y(t) \quad (۶)$$

با توجه به این که در سری‌های زمانی، $y(t)$ یک فرایند تصادفی فرض می‌شود، بنابراین $A(\omega)$ و $B(\omega)$ نیز فرآیندهای تصادفی تعریف شده روی دامنه $[0, \pi]$ خواهند بود. فرض‌هایی که در درباره$A(\omega)$ و $B(\omega)$ در نظر گرفته می‌شوند به صورت ذیل هستند:

$A_1)\ \ E\{dA(\omega)\} = E\{dB(\omega)\} = 0$ (۷)

$A_2)\ \ E\{dA(\omega)dB(\lambda)\} = 0;\ \ \lambda, \omega$ برای هر (۸)

$E\{dA(\omega)dA(\lambda)\} = 0;\ \ \lambda \neq \omega$ اگر (۹)

$E\{dB(\omega)dB(\lambda)\} = 0;\ \ \lambda \neq \omega$ اگر (۱۰)

$A_3)\ \ V\{dA(\omega)\} = V\{dB(\omega)\} = 2dF(\omega) = 2f(\omega)d\omega$ (۱۱)

در عبارات مذکور، فـرض اول، صفر بودن امید ریاضی فرآینـدهای$A(\omega)$ و $B(\omega)$ را بیان می‌کند. فرض دوم، استقلال دو به دوی فرآیندها و استقلال سریالی در هر فرآیند را نشان می‌دهد و در نهایت فرض سوم، واریانس تغییرات فرایند را به یک تابع مشتق‌پذیر $F(\omega)$ (برخلاف $A(\omega)$ و $B(\omega)$ که به دلیل گسستگی در ω_j مشتق‌پذیر نبودند)، مرتبط می‌کند. با استفاده از فرض‌های فوق و تبدیلات ذیل:

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

$$dZ^*(\omega) = \frac{1}{2}\{dA(\omega) - idB(\omega)\} \quad (۱۳)$$

1 -Spectral

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:

$$dZ^*(\omega) = dZ(-\omega) \quad (۱۴)$$

$$E\{dZ(\omega)dZ^*(1)\} = 0; \ \lambda \neq \omega \text{ اگر} \quad (۱۵)$$

$$E\{dZ(\omega)dZ^*(\omega)\} = f(\omega)d\omega \quad (۱۶)$$

با جایگذاری در عبارت معادل $y(t)$ و ساده کردن آن عبارت (۱۷) به دست می‌آید که نمایش طیفی فرآیند $y(t)$ است:

$$y(t) = \int_{-\Pi}^{\Pi} e^{i\omega t} dz(\omega) \quad (۱۷)$$

اگر چه نمایش طیفی سری‌های زمانی و تبدیل فوریه می‌توانند موجب سهولت تحلیل و تخمین مدل‌های سری زمانی شـوند، امـا تحلیـل فرکـانس در برخـی از موارد جوابگو نیست. به طور کلی مهم‌ترین تفاوت‌های تبدیل فوریه و تبدیل موجک به شرح ذیل می‌باشد:

۱) تبدیل فوریه به تحلیل فرکانس می‌پردازد، درحالی که تبـدیل موجـک، تحلیل مقیاس را هم مدنظر قرار می‌دهد.

۲) توابع پایه‌ای، تبدیلات فوریه سینوس و کسینوس هستند، در حالی که در تبـدیل موجک، توابع پایه، یکتا و منحصر به فرد نیـستند.

۳) در تحلیل موجک، دامنه دید قابل تغییر است و می‌توان هم‌زمان، توابع پایه‌ای کوتاه و بلند را استفاده کرد، در حالی که در تبدیل فوریه، محتوای فرکـانس تـابع در طول محور زمانی، مانا فرض می‌گردد.

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

$$E = \frac{1}{2}\int_0^{2\pi} |f(x)|^2 \, dx \quad (۱۸)$$

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

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

$$\Psi_{j,k}(t) = S^{\frac{j}{2}}\Psi\left(\frac{t - S^j k}{S^j}\right) \quad (۲۰)$$

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

$$\emptyset_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}}\emptyset\left(2^{-j}t - k\right) \quad (۲۱)$$

$$\Psi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}}\Psi\left(2^{-j}t - k\right) \quad (۲۲)$$

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:

$$\Psi(t) = \frac{1}{\sqrt{S}}\Psi(\frac{t-\mu}{S}) \quad (۲۳)$$

در ادامه نیز با برابرسازی نرم $\Psi(t)$ با عدد یک و تعمیم آن رابطه (۲۴) را داریم:

$$\Psi_{j,\mu}(t) = \frac{1}{S^{\frac{j}{2}}}\Psi(\frac{t-\mu}{S}) \quad (۲۴)$$

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

$$\Psi_{j,\mu}(t) = S^{-\frac{j}{2}}\Psi\left(S^{-j}t - S^{-j}S^j k\right) = S^{\frac{-j}{2}}\Psi(S^{-j}t - k) \quad (۲۵)$$

پارامتر مقیاس S، نقش 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[1] 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:

$$\emptyset_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}}\emptyset\left(2^{-j}t - k\right) \quad (۲۶)$$

$$\Psi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}}\Psi\left(2^{-j}t - k\right) \quad (۲۷)$$

در روابط بالا، k و j ها دوره‌های زمانی و فراوانی‌های متفاوت را نشان می‌دهند. در فراوانی‌های با مقادیر بالا (مقادیر بزرگ j)، موجک امکان تمرکز روی جهش‌ها[2]، برجستگی‌ها[3] و نقاط تکین[4] را فراهم می‌نماید و در فراوانی‌های پایین (مقادیر کوچک j)، تمرکز بر همواری‌ها و تناوب سری است. تغییر j دامنه دید را تغییر و می‌تواند تحلیل را از کلی به موضعی و یا بالعکس تغییر دهد. موجک پدر، انتگرالی یک و موجک مادر، انتگرال صفر دارد.

$$\int \emptyset(t)dt = 1 \quad (۲۸)$$

1 - Dilation
2 - Jumps
3 - cusps
4 - Singularity points.

$$\int \Psi(t)dt = 0 \qquad (۲۹)$$

موجک پدر، بخش هموار، روند (فرکانس پایین) سیگنال و موجک مادر بخش‌های جزئی (فرکانس بالا) را نشان می‌دهد. توابع ψ و φ، می‌توانند اشکال مختلف از جمله هار[1]، کلاه مکزیکی[2]، داوبیشی[3] و غیره داشته باشند. معادلات این توابع کمی پیچیده است و معمولاً از چند نوع معروف آن استفاده می‌شود. 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. ویژگی اصلی تحلیل موجک، توانایی آن در تجزیه یک متغیر یا سری زمانی اجزاء با وضوح مختلف یا اصطلاحاً چند نمایشی و یا به عبارت دیگر، تجزیه چند نمایشی[4] است. تبدیل موجک یک تابع مانند f می‌تواند به وسیله معادله زیر نشان داده شود:

$$W_\psi f(j,k) = 2^{\frac{j}{2}} \int_{-\infty}^{\infty} f(t)\Psi\left(2^{\frac{j}{2}}t - k\right)dt \qquad (۳۰)$$

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

$$y(t) = \sum_k S_{j,k}\phi_{j,k}(t) + \sum_K d_{j,k}\psi_{j,k}(t) + \sum_K d_{j-1,k}\psi_{j-1,k}(t) + \cdots + \sum_K d_{1,k}\psi_{1,k}(t) \qquad (۳۱)$$

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

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

$$d_{j,k} \approx \int y(t)\Psi_{j,k}(t)dt \qquad (۳۳)$$

توابع پایه[5] $\emptyset_{j,k}(t)$ و $\Psi_{j,k}(t)$ عمود بر خم فرض می‌شوند، لذا داریم:

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

$$\int \Psi_{j,k}(t)\emptyset_{j,k}(t) = 0 \qquad (۳۵)$$

$$\int \Psi_{j,k}(t)\Psi_{j,k}(t) = \delta_{k\acute{k}}\delta_{j\acute{j}} \qquad (۳۶)$$

1 - Haar wavelet
2 - Mexican hat
3 - Daubechi
4 - Multi Resolution Decomposition
5 - Basis Functions

در عبارت مذکور، $\delta_{i,j} = 1$ و (اگر i=j) و $\delta_{i,j} = 0$(اگر i≠j). همان‌طور که مشاهده می‌شود، تبدیل موجک شبیه تبدیل فوریه است؛ اما تفـاوت اساسـی 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 توابـع موجـک همانند سـینوس و کـسینوس نبـوده و دربرگیرنده پارامتر مقیاس هستند (وو و همکاران[1]، ۲۰۲۱).

۵-۲- الگوی خود توضیح برداری (VAR)

وقتی رفتار چند متغیر سری زمانی مورد بررسی 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[2] می‌نامند (نجفی استمال و همکاران، ۱۴۰۰). در چنین الگوهایی بعضی از متغیرها درون‌زا تلقی می‌شوند و تعدادی نیز برون‌زا یا از پیش تعیین شده (برون‌زا به علاوه درون‌زای با وقفه) هستند. قبل از برآورد چنین الگویی لازم است اطمینان حاصل شود که معادلات سیستم شناسا[3] هستند. آن چه برای محقق مهم است شرط شناسایی است که فرض می‌شود تعدادی از متغیرهای از پیش تعیین شده تنها در بعضی از معادلات الگو وارد می‌شوند؛ بنابراین قبل از برآورد الگوی سیستم معادلات همزمان لازم است دو قدم برداشته شود. در گام اول باید متغیرهای الگو را به دو دسته درون‌زا و برون‌زا طبقه‌بندی کرد. در گام دوم نیز باید قیدهایی را بر ضرایب متغیرهای الگو اعمال کرد تا به شناسایی الگو دست یافت (نوفرستی، ۱۴۰۰). 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 صورتی با وجود k متغیردرون‌زا و p وقفه زمانی برای هر کدام، الگوی VAR در شکل ماتریسی به صورت رابطه (۳۷) تصریح می‌گردد:

$$Y_t = A_1.Y_{t-1} + \ldots + A_p.Y_{t-p} + u_t \qquad u_t \sim IN(0, \sum) \qquad i=1, 2\ldots, p \qquad (۳۷)$$

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 (۳۷) شکل تعدیل شده[4] 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

1 -Wu et al.
2 -Dynamic Simultaneous Equation Model
3- Identified
4- Reduced Form

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).

۵-۳- رگرسیون کوآنتایل (چندک)

انگیزه اصلی به‌کارگیری رگرسیون کوانتایل (چندک) این است که با نگاهی دقیق و جامع در ارزیابی متغیر پاسخ، مدلی ارائه شود تا امکان دخالت متغیرهای مستقل نه تنها در مرکز ثقل داده‌ها، بلکه در تمام قسمت‌های توزیع به ویژه در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی فراهم گردد، بدون اینکه محدودیت مفروضات رگرسیون معمولی، واریانس ناهمسانی و حضور تأثیرگذار داده‌های دورافتاده بر برآورد ضرایب اثیر بگذارد. در رگرسیون چندک برخلاف رگرسیون معمولی از حداقل نمودن مجموع قدرمطلق باقیمانده‌های موزون برای برآورد پارامترهای الگو استفاده می‌شود که به آن روش حداقل قدرمطلق انحرافات[1] (LAD) نیز گفته می‌شود. همان طورکه بیان گردید این آنالیز به‌خصوص زمانی که متغیر وابسته مدل نامتقارن است و شکل استاندارد ندارد، مفید است. تشریح کلی رگرسیون کوانتایل به شکل زیر است. برای متغیر تصادفی Y تابع توزیع احتمال به شرح زیر است:

$$F(y) = prob\,(Y \le y) \qquad (۳۸)$$

کوانتایل t ام Y به صورت تابع معکوس زیر تعریف می‌گردد:

$$Q(t) = inf\,\{y: F(y) \ge t \qquad 0 < t < 1\} \qquad (۳۹)$$

برای نمونه تصادفی$\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$ از y می‌توان گفت که میانه نمونه، مجموع قدرمطلق انحرافات زیر را حداقل می‌کند:

$$min_{\theta \epsilon R} \sum_{i=1}^{n} |y_i - \theta| \qquad (۴۰)$$

همچنین کوانتیل نمونه t ام $\theta(t)$ که شبیه به $Q(t)$ است، می‌تواند به صورت جواب مساله بهینه‌یابی زیر مطرح گردد:

$$min_{\theta \epsilon R} \sum_{i=1}^{n} \rho_t |y_i - \theta| \qquad (۴۱)$$
$$\rho_t(z) = z\big(t - 1(z < 0)\big), \qquad 0 < t < 1$$

1 - Least Absolute Deviations

صرفاً به‌عنوان میانگین نمونه که مجموع مربعات پسماند را حداقل می‌کند:

$$\hat{\mu} = argmin_{\mu \epsilon R} \sum_{i=1}^{n} (y_i - \mu)^2 \quad (۴۲)$$

می‌توان با حل معادله زیر به تابع میانگین شرطی خطی $E(Y|X = x) = \acute{x}\beta$ دست یافت:

$$\hat{\beta} = argmin_{\beta \epsilon Rp} \sum_{i=1}^{n} (y_i - \acute{x}\beta)^2 \quad (۴۳)$$

در پایان تابع کوانتایل شرطی خطی، $Q(t|X = x) = \acute{x}\beta(t)$ می‌تواند با حل معادله زیر برای هر کوانتایل $t\epsilon(0,1)$ برآورد شود:

$$\hat{\beta}(t) = argmin_{\beta \epsilon Rp} \sum_{i=1}^{n} \rho_t(y_i - \acute{x}\beta) \quad (۴۴)$$

که در آن، مقدار کوانتایل $\hat{\beta}(t)$، رگرسیون کوانتایل t ام نامیده می‌شود (تیان و همکاران[1]، ۲۰۱۸). لازم به ذکر است برای ارزیابی و آزمون مدل در رگرسیون کوانتایل دو شاخص و آزمون ارائه شده است که عبارتند از:

آزمون برابری شیب[2]

کوئنکر و باست (۱۹۸۲) آزمونی را برای برابر بودن ضرایب شیب بین کوانتیل‌ها ارائه دادند. فرضیه صفر این آزمون به شرح زیر است:

$$H_0: \beta_1(t_1) = \beta_1(t_3) = \cdots = \beta_1(t_k) \quad (۴۵)$$

که $(p-1)(k-1)$ قید را بر روی ضرایب اعمال می‌کند. بر این اساس می‌توان آزمون والد مربوطه را تشکیل داد که به صورت $\chi^2_{(p-1)(k-1)}$ توزیع شده است (شکوهی‌فرد و همکاران، ۱۴۰۰).

آزمون تقارن[3]

نوی و پاول[4] (۱۹۸۷) برای برآوردگرهای حداقل مربعات نامتقارن، آزمون تقارن را ارائه کردند که قید (محدودیت)کمتری دارد. این رویکرد به راحتی در مورد رگرسیون کوانتایل قابل استفاده است. فرضیه آزمون نوی و پاول این است که اگر توزیع Y به ازای مقادیر معین X متقارن باشد خواهیم داشت:

[1] -Tian et al.
[2] -Slope Equality Testing
[3] -Transparency International
[4] -Newey and Powell

$$\frac{\beta(t)+\beta(1-t)}{2}=\beta(1/2) \quad (۴۶)$$

می‌توان این قیدها را با استفاده از آزمون والد در رگرسیون کوانتایل مورد آزمون قرار داد. فرض کنید عدد فردی مانند k وجود دارد و ضرایب برآوردی با استفاده از t_k مرتب شده‌اند. مقدار میانی $t_{(k+1)/2}$ فرض می‌شود که برابر با ۰/۵ بوده و با فرض $t_j=1-t_{k-j+1}$ برای $j=1,\dots,(k-1)/2$ حول عدد ۰/۵ متقارن هستند. بر این اساس فرضیه صفر آزمون نوی و پاول برای$t_j=1-t_{k-j+1}$ به شرح زیر خواهد بود:

$$H_0=\frac{\beta(t_j)+\beta(t_{k-j-1})}{2}=\beta(1/2) \quad (۴۷)$$

مقدار آماره آزمون والد برای فرضیه صفر متقارن بودن، صفر است. فرضیه صفر نیز$p(k-1)/2$ قید دارد، از این رو آماره والد به صورت $\chi^2_{p(k-1)/2}$ توزیع شده است (شکوهی‌فرد و همکاران، ۱۴۰۰).

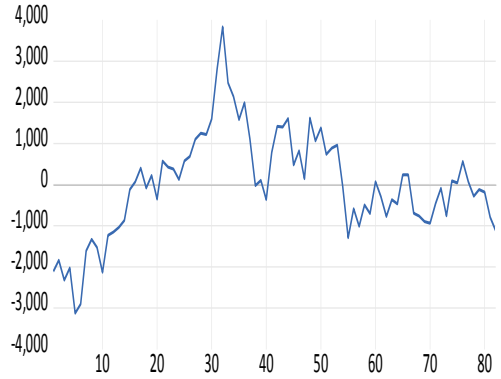
۵-۴- جامعه آماری و اطلاعات مورد نیاز

جامعه آماری مطالعه، کشورهای منطقه منا است. 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.

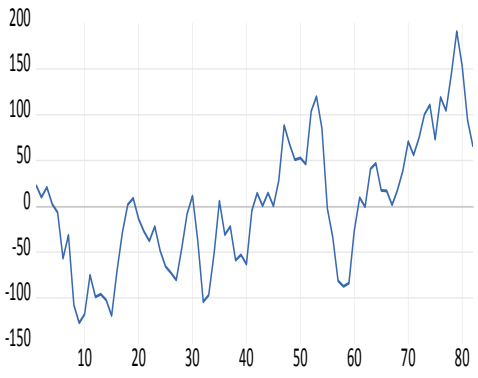
۶- یافته‌های تحقیق

۶-۱- استخراج نوسانات متغیرهای پژوهش از طریق تحلیل موجک

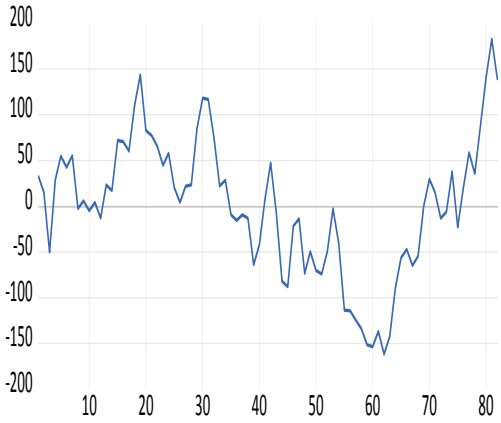
در مطالعه حاضر از میان توابع مختلف موجک، تابع موجک دابوشی (db3) و روش ماکزیمم همپوشانی تابع موجک گسسته (MODWT) برای سری‌های زمانی انتخاب و بر مبنای آن متغیرهای مطالعه حاضر شامل شاخص کل بازار سهام کشورهای منطقه منا، بر اساس فرکانس‌های متفاوت برای یک سطح تجزیه شده‌اند؛ شکل (۱) مؤلفه‌های تجزیه شده شاخص کل بازار سهام را برای کشورهای تحت بررسی در منطقه منا در سطح اول نشان می‌دهد که در واقع بیان‌گر همان نوسانات شاخص کل بازار سهام کشورهای تحت بررسی می‌باشد. همان‌گونه که از شکل (۱) مشخص است برای هر دوازده متغیر تحت بررسی در طول زمان، تغییرات و یا به عبارت دیگر دامنه نوسانات و تلاطم‌های سری‌های زمانی افزایش یافته است. این تغییرات گسترده می‌تواند به دلایل مختلف سیاسی، اقتصادی، فرهنگی، اجتماعی و حتی محیطی باشد که در سطح داخلی و بین‌المللی در طول زمان اتفاق افتاده است.



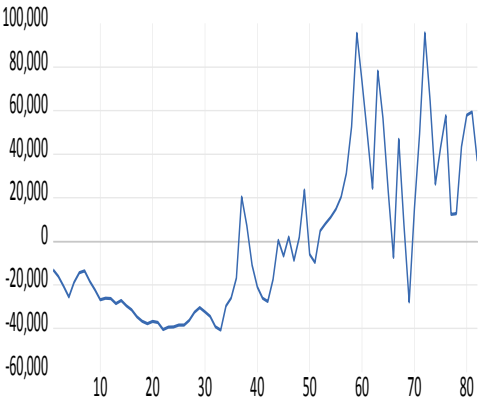
نوسانات شاخص کل بازار سهام مصر



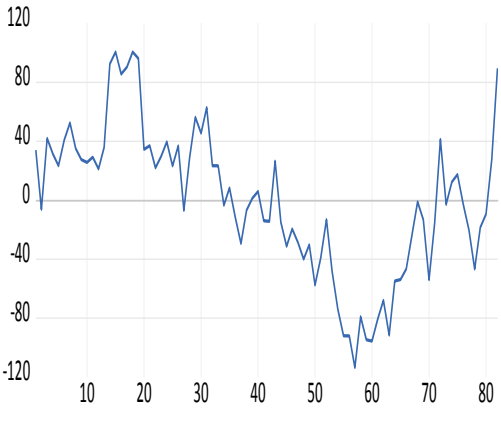
نوسانات شاخص کل بازار سهام بحرین



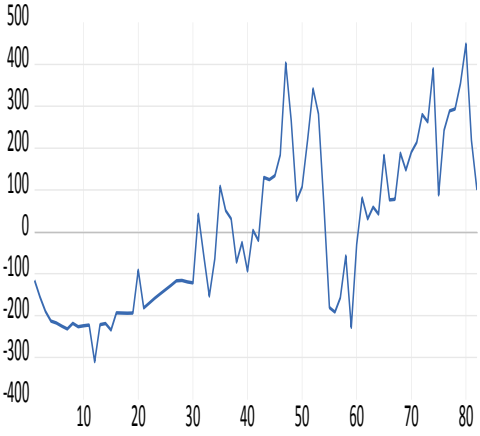
نوسانات شاخص کل بازار سهام اردن



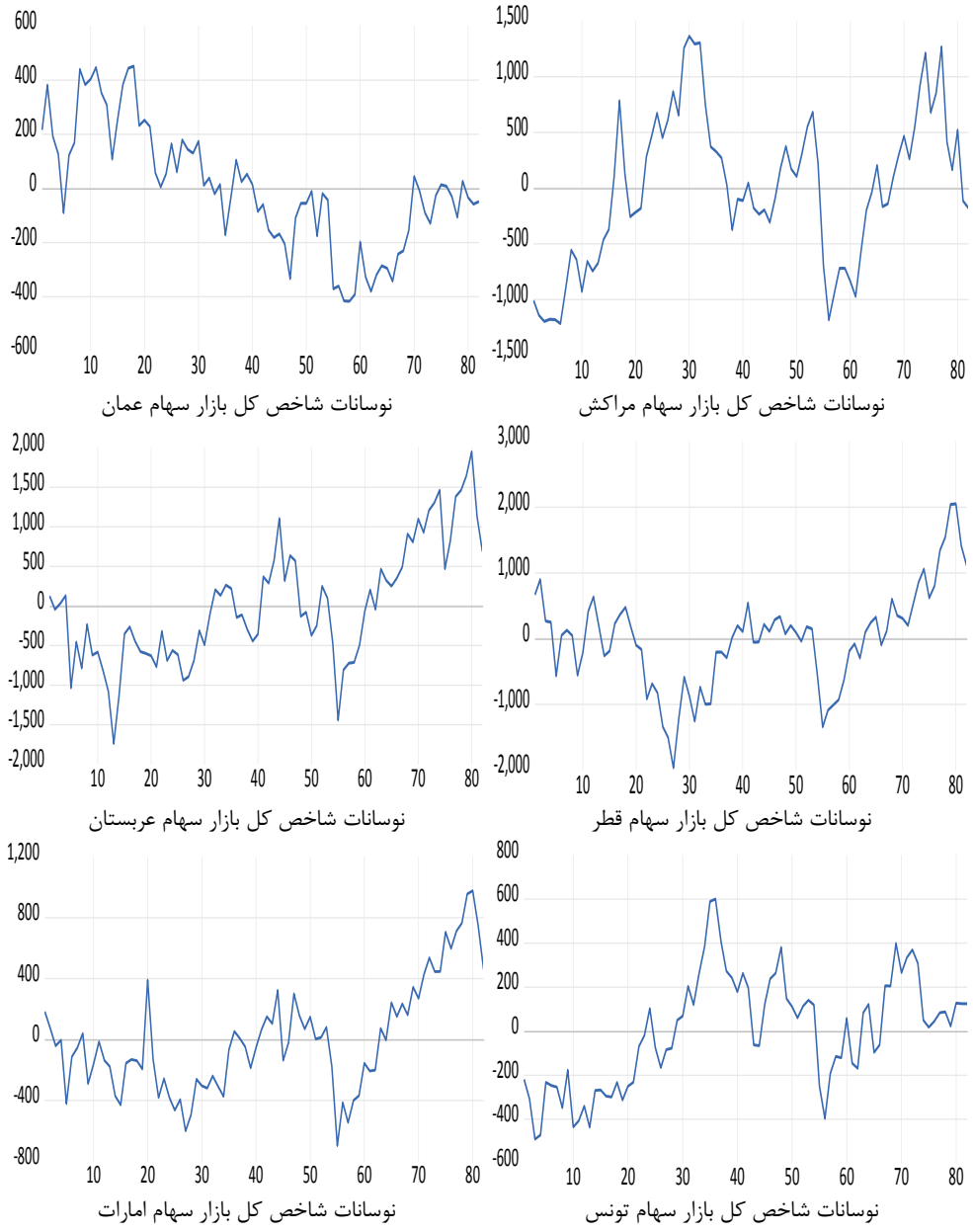
نوسانات شاخص کل بازار سهام ایران



نوسانات شاخص کل بازار سهام لبنان



نوسانات شاخص کل بازار سهام کویت



شکل ۱- نوسانات شاخص کل بازار سهام کشورهای تحت بررسی در منطقه منا.

منبع: یافته‌های پژوهشگر.

۲-۶- بررسی نرمالیتی متغیرهای پژوهش

در مطالعه حاضر جهت بررسی نرمال بودن متغیرهای مطالعه از آزمون جارگو برا استفاده شد. در این آزمون چنان چه آماره آزمون (در سطح اطمینان ۹۵ درصد) بزرگ‌تر از ۰/۰۵ به دست آید، در این صورت دلیلی برای رد فرض صفر مبنی بر اینکه داده‌ها نرمال هستند، وجود نخواهد داشت؛ به عبارت دیگر توزیع داده‌ها نرمال خواهند بود. با توجه به نتایج آزمون جارگو برا که در جدول (۱) ارائه شده است، از آن جا که برای تمامی متغیرهای تحت بررسی سطح احتمال آماره آزمون از سطح احتمال ۰/۰۵ درصد کوچک‌تر است، لذا می‌توان گفت که تمامی متغیرهای تحت بررسی در مطالعه غیرنرمال هستند. با توجه به این مسئله در ادامه برای آن که نتایج از اعتبار لازم برخوردار باشند، برای آزمودن مدل تحقیق و بررسی ارتباط میان متغیرها نباید از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) استفاده شود و در مقابل باید از روش درست نمایی بیشینه (ML) و یا رگرسیون کوآنتایل (چندک) استفاده کرد.

جدول۱- نتایج مربوط به بررسی نرمالیتی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	تعداد مشاهدات	آماره آزمون جارگو برا	سطح معنی‌داری
شاخص کل بازار سهام بحرین	tpbahrain	۸۲	۱۹/۹۷۵	۰/۰۰۰
شاخص کل بازار سهام مصر	tpegypt	۸۲	۱۲/۳۳۶	۰/۰۱۲
شاخص کل بازار سهام ایران	tpiran	۸۲	۱۲/۷۵۲	۰/۰۰۱
شاخص کل بازار سهام اردن	tpjordan	۸۲	۱۲/۹۳۱	۰/۰۱۰
شاخص کل بازار سهام کویت	tpkuwait	۸۲	۱۳/۲۷۳	۰/۰۲۴
شاخص کل بازار سهام لبنان	tplebanon	۸۲	۶/۱۹۱	۰/۰۴۵
شاخص کل بازار سهام مراکش	tpmorocco	۸۲	۱۴/۵۵۰	۰/۰۳۲
شاخص کل بازار سهام عمان	tpoman	۸۲	۷/۶۸۴	۰/۰۲۱
شاخص کل بازار سهام قطر	tpqatar	۸۲	۹/۰۸۹	۰/۰۱۰
شاخص کل بازار سهام عربستان	tpsaudiarabia	۸۲	۱۹/۰۴۹	۰/۰۰۰
شاخص کل بازار سهام تونس	tptunisia	۸۲	۱۲/۹۲۳	۰/۰۲۱
شاخص کل بازار سهام امارات	tpemirates	۸۲	۶۲/۷۹۲	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۳-۶- بررسی پایایی متغیرهای پژوهش

در این قسمت، به منظور جلوگیری از برآورد رگرسیون کاذب، پایایی متغیرها بررسی شده است. جهت بررسی پایایی متغیرها از آزمون فیلیپس پرون (PP) استفاده شده است. جدول (۲) نتایج حاصل از این آزمون را در حالت مدل با عرض از مبدأ نشان می‌دهد. با توجه به نتایج ارائه شده در این جدول، سطح احتمال آماره آزمون PP برای همه متغیرهای تحت بررسی بالاتر از سطح احتمال ۰/۰۵ است، لذا این متغیرها در سطح پایا نیستند ((I(0)؛ با

این وجود سطح احتمال آماره آزمون PP برای تفاضل مرتبه اول این متغیرها کمتر از سطح احتمال ۰/۰۵ است؛ بنابراین می‌توان گفت که همه این 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، در قسمت‌های آتی 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.

جدول۲- نتایج آزمون پایایی متغیرهای پژوهش با استفاده از آزمون PP

متغیرها	نماد	آزمون PP		نتایج
		آماره	احتمال	
نوسانات شاخص کل بازار سهام بحرین	stpbahrain	-۲/۰۲۶	۰/۲۷۵	ناپایا
تفاضل مرتبه اول نوسانات شاخص کل بازار سهام بحرین	dstpbahrain	-۷/۲۸۷	۰/۰۰۰	پایا
نوسانات شاخص کل بازار سهام مصر	stpegypt	-۲/۳۷۸	۰/۱۵۰	ناپایا
تفاضل مرتبه اول نوسانات شاخص کل بازار سهام مصر	dstpegypt	-۱۰/۹۱۰	۰/۰۰۰	پایا
نوسانات شاخص کل بازار سهام ایران	stpiran	-۲/۲۱۴	۰/۲۰۲	ناپایا
تفاضل مرتبه اول نوسانات شاخص کل بازار سهام ایران	dstpiran	-۱۵/۸۵۸	۰/۰۰۰	پایا
نوسانات شاخص کل بازار سهام اردن	stpjordan	-۱/۴۸۴	۰/۵۳۶	ناپایا
تفاضل مرتبه اول نوسانات شاخص کل بازار سهام اردن	dstpjordan	-۸/۲۴۱	۰/۰۰۰	پایا
نوسانات شاخص کل بازار سهام کویت	stpkuwait	-۲/۰۳۹	۰/۲۶۹	ناپایا
تفاضل مرتبه اول نوسانات شاخص کل بازار سهام کویت	dstpkuwait	-۱۴/۱۵۷	۰/۰۰۰	پایا
نوسانات شاخص کل بازار سهام لبنان	stplebanon	-۲/۱۴۲	۰/۲۲۹	ناپایا
تفاضل مرتبه اول نوسانات شاخص کل بازار سهام لبنان	dstplebanon	-۱۰/۹۲۵	۰/۰۰۰	پایا
نوسانات شاخص کل بازار سهام مراکش	stpmorocco	-۲/۴۰۴	۰/۱۴۳	ناپایا
تفاضل مرتبه اول نوسانات شاخص کل بازار سهام مراکش	dstpmorocco	-۷/۴۷۹	۰/۰۰۰	پایا
نوسانات شاخص کل بازار سهام عمان	stpoman	-۲/۱۸۴	۰/۲۱۳	ناپایا
تفاضل مرتبه اول نوسانات شاخص کل بازار سهام عمان	dstpoman	-۱۰/۹۹۸	۰/۰۰۰	پایا
نوسانات شاخص کل بازار سهام قطر	stpqatar	-۱/۹۲۰	۰/۳۲۱	ناپایا
تفاضل مرتبه اول نوسانات شاخص کل بازار سهام قطر	dstpqatar	-۸/۷۳۳	۰/۰۰۰	پایا
نوسانات شاخص کل بازار سهام عربستان	stpsaudiarabia	-۲/۱۹۴	۰/۲۰۹	ناپایا
تفاضل مرتبه اول نوسانات شاخص کل بازار سهام عربستان	dstpsaudiarabia	-۱۱/۲۲۴	۰/۰۰۰	پایا
نوسانات شاخص کل بازار سهام تونس	stptunisia	-۲/۲۸۵	۰/۱۷۹	ناپایا
تفاضل مرتبه اول نوسانات شاخص کل بازار سهام تونس	dstptunisia	-۹/۹۶۲	۰/۰۰۰	پایا
نوسانات شاخص کل بازار سهام امارات	stpemirates	-۱/۶۶۶	۰/۴۴۴	ناپایا
تفاضل مرتبه اول نوسانات شاخص کل بازار سهام امارات	dstpemirates	-۱۲/۲۱۳	۰/۰۰۰	پایا

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۶- تعیین وقفه بهینه الگوی خود توضیح برداری (VAR)

برای بررسی ارتباط میان بازار سهام کشورهای مختلف، از الگوی خود توضیح برداری (VAR) و آزمون علیت گرنجر استفاده می‌شود؛ قبل از برآورد مدل VAR، لازم است طول وقفه بهینه مشخص شود. برای تعیین طول وقفه بهینه معیارهای گوناگونی وجود دارد که می‌توان آن‌ها را انتخاب نمود. در این مطالعه از معیار شوارتز بیزین (SBC) استفاده شده است. برای این منظور ۱۱ الگوی مربوط به ارتباط میان بازار سهام ایران و کشورهای مختلف مورد بررسی در منطقه منا برای وقفه‌های ۰ تا ۷ تخمین و مقدار معیار SBC آن‌ها محاسبه شده است. نتایج مربوط به مقادیر معیار مذکور برای زوج کشورهای مختلف در جدول (۳) ارائه شده است. همان طور که در این جدول مشاهده می‌شود معیار اشاره شده، برای هر ۱۱ مدل تحت بررسی، وقفه‌ی یک را برای الگوی VAR پیشنهاد می‌کند. بر این اساس در قسمت آتی، الگوی VAR برای تمامی مدل‌ها با یک وقفه برای متغیر مستقل و وابسته برآورد و بر مبنای آن آزمون علیت گرنجر انجام خواهد گرفت.

جدول۳- تعیین وقفه بهینه الگوی خود توضیح برداری (VAR) برای بررسی ارتباط بازارهای سهام در کشورهای منطقه منا

معادلات	شوارتز بیزین (SBC)	وقفه بهینه
stpiran~stpbahrain	۳۲/۷۴۳	۱
stpbahrain~stpiran		
stpiran~stpegypt	۳۸/۴۸۸	۱
stpegypt~stpiran		
stpiran~stpjordan	۳۲/۸۷۸	۱
stpjordan~ stpiran		
stpiran~stpkuwait	۳۴/۸۹۵	۱
stpkuwait~ stpiran		
stpiran~stplebanon	۳۱/۹۹۵	۱
stplebanon~ stpiran		
stpiran~stpmorocco	۳۷/۲۹۲	۱
stpmorocco~ stpiran		
stpiran~stpoman	۳۴/۹۸۹	۱
stpoman~ stpiran		
stpiran~stpqatar	۳۷/۴۸۷	۱
stpqatar~ stpiran		
stpiran~stpsaudiarabia	۳۷/۵۸۷	۱
stpsaudiarabia~ stpiran		
stpiran~stptunisia	۳۵/۴۴۲	۱
stptunisia~ stpiran		
stpiran~stpemirates	۳۶/۲۱۹	۱
stpemirates~ stpiran		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵-۶- برآورد الگوی خود توضیح برداری (VAR) و انجام آزمون علیت– گرنجر

پس از تعیین طول وقفه بهینه، برای شناسایی و بررسی ارتباط علی و معلولی میان بازارهای سهام از الگوی VAR و آزمون علیت - گرنجر استفاده شده است. در این راستا ۱۱ رابطه که در حقیقت بیان‌گر ارتباط دو به دوی میان کشورها بوده‌اند، در چارچوب مدل VAR به صورت مدل مقید و نامقید برآورد و رابطه علیت میان بازارهای سهام کشورها با استفاده از آزمون علیت گرنجر (آزمون F) شناسایی شد. نتایج حاصل در جدول (۴) 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 در منطقه منا مشاهده نمی‌شود. در خصوص نتایج به دست آمده باید اذعان نمود که از میان کشورهای مذکور کویت، قطر، عربستان 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 کشورهایی که هم عضو اوپک هستند و هم رابطه تجاری نزدیکی با ایران دارند از دو کانال بر بازار سهام ایران تأثیر می‌گذارند. کانال اول از طریق تغییر در بهای نفت و گاز است. بررسی مطالعات صورت گرفته پیرامون ارتباط میان قیمت نفت و شاخص سهام در کشورهای مختلف بیانگر ارتباط مستقیم میان این دو متغیر است به طوری که نوسانات قیمت نفت، نوسانات قیمت سهام را در پی دارد. در خصوص 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 مناسب میان کشورهای همگراست. در این خصوص آنچه که به طور کلی از نتایج بررسی همگرایی اقتصاد ایران مشاهده می‌شود 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 سطح مراودات مالی و تجاری از میانگین جهانی و وضعیت سایر متغیرهایی است که بر این امر اثرگذار هستند.

جدول۴- 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
stpbahrain ↚ stpiran	۲/۱۸۸	۰/۱۳۹	قبول H_0	
stpiran ↚ stpegypt	۱/۲۹۵	۰/۲۵۵	قبول H_0	مستقل از هم stpegypt ↮ stpiran
stpegypt ↚ stpiran	۰/۰۱۵	۰/۹۰۰	قبول H_0	
stpiran ↚ stpjordan	۱/۰۹۳	۰/۲۹۵	قبول H_0	مستقل از هم stpiran ↮ stpjordan
stpjordan ↚ stpiran	۰/۳۱۴	۰/۵۷۵	قبول H_0	
stpiran ↚ stpkuwait	۴/۰۶۶	۰/۰۴۳	رد H_0	یک طرفه از stpiran ⟵ stpkuwait
stpkuwait ↚ stpiran	۲/۲۶۸	۰/۲۳۰	قبول H_0	
stpiran ↚ stplebanon	۱۰/۶۴۰	۰/۰۰۱	رد H_0	یک طرفه از stpiran ⟵ stplebanon
stplebanon ↚ stpiran	۰/۱۸۶	۰/۶۶۵	قبول H_0	
stpiran ↚ stpmorocco	۰/۰۴۷	۰/۸۲۷	قبول H_0	مستقل از هم stpiran ↮ stpmorocco
stpmorocco ↚ stpiran	۰/۰۵۵	۰/۸۱۳	قبول H_0	
stpiran ↚ stpoman	۷/۴۴۷	۰/۰۰۶	رد H_0	یک طرفه از stpiran ⟵ stpoman
stpoman ↚ stpiran	۱/۸۲۴	۰/۱۷۶	قبول H_0	
stpiran ↚ stpqatar	۶/۳۵۵	۰/۰۱۱	رد H_0	یک طرفه از stpiran ⟵ stpqatar
stpqatar ↚ stpiran	۰/۰۱۴	۰/۹۰۳	قبول H_0	
stpiran ↚ stpsaudiarabia	۳/۴۷۵	۰/۰۴۴	رد H_0	یک طرفه از stpiran ↮ stpsaudiarabia
stpsaudiarabia ↚ stpiran	۲/۶۷۳	۰/۱۰۲	قبول H_0	
stpiran ↚ stptunisia	۰/۷۱۱	۰/۳۹۹	قبول H_0	مستقل از هم stpiran ↮ stptunisia
stptunisia ↚ stpiran	۰/۱۶۴	۰/۶۸۴	قبول H_0	
stpiran ↚ stpemirates	۳/۵۵۴	۰/۰۳۴	رد H_0	یک طرفه از stpiran ← stpemirates
stpemirates ↚ stpiran	۲/۱۹۴	۰/۱۳۸	قبول H_0	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۶-۶- ضریب تعیین و آماره F فیشر مدل‌های پژوهش

بعد از انجام برآوردهای اقتصادسنجی باید از صحت و میزان اعتماد به نتایج حاصل از برآوردها اطمینان حاصل نبود. در این خصوص در این قسمت مؤلفه‌های اعتبارسنجی برای مدل‌های پژوهش که ارتباط بین بازار سهام ایران و کشورهای منطقه منا را تأیید نموده‌اند، بررسی و نتایج در جدول (۵) گزارش شده است. همان گونه که از اطلاعات ارائه شده در جدول مذکور مشخص است اعتبار بالای مدل‌های برآورد شده قابل تأیید است. در این خصوص ضریب تعیین (R^2) بالا بیان‌گر قدرت توضیح دهندگی بالای الگوها بوده و به عبارتی گویای آن است که

در همه الگوها بیش از ۷۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل‌ها توضیح داده شده است. معنی‌داری آماره F نیز در سطح ۱۰۰ درصد، مبین معنی‌داری کلی همه الگوها بوده و با اطمینان ۱۰۰ درصد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضرایب در همه الگوها رد می‌شود.

جدول۵- ضریب تعیین و آماره F فیشر مدل‌های پژوهش

معادلات	ضریب تعیین (R^2)	ضریب تعیین تعدیل شده ($\bar{R}^2$)	آماره F	احتمال
stpiran~stpkuwait	۰/۷۲۷	۰/۷۲۰	۱۰۲/۹۵۹	۰/۰۰۰
stpkuwait~ stpiran	۰/۷۶۵	۰/۷۵۹	۱۲۵/۹۸۹	۰/۰۰۰
stpiran~stpoman	۰/۷۳۸	۰/۷۳۱	۱۰۸/۸۵۹	۰/۰۰۰
stpoman~ stpiran	۰/۷۷۵	۰/۷۶۹	۱۳۲/۸۶۵	۰/۰۰۰
stpiran~stpqatar	۰/۷۱۳	۰/۷۰۶	۹۵/۸۸۸	۰/۰۰۰
stpqatar~ stpiran	۰/۷۷۷	۰/۷۷۲	۱۳۴/۸۷۸	۰/۰۰۰
stpiran~stpsaudiarabia	۰/۷۱۸	۰/۷۱۱	۹۸/۴۳۸	۰/۰۰۰
stpsaudiarabia~ stpiran	۰/۷۴۴	۰/۷۳۷	۱۱۲/۱۲۰	۰/۰۰۰
stpiran~stpemirates	۰/۷۱۷	۰/۷۰۹	۹۷/۷۰۲	۰/۰۰۰
stpemirates~ stpiran	۰/۷۲۹	۰/۷۲۲	۱۰۴/۰۳۴	۰/۰۰۰
stpiran~stplebanon	۰/۷۴۸	۰/۷۴۱	۱۱۴/۴۳۰	۰/۰۰۰
stplebanon~ stpiran	۰/۷۷۲	۰/۷۶۶	۱۳۰/۸۳۲	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۷-۶- پایا بودن جمله خطا مدل‌های پژوهش

در قسمت‌های قبل مشخص گردید که متغیرهای پژوهش در سطح پایا نبوده و همه متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری پایا هستند و یا به عبارت دیگر جمعی از مرتبه یک (I(1)) می‌باشند. با توجه به نتایج به دست آمده، عنوان گردید که برای استفاده از اطلاعات سطح متغیرها در بررسی شکل ارتباط میان متغیرهای مورد مطالعه، باید از پایا بودن جزء اخلال ارتباط میان متغیرها اطمینان حاصل شود. بر این اساس برای اطمینان از اعتبار نتایج به دست آمده 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 شده است. جدول (۶) نتایج حاصل از این آزمون را در حالت مدل با عرض از مبدأ نشان می‌دهد. با توجه به نتایج ارائه شده در این جدول، سطح احتمال آماره آزمون PP برای همه مدل‌های تحت بررسی پائین از سطح احتمال ۰/۰۵ است، بنابراین می‌توان گفت که جزء اخلال در همه مدل‌ها پایا است و یا به عبارت دیگر جمعی از مرتبه صفر (I(0)) می‌باشد. با توجه به

نتایج به دست آمده، احتمال وجود رگرسیون کاذب رد می‌گردد و می‌توان گفت که نتایج به دست آمده از مدل VAR و آزمون علیت گرنجر از اعتبار و اعتماد لازم برخوردار هستند.

جدول۶- نتایج آزمون پایایی مدل‌های پژوهش با استفاده از آزمون PP

معادلات	آزمون PP		نتایج
	آماره	آماره	
stpiran~stpkuwait	-۸/۴۶۲	۰/۰۰۰	پایا
stpkuwait~ stpiran	-۸/۹۷۸	۰/۰۰۰	پایا
stpiran~stpoman	-۸/۲۵۱	۰/۰۰۰	پایا
stpoman~ stpiran	-۹/۵۵۰	۰/۰۰۰	پایا
stpiran~stpqatar	-۸/۴۴۱	۰/۰۰۰	پایا
stpqatar~ stpiran	-۸/۳۱۵	۰/۰۰۰	پایا
stpiran~stpsaudiarabia	-۸/۵۰۰	۰/۰۰۰	پایا
stpsaudiarabia~ stpiran	-۹/۴۵۸	۰/۰۰۰	پایا
stpiran~stpemirates	-۸/۳۶۰	۰/۰۰۰	پایا
stpemirates~ stpiran	-۱۰/۵۷۱	۰/۰۰۰	پایا
stpiran~stplebanon	-۸/۳۵۶	۰/۰۰۰	پایا
stplebanon~ stpiran	-۹/۷۷۵	۰/۰۰۰	پایا

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۸-۶- رگرسیون چندک و تحلیل حد بالا و پائین ارتباط بازار سهام کشورها در منطقه منا

با شناسایی رابطه علی و معلولی بین بازار سهام ایران و بازار سهام کشورهای منطقه منا، در این قسمت برای کمی سازی ارتباط میان بازارهای سهام کشورهای منطقه منا که با بازار سهام ایران دارای رابطه علی هستند، از رگرسیون چندک یا همان کوآنتایل استفاده شده است. در مطالعه حاضر انتخاب رگرسیون کوآنتایل برای تحلیل داده‌ها به دلیل غیرنرمال بودن داده‌های شاخص بازار سهام کشورهای منطقه منا بوده است. نتایج حاصل از برآورد رگرسیون چندک در جدول (۷) ارائه شده است. همان‌گونه که از اطلاعات جدول مذکور مشخص است چنان چه نوسانات در بازار سهام کشورهای منطقه منا شامل کویت، عمان، قطر، عربستان سعودی، امارات و لبنان افزایش یابد این نوسانات به طور مستقیم به بازار سهام ایران منتقل می‌گردد و سبب بروز نوسان در بازار سهام ایران می‌گردد. ضمن آن که همان‌گونه که از نتایج مشخص است، در خصوص کشورهای مختلف میزان تأثیرپذیری بازار سهام ایران از نوسانات در چندک‌های بازار سهام مختلف کشورهای منطقه منا متفاوت است. به عنوان مثال اگر چه بر اساس اطلاعات ارائه شده در جدول (۷) هر گونه نوسان در بازار سهام کویت بازار سهام ایران را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد، با این حال بررسی ضرایب رگرسیون چندک نشان می‌دهد که در ماه‌هایی که نوسان در بازار سهام این

کشور کمتر بوده اثر نوسانات بازار سهام کویت بر بازار سهام ایران کمتر بوده و در مقابل در ماه‌هایی که نوسانات قابل توجهی در بازار سهام کویت اتفاق افتاده، میزان نوسان منتقل شده به بازار سهام ایران بیشتر بوده است.

جدول۷- نتایج حاصل از برآورد رگرسیون چندک

رگرسیون	چندک								
	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
stpiran~stpkuwait	۵۵/۳۹۵ (۰/۰۰۵)	۵۵/۵۰۵ (۰/۰۰۰)	۸۶/۲۶۶ (۰/۰۰۰)	۸۸/۵۹۳ (۰/۰۰۰)	۸۸/۶۶۰ (۰/۰۰۰)	۱۲۰/۳۶۳ (۰/۰۰۰)	۱۱۴/۵۱۰ (۰/۰۰۰)	۱۵۱/۸۸۹ (۰/۰۰۰)	۱۹۸/۰۹۳ (۰/۰۴۲)
stpiran~stpoman	۴۶/۲۵۶ (۰/۰۰۰)	۵۱/۶۴۴ (۰/۰۰۹)	۷۴/۰۸۷ (۰/۰۰۰)	۷۱/۰۶۴ (۰/۰۰۰)	۷۱/۱۰۱ (۰/۰۰۰)	۷۸/۰۶۸ (۰/۰۰۰)	۱۰۱/۴۳۴ (۰/۰۰۰)	۱۱۷/۱۸۸ (۰/۰۰۰)	۱۴۴/۰۳۳ (۰/۰۰۰)
stpiran~stpqatar	۹/۴۰۷ (۰/۰۴۰)	۱۲/۱۶۴ (۰/۰۵۰)	۱۴/۰۷۲ (۰/۰۳۹)	۱۷/۸۳۲ (۰/۰۰۵)	۲۰/۸۲۲ (۰/۰۰۰)	۲۳/۵۶۰ (۰/۰۰۰)	۲۴/۹۸۹ (۰/۰۰۰)	۳۴/۳۷۱ (۰/۰۰۳)	۳۵/۰۸۲ (۰/۰۰۲)
stpiran~stpsaudiarabia	۱۲/۰۳۴ (۰/۰۲۷)	۱۹/۶۱۰ (۰/۰۰۲)	۲۳/۳۰۰ (۰/۰۰۰)	۲۴/۹۶۰ (۰/۰۰۰)	۲۴/۸۰۸ (۰/۰۰۰)	۲۴/۲۵۲ (۰/۰۰۰)	۲۶/۱۵۱ (۰/۰۰۰)	۳۰/۲۸۰ (۰/۰۰۰)	۳۱/۰۶۹ (۰/۰۳۲)
stpiran~stpemirates	۳۸/۳۹۰ (۰/۰۰۴)	۴۶/۴۳۹ (۰/۰۰۰)	۴۶/۸۲۰ (۰/۰۰۱)	۵۴/۳۹۷ (۰/۰۰۰)	۵۵/۹۰۲ (۰/۰۰۰)	۶۳/۶۳۸ (۰/۰۰۰)	۵۶/۳۷۰ (۰/۰۰۰)	۵۷/۱۷۳ (۰/۰۵۰)	۱۲۳/۲۳۵ (۰/۰۰۰)
stpiran~stplebanon	۴۱/۰۰۵ (۰/۰۰۰)	۴۰/۷۳۲ (۰/۰۰۰)	۳۹/۲۰۴ (۰/۰۰۰)	۳۹/۳۱۶ (۰/۰۰۰)	۳۹/۸۰۵ (۰/۰۰۰)	۳۹/۸۴۵ (۰/۰۰۰)	۵۰/۰۰۱ (۰/۰۰۰)	۵۶/۱۱۶ (۰/۰۰۰)	۶۴/۱۰۴ (۰/۰۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۹-۶- مؤلفه‌های اعتبارسنجی رگرسیون چندک

در رگرسیون کوآنتایل برای آن که به نتایج حاصل از برآوردها اعتماد نمود انجام دو آزمون برابر بودن شیب و متقارن بودن کوآنتایل‌ها ضروری است. نتایج حاصل از این دو آزمون به ترتیب در جدول (۸) و (۹) ارائه شده است. همان گونه که نتایج حاصل از جدول (۸) نشان می‌دهد بر اساس نتایج آزمون برابری ضرایب شیب، در سطح معناداری ۵ درصد، فرضیه صفر مبنی بر برابر بودن ضرایب شیب در بین کوآنتایل‌ها رد می‌شود. به عبارت دیگر ضرایب شیب بین کوانتایل‌ها با هم برابر نیستند. همچنین براساس نتایج آزمون تقارن که نتایج آن در جدول (۹) ارائه شده است، با توجه به کوچک‌تر بودن سطوح معنی‌داری از سطح ۵ درصد، فرضیه صفر مبنی بر متقارن بودن ضرایب در رگرسیون کوانتایل در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می شود. با توجه به نتایج حاصل از دو آزمون مذکور می‌توان گفت که مدل‌های برآورد شده از طریق رگرسیون چندک از اعتبار بالایی برخوردار هستند.

جدول۸- نتایج حاصل از آزمون برابر بودن شیب کوآنتایل‌ها

رگرسیون	چندک								
	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
stpiran~stpkuwait	۷/۷۲۱ (۰/۰۵۰)	۷/۸۸۵ (۰/۰۴۳)	۷/۸۱۱ (۰/۰۴۹)	۷/۹۴۵ (۰/۰۵۰)	۶/۳۶۷ (۰/۰۴۸)	۸/۸۸۸ (۰/۰۳۰)	۶/۴۳۴ (۰/۰۴۲)	۶/۷۷۴ (۰/۰۲۳)	۶/۸۰۱ (۰/۰۲۱)
stpiran~stpoman	۶/۵۸۹ (۰/۰۳۳)	۶/۳۲۰ (۰/۰۴۹)	۱۰/۰۴۴ (۰/۰۱۸)	۷/۰۴۸ (۰/۰۴۹)	۶/۳۱۴ (۰/۰۵۰)	۶/۳۱۶ (۰/۰۵۰)	۷/۶۰۱ (۰/۰۴۸)	۸/۴۷۲ (۰/۰۳۷)	۱۳/۱۶۶ (۰/۰۰۴)
stpiran~stpqatar	۵/۲۰۱ (۰/۰۴۰)	۵/۴۹۱ (۰/۰۳۱)	۵/۶۲۴ (۰/۰۳۵)	۵/۴۷۲ (۰/۰۳۴)	۵/۴۵۲ (۰/۰۴۸)	۶/۲۵۰ (۰/۰۵۰)	۵/۵۴۷ (۰/۰۳۸)	۵/۳۳۴ (۰/۰۳۷)	۵/۶۳۷ (۰/۰۳۳)
stpiran~stpsaudiarabia	۷/۹۳۰ (۰/۰۴۴)	۶/۱۲۶ (۰/۰۴۸)	۵/۱۱۶ (۰/۰۵۰)	۵/۰۰۵ (۰/۰۵۱)	۵/۹۹۳ (۰/۰۴۲)	۵/۰۲۱ (۰/۰۴۸)	۵/۸۶۰ (۰/۰۳۶)	۵/۴۰۶ (۰/۰۴۲)	۵/۳۰۸ (۰/۰۴۶)
stpiran~stpemirates	۴/۵۰۸ (۰/۰۴۳)	۴/۴۲۱ (۰/۰۵۰)	۴/۵۳۳ (۰/۰۴۴)	۴/۳۹۴ (۰/۰۴۶)	۴/۳۳۵ (۰/۰۴۱)	۴/۴۰۹ (۰/۰۴۱)	۵/۲۶۴ (۰/۰۳۹)	۵/۱۵۷ (۰/۰۴۰)	۱۱/۸۷۹ (۰/۰۰۷)
stpiran~stplebanon	۵/۴۷۷ (۰/۰۳۳)	۵/۴۸۵ (۰/۰۳۲)	۶/۳۲۹ (۰/۰۲۸)	۵/۵۶۹ (۰/۰۳۱)	۵/۴۷۷ (۰/۰۳۵)	۶/۱۱۴ (۰/۰۲۹)	۵/۴۷۷ (۰/۰۳۳)	۹/۹۱۵ (۰/۰۱۹)	۱۰/۵۸۳ (۰/۰۱۴)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول۹- نتایج حاصل از آزمون متقارن بودن کوآنتایل‌ها

رگرسیون	چندک								
	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
stpiran~stpkuwait	۹/۱۳۴ (۰/۰۵۱)	۹/۲۱۷ (۰/۰۴۳)	۹/۸۷۹ (۰/۰۳۴)	۹/۰۴۱ (۰/۰۵۰)	۷/۵۲۰ (۰/۰۴۳)	۱۰/۰۴۱ (۰/۰۴۰)	۹/۸۷۹ (۰/۰۴۴)	۹/۲۱۷ (۰/۰۴۳)	۹/۱۳۴ (۰/۰۵۲)
stpiran~stpoman	۸/۵۵۱ (۰/۰۵۱)	۹/۰۹۶ (۰/۰۱۸)	۹/۲۸۲ (۰/۰۱۱)	۸/۲۱۴ (۰/۰۴۵)	۸/۵۱۴ (۰/۰۴۳)	۷/۲۱۴ (۰/۰۴۵)	۹/۲۸۲ (۰/۰۲۱)	۸/۰۹۶ (۰/۰۴۹)	۷/۵۵۱ (۰/۰۵۱)
stpiran~stpqatar	۱۳/۲۸۰ (۰/۰۱۰)	۸/۲۰۴ (۰/۰۴۶)	۸/۳۲۲ (۰/۰۴۴)	۹/۰۲۷ (۰/۰۳۴)	۸/۶۷۳ (۰/۰۳۹)	۹/۰۲۷ (۰/۰۳۴)	۸/۳۲۲ (۰/۰۴۴)	۹/۲۰۴ (۰/۰۳۶)	۱۳/۲۸۰ (۰/۰۱۰)
stpiran~stpsaudiarabia	۱۸/۲۴۰ (۰/۰۰۱)	۱۱/۸۳۲ (۰/۰۱۸)	۱۰/۱۱۷ (۰/۰۳۸)	۹/۳۵۹ (۰/۰۵۰)	۷/۸۰۸ (۰/۰۲۰)	۹/۳۵۹ (۰/۰۵۰)	۱۰/۱۱۷ (۰/۰۳۸)	۱۱/۸۳۲ (۰/۰۱۸)	۱۸/۲۴۰ (۰/۰۰۱)
stpiran~stpemirates	۱۸/۶۸۵ (۰/۰۰۰)	۷/۲۴۰ (۰/۰۴۸)	۷/۶۶۷ (۰/۰۴۴)	۷/۵۴۶ (۰/۰۴۶)	۷/۲۹۱ (۰/۰۴۴)	۷/۵۴۶ (۰/۰۴۶)	۷/۶۶۷ (۰/۰۴۴)	۷/۲۴۰ (۰/۰۴۸)	۱۸/۶۸۵ (۰/۰۰۰)
stpiran~stplebanon	۱۲/۰۲۴ (۰/۰۱۷)	۱۰/۴۵۷ (۰/۰۳۳)	۹/۱۷۱ (۰/۰۲۰)	۹/۵۷۲ (۰/۰۳۳)	۹/۳۸۸ (۰/۰۲۱)	۹/۵۷۲ (۰/۰۳۳)	۹/۱۷۱ (۰/۰۲۰)	۱۰/۴۵۷ (۰/۰۳۳)	۱۲/۰۲۴ (۰/۰۱۷)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۷- نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

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 بازار سهام ایران و کشورهای حوزه منطقه منا با استفاده از رویکرد ترکیبی رگرسیون چندکی مبتنی بر تحلیل موجک پرداخته است. این کمی سازی از نظر جهت و نیز از نظر شکل و اندازه می‌تواند راهنمای مفیدی برای سیاست‌گذاران در جهت تدوین مناسب برنامه‌های آتی به شمار آید. جهت رسیدن به این هدف در گام اول اطلاعات در خصوص شاخص کل بازار سهام کشورهای مورد مطالعه در منطقه منا از سپتامبر سال ۲۰۱۵ الی ژوئن سال ۲۰۲۲ جمع‌آوری گردید. سپس با استفاده تحلیل موجک نوسانات شاخص کل بازار سهام کشورهای منطقه منا محاسبه شد. در ادامه نرمالیتی و پایایی متغیرهای پژوهش شامل نوسانات شاخص کل بازار سهام کشورهای مورد مطالعه در منطقه منا شامل بحرین، مصر، ایران، اردن، کویت، لبنان، مراکش، عمان، قطر، عربستان، تونس و امارات طی دوره سپتامبر سال ۲۰۱۵ الی ژوئن سال ۲۰۲۲ بررسی گردید. در گام چهارم 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 گام پنجم آزمون علیت گرنجر در خصوص ارتباط میان نوسانات بازار سهام ایران و سایر کشورهای منطقه منا انجام شد. در نهایت نیز در گام ششم رگرسیون چندک برآورد و حد بالا و پائین ارتباط میان بازار سهام ایران و سایر کشورهای منطقه منا تحلیل شد. بر اساس نتایج، 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 در منطقه منا مشاهده نمی‌شود. این نتایج با نتایج حاصل از مطالعات سیدحسینی و ابراهیمی (۱۳۹۲)، عباسی شاکرم (۱۳۹۳)، فلیحی و همکاران (۱۳۹۳)، اسکندری عطا و روستا (۱۳۹۴)، بابالویان و همکاران (۱۳۹۷)، کریمی و همکاران (۱۳۹۸)، نیکپور و همکاران (۱۳۹۸)، ابونوری و ضیاءالدین (۱۳۹۹)، یو و حسن (۲۰۱۴) و کاپوراله و همکاران (۲۰۱۹) همخوانی و مشابهت فراوانی دارد. در خصوص نتایج به دست آمده باید اذعان نمود که از میان کشورهای مذکور کویت، قطر، عربستان 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 کشورهایی که هم عضو اوپک هستند و هم رابطه تجاری نزدیکی با ایران دارند از دو کانال بر بازار سهام ایران تأثیر می‌گذارند. کانال اول از طریق تغییر در بهای نفت و گاز است. بررسی مطالعات صورت گرفته پیرامون ارتباط میان قیمت نفت و شاخص سهام در کشورهای مختلف بیانگر ارتباط مستقیم میان این دو متغیر است به طوری که نوسانات قیمت نفت، نوسانات قیمت سهام را در پی دارد. کشورهای عمده صادرکننده نفت از نظر زیرساخت‌های اقتصادی شباهت‌های بسیاری به یکدیگر دارند که ریشه

در وابستگی بودجه آن هوا به درآمدهای حاصل از صادرات نفت دارد. قیمت نفت نقش به سزایی در وضعیت اقتصادی و سیاسی کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته ایفا می‌کند و قیمت نفت به عنوان یکی از "مؤلفه‌های بنیادین" در بازارهای مالی مطرح است. به لحاظ نظری، قیمت نفت و شوک‌های 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 سهام را می‌توان در ارزش‌گذاری قیمت سهام به وسیله ارزش تنزیل شده جریان‌های نقدی آتی (اعم از سود نقدی و افزایش قیمت) 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 سهامداران به صورت ارزش فعلی جریانات نقدی آتی، را در پی خواهد داشت 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، تقاضا برای واردات کالاها و خدمات را افزایش داده و تأثیری مثبت بر پیکره بازار سهام کشور صادرکننده که بخشی از شرکت‌های این بازار تولیدکننده کالا و خدمات صادراتی هستند، وارد می‌سازد. در خصوص 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 مناسب میان کشورهای همگراست. در این خصوص آنچه که به طور کلی از نتایج بررسی همگرایی اقتصاد ایران مشاهده می‌شود 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 سطح مراودات مالی و تجاری از میانگین جهانی و وضعیت سایر متغیرهایی است که بر این امر اثرگذار هستند. با توجه نتایج حاصل از مطالعه حاضر، پیشنهادهای زیر ارائه شده است:

- میان بازار سهام ایران و کشورهای منطقه منا شامل کویت، عمان، قطر، امارات و لبنان ارتباط معنی‌دار وجود دارد. ارتباط میان بازار سهام ایران و بازار سهام کشورهای کویت، عمان، قطر، امارات و لبنان به دلیل ارتباط تجاری بالای ایران با این کشورها می‌باشد. از این رو به نظر می‌رسد که گسترش تجارت خارجی و در کل باز بودن فضای تجارت خارجی نقش مهمی بر همگرایی بورس ایران با سایر بورس‌های جهانی داشته باشد. در این خصوص با توجه به شرایط تحریمی ایران، با استفاده از ظرفیت‌های جغرافیایی و برقراری ارتباطات با سایر کشورها به خصوص همسایگان، می‌توان ضمن بهره‌مندی از مزایای ارتباط با بازارهای مالی بین‌المللی، بسیاری از چالش‌ها به‌ویژه در زمینه تأمین منابع ارزی یا دریافت کالاهای موردنیاز را رفع کرد. برای تحقق این امر پیشنهاد می‌گردد، ایجاد ثبات در حوزه قوانین و مقررات، اتخاذ سیاست‌های مناسب برای تسهیل صادرات تولیدات صنعتی و دانش‌بنیان با فناوری‌های جدید، افزایش رویدادهای تجاری مشترک با کشورهای همسایه، تمرکز بر صادرات در قالب تهاتر، امضای موافقت‌نامه‌های

تجارت آزاد و تجارت ترجیحی و طراحی و نیز توسعه پیمان‌های تجارت آزاد منطقه‌ای، دوجانبه و چندجانبه، رونق بخشیدن به تجارت مرزی، تنوع‌بخشی به محصولات صادراتی، توجه به کیفیت و استانداردها و در نهایت تقویت بخش خصوصی و ایجاد زیرساخت‌های لازم و فراهم کردن زمینه‌های مساعد برای برقراری ارتباطات بیشتر بین فعالان اقتصادی و تجاری ایران و کشورهای منطقه و همسایه در دستور کار سیاست‌گذاران کشور قرار گیرد. البته همگرایی بازارهای سهام، اهمیت توجه به اثرات سرریز بین بازارهای سرمایه را افزایش می‌دهد. زمانی که همگرایی رخ می‌دهد، شوک‌هایی که توسط یک کشور یا صنعت خاص ایجاد می‌شوند، به سرعت به صنایع یا کشورهای دیگر گسترش می‌یابند. لذا در این خصوص پیشنهاد می‌شود شاخص‌های بی‌ثبات کننده به طور مرتب علاوه بر دولت و بانک مرکزی توسط خود سازمان بورس نیز بررسی و پایش و سیاست‌هایی برای کنترل و کاهش بی‌ثباتی و یا حداقل راهکارهای مناسب جهت رویارویی با آن‌ها اتخاذ شود تا از پیامدهای زیان‌آور بی‌ثباتی بر بازار سهام پیشگیری شود. در این راستا پیشنهاد می‌گردد سازمان بورس به ایجاد مرجعی واحد اقدام نماید تا با آگاهی و تحلیل به موقع نوسانات، بتواند در حوزه وظایف و اختیارات خود نسبت به کنترل تأثیرات سوء آن نقشی مهم ایفا نماید.

- 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. در این خصوص از آن جا که همگرایی به معنای حرکت در مسیر جهانی شدن، در هم تنیدگی بازارها و همچنین نزدیکی به نرخ‌های جهانی است و 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.
- نتایج مطالعه حاضر نشان می‌دهد که 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 که در این خصوص پیشنهادهای مناسب در قسمت قبل ارائه شد. 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. از این رو و با توجه به آن که نوسانات ایجاد شده ممکن است به دلیل رفتار هیجانی سهامداران به کل بازار نیز سرایت و نتایج ناگواری را ایجاد کند، لازم است

سیاست‌گذاران حوزه مالی به خصوص سازمان بورس اولاً در خصوص طبیعی و گذرا بودن این نوسانات آگاهی‌ها و آموزش‌های لازم را به سهامداران ارائه دهند و ثانیاً با استفاده از ابزارهای نوین و تجربیات جدید بین‌المللی از شـدت تأثیرگـذاری تلاطم‌ها بر بازار سهام داخلی کاسته و آن را مدیریت کنند.

- در ایران تحولات بازار نفت به طور مستقیم در سیاست‌های مالی و بودجه‌ای کشور منعکس شود. لذا هم در حالت افزایش و هم در حالت کاهش قیمت نفت، سیاست مالی دولت ممکن است باعث افزایش حجم پول شود. با افزایش حجم نقدینگی در دست سرمایه‌گذاران مالی و به دنبال آن افزایش تورم، تمایل آنان به نگهداری پول نقد کمتر شده و بنابراین سرمایه‌های بیشتری به سمت بازارهای دارایی جریان می‌یابند. ضمن آن که با کاهش قیمت نفت طرح‌های سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها دستخوش عدم اطمینان می‌شوند و از آن جا که سودآوری شرکت‌ها تحت تأثیر درآمد نفتی قرار می‌گیرد، قیمت سهام می‌تواند کاهش یابد. از طرف دیگر، اگر قیمت نفت و در نتیجه درآمد کشور افزایش یابد، باعث شکل‌گیری انتظارات خوش بینانه در مورد ایجاد رونق و افزایش فعالیت‌ها در سطح سودآوری آن‌ها باعث می‌شود که شاخص قیمت سهام با رشد مثبت مواجه شود. با توجه به موارد بیان شده از آن جا که هرگونه شوک در بازار نفت می‌تواند سبب شکل‌گیری حباب در بورس اوراق بهادار شود، سازمان بورس اوراق بهادار باید با مدیریت صحیح، این ورود نقدینگی را به عنوان یک فرصت تلقی نماید؛ از آن جا که در ایران پروژه‌ها وابستگی بالایی به وام‌های بانکی و صندوق توسعه دارند، شرکت‌ها، سهامداران نهادی و سازمان بورس می‌توانند از این نقدینگی بالا استفاده کنند و از طریق افزایش سرمایه یا واگذاری سهام شرکت‌ها و کارخانجات بخشی از نقدینگی حبس‌شده در سهام را آزاد کنند و صرف توسعه پروژه‌ها یا اصلاح ساختار سرمایه کنند. ضمن آن که سازمان بورس اوراق بهادار با به کارگیری ابزارهای در اختیار خود (از جمله دستورالعمل سقف خرید اعتباری) می‌تواند از طریق کنترل نقدینگی در بازار مداخله و از تشکیل حباب قیمتی جلوگیری نماید.

فهرست منابع

۱) ابونوری، اسماعیل و ضیاءالدین، حامد. (۱۳۹۹). بازدهی و تلاطم بین قیمت جهانی نفت و شاخص بازار سهام در کشورهای عضو اوپک، فصلنامه علمی مدل‌سازی اقتصادی، دوره ۱۴، شماره ۴۹، صص: ۲۴-۱.

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

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

۴) بابالویان، شهرام؛ نیکومرام، هاشم؛ وکیلی فرد، حمیدرضا و رهنمای رودپشتی، فریدون. (۱۳۹۷). ارزیابی و تحلیل وابستگی فرین بین بازار سهام ایران و بازارهای سهام بین‌المللی با استفاده از نظریه ارزش فرین چند متغیره، دانش سرمایه‌گذاری، دوره ۷، شماره ۲۷، صص: ۲۵۶-۲۴۱.

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 (مطالعات مالی)، دوره ۶، شماره ۱۹، صص: ۹۷-۸۱.
۶) شکوهی فرد، سیامک؛ ابوالحسنی، اصغر و فرهنگ، امیرعلی. (۱۴۰۰). اثرات فساد بر شکنندگی مالی در ایران: رهیافت رگرسیون کوانتایل، توسعه و سرمایه، دوره ۶، شماره ۲، صص: ۱۱۰-۹۳.
۷) 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)، دوره ۸، شماره ۳۳، صص: ۳۱۵-۲۹۹.
۸) عباسی شاکرم، شیدا. (۱۳۹۳). بررسی وابستگی متقابل بازارهای سهام کشورهای منتخب درحال توسعه، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی رازی کرمانشاه، ایران.
۹) عباسی، ابراهیم؛ هادی‌نژاد، منیژه و کریمی، جعفر. (۱۳۹۴). بررسی اثرات نامتقارن نوسانات قیمت نفت بر روی بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران (با استفاده از مدل MS-EGARCH)، فصلنامه روند، شماره ۷۲، صص: ۱۲۷-۱۰۵.
۱۰) عسکری بزایه، فاطمه؛ محمدزاده، رویا و آذرین‌فر، یدالله. (۱۳۹۹). آب و چشم‌انداز آن در منطقه منا (خاورمیانه و شمال آفریقا)، آب و توسعه پایدار، دوره ۷، شماره ۲، صص: ۴۴-۳۳.
۱۱) عسگری فیروزجایی، احسان و سلمانی، کامران. (۱۳۹۵). همگرایی بورس‌ها در عرصه جهانی، مدیریت تحقیق و توسعه شرکت بورس اوراق بهادار.
۱۲) فلیحی، نعمت؛ محمدی، تیمور و شاه کرم اوغلی، معصومه. (۱۳۹۳). تحلیل تأثیر بازار بورس بین‌المللی بر بازار بورس ایران: استفاده از رهیافت سیستم دینامیکی و GARCH، اقتصاد مالی، دوره ۸، شماره ۲۷، صص: ۱۰۶-۸۹.
۱۳) کریمی، مجتبی؛ صراف، فاطمه؛ امام وردی، قدرت‌اله و باغانی، علی. (۱۳۹۸). همبستگی شرطی پویای نوسانات قیمت نفت و بازار سهام کشورهای حوزه خلیج فارس با تاکید بر سرایت بحران مالی، اقتصاد مالی، دوره ۱۳، شماره ۴۹، صص: ۱۳۰-۱۰۱.
۱۴) 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، دوره ۲۳، شماره ۷۷، صص: ۱۹۴-۱۶۹.
۱۵) نجفی استمال، سمیرا؛ حسینی، سید شمس‌الدین؛ معمارنژاد، عباس و غفاری، فرهاد. (۱۴۰۰). بررسی اثر مکانیسم انتقال بحران مالی و علیت مارکوف سوئیچینگ بر شاخص‌های منتخب بورس اوراق بهادار ایران، اقتصاد مالی، دوره ۱۵، شماره ۵۶، صص: ۵۹-۸۸.
۱۶) نوفرستی، محمد. (۱۴۰۰). اقتصادسنجی کاربردی داده‌های سری زمانی، انتشارات دانشگاه شهید بهشتی.
۱۷) 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، دوره ۱۳، شماره ۴۶، صص: ۱۲۶-۹۵.

18) Agarwal, N. C. (1981). Determinants of executive compensation. Industrial Relations: A Journal of Economy and Society, 20(1), 36-45.
19) Alesina, A., & Rodrik, D. (1994). Distributive politics and economic growth. The quarterly journal of economics, 109(2), 465-490.
20) 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.
21) Bahmani-Oskooee, M., & Saha, S. (2015). On the relation between stock prices and exchange rates: a review article. Journal of Economic Studies.
22) Barseghyan, L., & DiCecio, R. (2010). Institutional causes of output volatility. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 92(3), 205-223.
23) Bekaert, G., & Harvey, C. R. (2000). Foreign speculators and emerging equity markets. The journal of finance, 55(2), 565-613.
24) Caporale, G. M., Erdogan, B., & Kuzin, V. (2015). Testing stock market convergence: a non-linear factor approach. Empirica, 42(3), 481-498.
25) 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.
26) Chien, M. S., Lee, C. C., Hu, T. C., & Hu, H. T. (2015). Dynamic Asian stock market convergence: Evidence from dynamic cointegration analysis among China and ASEAN-5. Economic Modelling, 51, 84-98.
27) Diamonte, R. L., Liew, J. M., & Stevens, R. L. (1996). Political risk in emerging and developed markets. Financial Analysts Journal, 52(3), 71-76.
28) 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.
29) Easterly, W., Alesina, A. F., & Baqir, R. (1997). Public Goods and Ethnic Divisions. Available at SSRN 46092.
30) Easterly, W., & Levine, R. (1997). Africa's growth tragedy: policies and ethnic divisions. The quarterly journal of economics, 1203-1250.
31) Erb, C. B., Harvey, C. R., & Viskanta, T. E. (1996). Political risk, economic risk, and financial risk. Financial Analysts Journal, 52(6), 29-46.
32) Eun, C. S., & Lee, J. (2010). Mean–variance convergence around the world. Journal of Banking & Finance, 34(4), 856-870.
33) Howell, L. D., & Chaddick, B. (1994). Models of political risk for foreign investment and trade: an assessment of three approaches. The Columbia Journal of World Business, 29(3), 70-91.
34) Jana, S. (2021). Stock Market Integration and Trade: A Study on India and its Major Trading Partners. Vision, 09722629211034406.
35) Liow, K. H., & Song, J. (2020). Dynamic interdependence of ASEAN5 with G5 stock markets. Emerging Markets Review, 45, 100740.
36) LYÓCSA, 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).
37) Mensi, W., Hammoudeh, S., Shahzad, S. J. H., & Shahbaz, M. (2017). Modeling systemic risk and dependence structure between oil and stock markets using a variational mode decomposition-based copula method. Journal of Banking & Finance, 75, 258-279.
38) Mousavi, A., & Clark, J. (2021). The effects of natural resources on human capital accumulation: A literature survey. Journal of Economic Surveys, 35(4), 1073-1117.

39) Niţoi, M., & Pochea, M. M. (2016). Testing financial markets convergence in Central and Eastern Europe: A non-linear single factor model. Economic Systems, 40(2), 323-334.
40) Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. The quarterly journal of economics, 70(1), 65-94.
41) Syllignakis, M. N., & Kouretas, G. P. (2010). German, US and Central and Eastern European stock market integration. Open Economies Review, 21(4), 607-628.
42) 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.
43) Wu, F. (2020). Stock market integration in East and Southeast Asia: The role of global factors. International Review of Financial Analysis, 67, 101416.
44) 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.
45) 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.

Financial Economics
Vol. (16) Issue (61) February 2022

Abstract

https://doi.org/10.30495/fed.2023.1968626.2804

Examining the Interdependence Structure of Iran's Stock Market and MENA Countries

Seyed Mohammad Reza Khatami[1]
Gholam Reza Zomorodian[2]
Mir Feiz Fallah Shams Layalestani[3]
Mehrzad Minouei[4]

Received: 13 / October / 2022 Accepted: 15 / December / 2022

Abstract

Iran's stock market should be related to the stock market of other countries, especially the countries of the region; This connection and dependence accelerates the accumulation and formation of capital and provides many opportunities to investors. With this approach, the present study has investigated the dependence structure of the stock market of Iran and MENA countries. In order to achieve this goal, first, information about the total stock market index of MENA countries from September 2015 to June 2022 was collected and then the fluctuations of the total stock market index of the countriescalculated using wavelet analysis. In the continuation, the Vector Autoregresive (VAR) model estimation and Granger causality test regarding the relationship between the stock market fluctuations of Iran and the countries of the region was carried out. Finally, the quantile regression was estimated and the upper and lower limits of the correlation between Iran's stock market and MENA countries were determined. The results of the wavelet analysis showed that, the range of fluctuations of the total stock market index in MENA countries has increased, over time. Based on the results of the VAR model and the Granger causality test, Iran's stock market is unilaterally affected by the stock market fluctuations of Kuwait, Oman, Qatar, Saudi Arabia, the United Arab Emirates and Lebanonٔ if fluctuations occur in the stock market of these countries, This work will be transferred to the Iranian stock market immediately. In addition, there was no sign of the impact of the stock market flactuations of Jordan and Bahrain as well as North African countries including Egypt, Tunisia and Morocco on Iranian stock market. The results of quantile regression also showed that the affectability of Iran's stock market from fluctuations is different for different countries and quantiles. In this regard, in the months when the volatility in the stock market of the mentioned countries was less, the effect of the fluctuations on the Iranian stock market was less, and on the other hand, in the months when significant fluctuations occurred in the stock market, the amount of volatility transferred to the Iranian stock market was also higher.

Keywords: stock market, MENA region, wavelet analysis, Vector Autoregresive (VAR) model,Granger causality test, quantile regression.
JEL Classification: N25, C01, C32, C21.

[1] Department of Financial Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran-Iran. mohdreza30@yahoo.com
[2] Department of Financial Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran-Iran (author and responsible). gh.zomorodian@iau.ac.ir
[3] Department of Financial Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran-Iran. mirfeiz.fallah@iau.ac.ir
[4] Department of Financial Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran-Iran. mehrzad.minouei@iau.ac.ir

This work is licensed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License