فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال یازدهم، شماره سی‌ونهم
پائیز ۱۳۹۷

بررسی همگرایی شاخص قیمت بورس در بازارهای سهام خاورمیانه با استفاده از تحلیل خوشه‌ای

بهناز نانوای سابق[۱]
علی فقه مجیدی[۲]
احمد محمدی[۳]

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۲/۱۱ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۴/۰۱

چکیده

بازار سرمایه در هر کشوری از مهم‌ترین بخش‌های اقتصاد محسوب می‌شود و تغییر و تحولات آن می‌تواند منعکس‌کننده تمام‌عیار ساختار اقتصادی آن کشور باشد. بررسی روند جهانی همگرایی بازارهای سهام نشان‌دهنده-ی وابستگی متقابل اقتصاد کشورها به همدیگر و تحرک سرمایه بین کشورها است. شاخص قیمت بازار سهام روند حرکت بازارهای سهام و واکنش به تغییرات اقتصاد را به‌خوبی نشان می‌دهد. ازاین‌رو هدف این پژوهش بررسی فرضیه همگرایی شاخص قیمت بازارهای سهام در گروه کشورهای خاورمیانه طی دوره ژانویه ۲۰۰۷ تا فوریه ۲۰۱۷، با استفاده از روش تحلیل خوشه‌ای است. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که بازارهای سهام موردبررسی یک خوشه همگرا تشکیل نمی‌دهند. بااین‌حال بین بازارهای سهام، سه خوشه همگرا وجود داشته و بازار سهام کشور اردن در هیچ خوشه‌ای قرار نگرفته و یک گروه غیرهمگرا را تشکیل می‌دهد. نتایج آزمون همگرایی بین خوشه‌ها حاکی از ادغام خوشه اول و دوم می‌باشد بنابراین تعداد خوشه‌ها به دو خوشه و یک گروه غیرهمگرا کاهش یافت.

واژه‌های کلیدی: همگرایی، شاخص قیمت، بازارهای سهام، تحلیل خوشه‌ای.

۱- کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی دانشگاه کردستان، سنندج، ایران (نویسنده مسئول) Behnaz.na.1370@gmail.com
۲- استادیار گروه اقتصاد دانشکده علوم انسانی دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
۳- استادیار گروه اقتصاد دانشکده علوم انسانی دانشگاه کردستان، سنندج، ایران

۱- مقدمه

«بورس» به معنی یک بازار متشکل و رسمی سرمایه است و در اصطلاح علم اقتصاد، مکانی است که کار قیمت‌گذاری و خرید و فروش کالا و اوراق بهادار در آن انجام می‌گیرد و به دو نوع بورس کالا و بورس اوراق بهادار تقسیم می‌شود (سجادی و همکاران، ۱۳۸۹). بورس اوراق بهادار به‌عنوان یک بازار منسجم و سازمان یافته، مهم‌ترین متولی جذب و سامان دادن صحیح منابع مالی سرگردان است و با جمع‌آوری نقدینگی جامعه و فروش سهام شرکت‌ها، ضمن به حرکت درآوردن چرخ‌های اقتصاد جامعه از طریق تأمین سرمایه‌های موردنیاز پروژه‌ها، کاهش دخالت دولت در اقتصاد و نیز افزایش درآمدهای مالیاتی، منافع اقتصادی چشمگیری به ارمغان می‌آورد و در کنار آن، اثرات تورمی ناشی از وجود نقدینگی در جامعه را نیز از بین می‌برد. بنابراین بورس اوراق بهادار، به‌عنوان نبض اقتصاد کشور موردتوجه تحلیل‌گران اقتصادی است.

در دنیای سرمایه‌گذاری امروز تصمیم‌گیری شاید مهم‌ترین بخش از فرایند سرمایه‌گذاری باشد که طی آن سرمایه‌گذاران در جهت حداکثر کردن منافع و ثروت خویش نیازمند اتخاذ بهینه‌ترین تصمیمات می‌باشند. در این ارتباط مهم‌ترین عامل فرایند تصمیم‌گیری، اطلاعات است (آشتیانی عراقی و همکاران، ۱۳۹۰). شاخص قیمت سهام در تمامی بازارهای مالی دنیا، به‌مثابه یکی از مهم‌ترین معیارهای سنجش عملکرد بورس اوراق بهادار از اهمیت و توجه زیادی برخوردار است (راعی، ۱۳۸۵). شاخص کل قیمت شامل برآیند حرکت‌های قیمتی و بازده نقدی سهام در بورس اوراق بهادار می‌باشد که می‌تواند بازده کل سرمایه‌گذاری را بر روی اوراق سهام در طی یک دوره معین نشان دهد (یحیی زاده فر و همکاران، ۱۳۹۰). این شاخص گویای آن است که ارزش کل بازار نسبت به سال پایه چند برابر شده است و از طریق فرمول لاسپیرز محاسبه می‌شود. کاربرد اصلی و عمده شاخص‌ها، محاسبه بازدهی کل بازار یا عناصر مشخصی از بازار در یک دوره معین و استفاده از نرخ‌های بازده محاسبه‌شده به‌مثابه مبنایی برای قضاوت درباره پرتفوی‌های مختلف می‌باشد (راعی، ۱۳۸۵). به‌وسیله مقایسه مقدار کنونی شاخص با مقادیر قبلی، می‌توان رفتار بازار، واکنش به تغییرات در وضعیت اقتصاد کلان و رویدادهای شرکتی (ادغام‌ها، تملک‌ها و غیره) را ارزیابی کرد.

تحولات جهانی‌شدن در تمام زمینه‌ها به‌سرعت در پیش است. ظهور صنایع جهانی ارتباطات، رشد شرکت‌های چندملیتی و انتقال سرمایه‌ها، در بازارهای مالی جهانی در کنار تحولات اجتماعی، فرهنگی و سیاسی به ایده جامعه جهانی اهمیت خاصی بخشیده‌اند به‌نحوی که امروزه در بخشی عمده از جهان محدودیت‌های جغرافیایی هرروز کمتر شده و جهان در حال حرکت به سمت یک مکان واحد می‌باشد. (شایان و همکاران، ۱۳۹۵).

دوره کنونی، دوره تجارت آزاد و وابستگی متقابل اقتصاد کشورها به همدیگر تلقی می‌شود. بسیاری از شرکت‌های بزرگ جهان، بخش بزرگی از تجارت خود را در کشورهای خارج از حوزه جغرافیایی خود انجام می‌دهند (کیسو و همکاران[1]، ۲۰۱۶). با جهانی‌شدن بازارهای مالی در سراسر دنیا، واحدهای اقتصادی که در هر کشور در جستجوی سرمایه و تأمین مالی می‌باشند، دیگر ناچار نیستند خود را به بازار داخلی محدود کنند (سعیدی، ۱۳۸۷). طی سال‌های اخیر تلفیق بازارهای اوراق بهادار یکی از مهم‌ترین تغییرات در بازار مالی جهانی و به‌عنوان سندی از جهانی‌سازی اقتصادها به‌حساب می‌آید. تلفیق بورس‌ها با پیشرفت فناوری اطلاعات به توسعه‌ی کسب‌وکارها و حرکت به‌سوی بین‌المللی شدن کمک زیادی کرده است. همواره موضوع تلفیق بورس‌ها مخالفان و موافقان زیادی در بازارهای مالی دارد، اما نگاهی به روند جهانی این فرآیند نشان می‌دهد که موضوعات مرتبط با افزایش توان رقابتی و کاهش هزینه‌های عملیاتی، بسیاری از بورس‌ها به‌خصوص بورس‌های توسعه‌یافته را به ادغام یا اکتساب یکدیگر سوق داده است (عسکری فیروز جایی و سلمانی، ۱۳۹۵). درنتیجه برای سرمایه-

گذاران چگونگی ارتباط بین بازارهای سرمایه کشورهای مختلف در این عرصه جهانی‌شدن، می‌تواند مفید باشد. نتایج پژوهش حاضر می‌تواند برای استفاده سیاست‌گذاران، شرکت‌های مختلف تولیدی و خدماتی و همچنین سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی فعال در بازارهای مالی جهان مفید واقع شود. همچنین به‌نوعی میزان تحرک سرمایه بین بورس‌های مختلف را منعکس می‌کنند.

در این پژوهش روش فیلیپس و سول[۲] (۲۰۰۷) برای آزمون همگرایی شاخص قیمت بازارهای سهام خاورمیانه به کار گرفته خواهد شد. این روش مزایای متعددی نسبت به روش‌های دیگر دارد، به‌طوری‌که به ایستایی نیاز ندارد و به‌اندازه کافی برای پوشش طیف گسترده‌ای از فرآیندهای همگرایی جامع است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

مبانی الگوهای رشد، ابتدا توسط رمزی[۳] در سال ۱۹۲۸ شکل گرفت. سولو[۴] (۱۹۵۶)، از مطرح‌کنندگان مدل‌های رشد، پیش‌گام همگرایی در نرخ رشد اقتصادی چه به لحاظ نظری و چه به لحاظ تجربی بود. پیش‌بینی‌های همگرایی متکی بر مدل‌های رشد اقتصادی است و بر اساس آن پیش‌بینی می‌شود. بامول[۵] (۱۹۸۶) و آبرامویتز[۶] (۱۹۸۶)، اولین مطالعات را درزمینه همگرایی انجام دادند. بامول نظم مشاهده‌شده در داده‌های بلندمدت را به‌عنوان حالتی از همگرایی موردتوجه قرار داد. وی همگرایی را به‌عنوان قضیه‌ای که از روش تاریخی مطالعه رشد اقتصادی نتیجه می‌شود، می‌داند. بدون اینکه به‌صورت مشخص به مدل‌های رشد اشاره داشته باشد (بامول، ۱۹۸۶). آبرامویتز در مطالعه خود، همگرایی را به‌عنوان نتیجه حاصل از مزیت کشورهای پیشرو مورد تجزیه‌وتحلیل قرار داد، بدون اینکه به‌صورت مشخص به مدل‌های رشد در آن زمان اشاره داشته باشد (آبرامویتز، ۱۹۸۶). اما موضوع همگرایی اقتصادی جوامع مختلف از نتایج مدل‌های رشد بود. بارو و سالای مارتین[۷] (۱۹۹۲، ۱۹۹۱)، اولین کسانی بودند که به معرفی مفهوم همگرایی به‌عنوان نتیجه‌ای از مدل رشد برون‌زای سولو-سوان[۸] پرداختند؛ که در آن همگرایی نرخ رشد اقتصادی بین کشورهای مختلف موردبررسی قرارگرفته بود (پورعبادالهان کویچ و همکاران، ۱۳۹۵).

هاول و چادیک[۹] (۱۹۹۴)، ارب و همکاران[۱۰] (۱۹۹۶)، دیامونت و همکاران[۱۱] (۱۹۹۶) و بکائرت و هاروی[۱۲] (۲۰۰۰)، در مطالعات خود استدلال می‌کنند که بی‌ثباتی سیاسی یا ریسک سیاسی تأثیر مخالف بر بازارهای سرمایه‌ای دارد که منجر به کاهش سرمایه-گذاری همراه با افزایش نا اطمینانی سیاسی می‌شود. ریسک سیاسی معمولاً دربرگیرنده عوامل بسیاری مانند محدودیت‌های بازپرداخت، میزان دموکراسی، سلب مالکیت، جنگ غیرنظامی، محدودیت‌های ارسال پول، مداخلات دولت در فعالیت‌های کارآفرینی و تعداد رأی‌دهی در هر حزب سیاسی و غیره می‌باشد (آپرگیس و همکاران[۱۳]، ۲۰۱۱). لیوکسا و بامول[۱۴] (۲۰۱۴)، نشان دادند که همگرایی تحت تأثیر شرایط بازار است و زمانی که نا اطمینانی بازار افزایش یابد، بازارهای سهام رفتار متفاوتی نشان می‌دهند. یون و لی[۱۵] (۲۰۱۰)، نیز نتایج مشابهی به دست آوردند و نشان دادند که در زمان نا اطمینانی بازار، واگرایی بازار سرمایه توسعه‌یافته افزایش می‌یابد. طبق پژوهش‌های صورت گرفته تفاوت در ریسک سیاسی کشورها، توسعه بازارهای سهام (بکائرت و همکاران[۱۶]،۲۰۱۱)، تفاوت در جنبه‌های سیاسی، اقتصادی و نهادی کشورها (یو و همکاران[۱۷]، ۲۰۱۰) و بحران‌های سیاسی (فرینز و همکاران[۱۸]، ۲۰۱۲) می‌تواند موجب واگرایی بازارهای سهام شود. کمپبل و هامو[۱۹] (۱۹۹۲)، بکائرت و هاروی (۱۹۹۵)، آلسینا و رودریک[۲۰](۱۹۹۶)، جانکو و همکاران[۲۱] (۲۰۱۰)، بارژگیان و دایسچیو[۲۲] (۲۰۱۰)، معتقدند تجارت آزاد و بازار آزاد منجر به همگرایی بازارهای سرمایه می‌شوند. استرلی و همکاران[۲۳] (۱۹۹۷)، استرلی و لوین[۲۴] (۱۹۹۷) تأثیر تنوع قومی[۲۵] بر یکپارچگی بازارهای مالی را موردبررسی قراردادند و به این نتیجه رسیدند که اختلافات قومی عامل مهمی در امور مالی محلی است. همچنین، حقوق مالکیت

معین و استانداردهای حسابداری معتبر و مکانیسم‌های قانونی عوامل اصلی مربوط به روند همگرایی هستند (آلسینا و پروتی[۲۶]، ۱۹۹۴؛ بکائرت، ۱۹۹۵). ازجمله عواملی که مانع از همگرایی نهایی بازارهای سهام می‌شود، عبارت‌اند از: موانع جریان آزاد سرمایه، گرایش سرمایه‌گذاران مالی به تعصب سهمی[۲۷] و غیره (آپرگیس و همکاران، ۲۰۱۴). همچنین سیلیناکیز و کورتاس[۲۸] (۲۰۱۰)، در پژوهش خود نشان دادند که بحران مالی جهانی، موجب واگرایی بازارهای سهام می‌شود.

مطالعات صورت گرفته در ارتباط با همگرایی در داخل و خارج از کشور در ادامه به‌اختصار مرور می‌شود.

شیرافکن و همکاران[۲۹] (۲۰۱۷)، طی پژوهشی به بررسی همگرایی بازده بازارهای سهام در ایران طی دوره زمانی ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۶، با استفاده از روش ناهار و ایندر[۳۰] (۲۰۰۲) پرداخته‌اند. بر اساس نتایج، بازده بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، شرکت‌های صنعتی، استخراج فلزات سنگین، محصولات شیمیایی، نفت خام و سوخت هسته‌ای، سیمان به بازده‌های متوسط همگرا هستند.

نیتوی و پوچا[۳۱] (۲۰۱۶)، به بررسی همگرایی مالی بین کشورهای مرکز و شرق اروپا (CEE[۳۲]) طی دوره‌ی ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۴، با استفاده از روش فیلیپس و سول (۲۰۰۷) پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که بازارهای مالی (CEE) باشگاه همگرایی همگن تشکیل نمی‌دهند.

چین و همکاران[۳۳] (۲۰۱۵)، در پژوهشی به بررسی فرایند پویای همگرایی در میان بازارهای سهام چین و ۵ کشور آسیایی با استفاده از روش هم انباشتگی بازگشتی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که این شش بازار سهام حداکثر یک بردار هم جمعی از سال ۱۹۹۴ تا سال ۲۰۰۲ دارند. به‌طورکلی، یکپارچگی مالی منطقه‌ای بین چین و ۵ کشور آسیایی به‌تدریج افزایش‌یافته بود.

بولوت و همکاران[۳۴] (۲۰۱۵)، با استفاده از روش ناهار و ایندر (۲۰۰۲) همگرایی بازدهی نرخ سود در بانک‌های ترکیه را طی دوره ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۴ موردبررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد که تنها سود دو بانک به سمت میانگین همگرا است.

آپرگیس و همکاران (۲۰۱۴)، با استفاده از روش فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، همگرایی بازارهای سهام متقابل کشور برای یک نمونه از کشورهای توسعه‌یافته را بررسی کردند. یافته‌های تجربی نشان می‌دهد که قیمت سهام در صنایع خاص همگرایی باشگاهی دارند. عوامل کشور نسبت به عوامل صنعت نقش مهم‌تری در توضیح همگرایی واقعی در قیمت‌های سهام واقعی بازی می‌کند

کایجاج و ان زیوکا[۳۵] (۲۰۱۲)، در پژوهشی همگرایی بازدهی سهام در کشورهای شرق افریقا را طی دوره ۲۰۰۷-۲۰۱۲ با استفاده از روش همگرایی بتا موردبررسی قراردادند. نتایج وجود همگرایی را تأیید کرد.

برونو و همکاران[۳۶] (۲۰۱۲)، همگرایی دارایی‌های مالی در کشورهای OECD[۳۷] را موردبررسی قراردادند. این پژوهش برای دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۵ انجام شد و روش مورداستفاده آزمون همگرایی بتا و سیگما می‌باشد. نتایج وجود همگرایی بتا را مورد تأیید قرار داد.

کاپورال و همکاران[۳۸] (۲۰۰۹)، همگرایی بازده سهام در ۵ کشور عضو اتحادیه اروپا و همچنین ایالات متحده را طی دوره ۱۹۷۳ تا ۲۰۰۸ بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از روش استوک و واتسون[۳۹] (۱۹۹۸) به‌منظور استخراج مؤلفه بلندمدت از سری، داده‌ها را فیلتر کردند. سپس با استفاده از روش فیلیپس و سول (۲۰۰۷) پارامترهای انتقال نسبی را برآورد کردند. نتایج به همگرایی در وسط نمونه و واگرایی پس‌ازآن اشاره دارد.

پورعبادالهان کویچ و همکاران (۱۳۹۵)، در پژوهشی به بررسی همگرایی بازده دارایی‌ها در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۹۴ با استفاده از روش همگرایی ناهار و ایندر پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان

می‌دهد که شواهدی از همگرایی در بازده دارایی‌ها مشاهده نمی‌شود.

سلامی و همکاران (۱۳۹۴)، فرضیه همگرایی درآمد سرانه، در میان استان‌های ایران را با استفاده از روش‌های مختلف مانند آزمون ریشه واحد، همگرایی باشگاهی و آماره‌ی تایل بررسی کرده‌اند. همچنین برای مدل‌سازی و تجزیه‌وتحلیل گذاری اقتصادی از مکانیسم جدید تحلیل خوشه‌ای استفاده کرده است. نتایج واگرایی قوی ازنظر درآمد سرانه و متوسط مصرف سرانه خانوار در استان‌های ایران را تأیید می‌کند.

محسنی و همکاران (۱۳۹۰)، همگرایی بلندمدت بین سود بانکی در نظام بانکی جمهوری اسلامی و بازدهی نقدی سهام بورس اوراق بهادار تهران و همچنین سود سهام کوتاه‌مدت با تغییرات شاخص قیمت سهام طی دوره ۱۳۷۴-۱۳۸۹ را موردبررسی قراردادند. نتایج این بررسی که با استفاده از آزمون کرانه‌ها صورت گرفته، نشان می‌دهد که هیچ رابطه بلندمدت و همگرایی بین دو متغیر سود کوتاه‌مدت بانکی و بازدهی سهام وجود ندارد.

با توجه به پیشینه پژوهش، پرواضح است که تاکنون در زمینه همگرایی شاخص قیمت سهام بورس، پژوهشی در کشور صورت نگرفته است.

۳- روش‌شناسی پژوهش

در دو دهه گذشته مطالعات جدید مبتنی بر مفاهیم همگرایی β و σ که توسط بارو و سالای مارتین (۱۹۹۱، ۱۹۹۲) معرفی‌شده بودند، توسعه‌یافته است. همگرایی موجود در β دلالت بر بازگشت به میانگین برای واحدهای پنل دارد، درحالی‌که همگرایی σ کاهش پراکندگی در سراسر بخش مقطعی را نشان می‌دهد (کاپورال و همکاران، ۲۰۰۹). اسلام (۲۰۰۳) نشان می‌دهد که همگرایی β شرط لازم برای همگرایی σ است اما کافی نیست، هرچند تفسیری حقیقی در زمینه مدل‌های رشد دارد. او همچنین به برخی مشکلات هنگام آزمون همگرایی تجربی اشاره کرد (دورلائوف و کوا، ۱۹۹۹؛ برنارد و دورلائوف، ۱۹۹۶). اول، مفاهیم مدل‌های رشد برای همگرایی "مطلق[۴۰]" و همگرایی "باشگاهی[۴۱]" صریح نیستند. دوم، آزمون‌های مختلف همانند انجام آزمون فرضیه صفر لازم نیست و بنابراین، به‌طور مستقیم قابل‌مقایسه نیستند. سوم، بیشتر آزمون‌ها بر اساس مفروضات خاص و محدود درباره زمینه ساختار پانل می‌باشند.

در این پژوهش یک رویکرد جدید یعنی همگرایی باشگاهی پانل و روش خوشه‌ای توصیه‌شده توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷) مورداستفاده قرار می‌گیرد که کاستی‌های ذکرشده در روش‌های دیگر را پوشش می‌دهد. این روش دارای چندین مزیت است. نخست، به مفروضات خاص مربوط به ایستایی متغیرهای موردنظر و یا به وجود عوامل مشترک نیاز ندارد. دوم، این روش از یک فرم کلی مدل‌های عامل متغیر غیرخطی بازمان استفاده می‌کند. سوم، این رویکرد شامل تجربه کشورها در پویایی انتقالی می‌باشد، درحالی‌که فرضیه پیشرفت تکنولوژیکی همگن – که یک فرض گسترده در اکثر مطالعات رشد می‌باشد – را در نظر نمی‌گیرد. این مساله دارای اهمیت ویژه‌ای است، چراکه تحت ناهمگنی تکنولوژیکی، بررسی هر یک از همگرایی رشد یا رشد عوامل با استفاده از آزمون پانل ایستایی استاندارد، معتبر نیست (فیلیپس و سول، ۲۰۰۷). برخی از پژوهشگران همانند فریچه و کوزین[۴۲]، ۲۰۱۱؛ کاپورال و همکاران، ۲۰۰۹، از این روش برای بررسی الگوهای همگرایی در میان بازارهای مختلف، ازجمله بازار کار و بهره‌وری استفاده کرده‌اند.

۳-۱- آزمون همگرایی log t

به‌طورکلی فیلیپس و سول (۲۰۰۷) یک رویکرد اقتصادسنجی جدید برای آزمون همگرایی و شناسایی همگرایی باشگاه ارائه کردند. روش آن‌ها از یک مدل عامل متغیر بازمان غیرخطی استفاده می‌کند و چارچوبی را برای مدل‌سازی انتقال پویا و همچنین رفتار بلندمدت فراهم می‌کند. این روش به آزمون log t نیز معروف است. چارچوب کلی مدل به‌صورت زیر است

که در آن متغیر X_{it} لگاریتم طبیعی شاخص قیمت بورس کشورهای موردمطالعه می‌باشد و i =1,2,…,N و t=1,2,…,T، به ترتیب تعداد واحدها و اندازه نمونه می‌باشد. برای متغیر X_{it} یک مدل پنل دیتا تعریف می‌گردد. مدل عامل ساده زیر نقطه آغاز آزمون است:

رابطه ۱) $X_{it} = \delta_i \mu_t + \varepsilon_{it}$

در معادله فوق، μ_t و ε_{it} مؤلفه‌های غیرقابل مشاهده هستند. فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، مدل اولیه را اصلاح‌کرده و عامل ویژه سیستماتیک در طول زمان را با تطابق دادن رفتار عامل ناهمگن[۴۳] و تکامل درونی در رفتار ضریب وابسته به زمان[۴۴] δ_i گسترش دادند. سپس اجازه دادند که δ_{it} یک جزء تصادفی داشته - باشد که امکان رفتار همگرا را در δ_{it} در طول زمان و در ارتباط با جزء مشترک μ_t را فراهم می‌کند. مدل جدید یک عامل زمان متفاوت داشت و به‌صورت زیر ارائه شد:

رابطه ۲) $x_{it} = \delta_{it} \mu_t$

فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، عوامل مشترک از اجزای ویژه را به‌صورت زیر جدا کردند:

رابطه ۳) $x_{it} = g_{it} + a_{it}$

که در آن g_{it}، نشان‌دهنده اجزاء سیستماتیک و a_{it}، نشان‌دهنده اجزاء گذرا می‌باشد. فیلیپس و سول برای جدا کردن اجزاء مشترک و غیر سیستماتیک در پنل، معادله را به شکل زیر تغییر دادند:

رابطه ۴) $X_{it} = \left(\frac{g_{it} + a_{it}}{\mu_t}\right) \mu_t = \delta_{it} \mu_t$

به عبارتی، x_{it} به یک جزء مشترک μ_t و یک جزء غیر سیستماتیک δ_{it} تجزیه‌شده است که هر دو تابع زمان هستند و فاصله اقتصادی[۴۵] بین مؤلفه روند و μ_t و X_{it} را اندازه‌گیری می‌کنند. با استفاده از رابطه (۴)، می‌توان به بررسی امکان همگرایی شاخص قیمت‌ها میان بورس مناطق مختلف پرداخت. جهت آزمون همگرایی اجزا δ_{it} ،فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، عنصر انتقالی δ_{it} را به‌وسیله معادله زیر تعریف کردند:

رابطه ۵) $h_{it} = \frac{X_{it}}{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} X_{it}} = \frac{\delta_{it}}{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \delta_{it}}$

متغیر h_{it} مسیر انتقال نسبی[۴۶] نامیده می‌شود و مسیر منحصربه‌فردی را برای هر کشور i نسبت به میانگین پنل تعریف می‌کند؛ بنابراین h_{it}، حرکت نسبی کشور i را از مسیر رشد حالت پایدار مشترک μ_t محاسبه می‌کند. زمانی که در بین مناطق رفتار انتقالی مشترک وجود داشته باشد، پارامترهای انتقال نسبی h_{it} همگرا به واحد می‌شود. در مورد همگرایی در باشگاه‌ها، مسیرهای انتقال به تعادل حالت پایدار مختلف محدود می‌شوند که میانگین سطح مقطع می‌تواند بالا یا پایین‌تر از یک باشد.

فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، رگرسیون log t را برای آزمون فرضیه صفر همگرایی پیشنهاد کردند. فیلیپس و سول (۲۰۰۷) دو مفهوم همگرایی، یعنی همگرایی مطلق و همگرایی نسبی را مطرح کردند که برای مفهوم همگرایی نسبی، فرضیه صفر به‌صورت زیر بیان می‌شود:

رابطه ۶) $\mathcal{H}_0: \delta_{it} = \delta \quad \alpha \geq 0$

فرض مقابل نیز، به‌صورت زیر خواهد بود:

رابطه ۷) $\mathcal{H}_1: \delta_{\mathrm{it}} \neq \delta \quad \alpha < 0$

برای همه i ها یا

برای مفهوم همگرایی مطلق، فرضیه صفر به‌صورت زیر بیان می‌گردد:

رابطه ۸) $\mathcal{H}_0: \delta_{\mathrm{it}} = \delta \quad \alpha \geq 1$

همان‌طور که مشاهده می‌شود، تفاوت بین دو مفهوم همگرایی بر اساس مقدار α تعیین می‌شود. زمانی که ($\alpha \geq 1$) باشد، همگرایی مطلق رخ می‌دهد و زمانی که ($0 < \alpha > 1$) باشد، همگرایی از نوع نسبی خواهد بود.

سپس به‌منظور برآورد آزمون log t، نسبتی به نام واریانس مقطعی[۴۷] H1/H2 تعریف می‌شود که طبق آن داریم:

رابطه ۹)
$$H_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(h_{it} - 1)^2 \longrightarrow$$

سپس فیلیپس و سول، رگرسیون OLS زیر را برای آزمون فرضیه صفر ارائه کردند:

رابطه ۱۰)
$$\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) - 2\log(\log(t)) = a + b\log t + u_t$$

آن‌ها پیشنهاد می‌کنند که رگرسیون از نقطه‌ای مانند t شروع شود که $t = [rT], [rT]+1, \dots, T$ با تعداد r مثبت ($r > 0$). پارامتر اصلی آزمون همگرایی یعنی b، به α وابسته است. بر این اساس فیلیپس و سول نشان دادند که ارزش کامل log t برابر است با: $\hat{b} = 2\hat{\alpha}$ که در آن $\hat{\alpha}$ برآورد ضریب α تحت فرضیه صفر $\mathcal{H}_0$ است. فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، بر پایه تجربیات شبیه‌سازی‌شان r را ۰/۳ تعیین کردند برای زمانی که (T≤50) و r = ۰/۲ برای زمانی که (T≥100) است، T نیز تعداد مشاهدات است. اگر در سطح ۵٪ آماره t ضریب b که دارای توزیع نرمال است، کمتر از مقدار بحرانی ۱/۶۵- باشد، فرضیه صفر مبنی بر همگرایی رد می‌گردد.

در این روش رد فرضیه صفر برای کل پانل به معنی عدم وجود همگرایی نیست و ممکن است که در بین کشورها همگرایی خوشه‌ای یا گروهی[۴۸] وجود داشته باشد. فیلیپس و سول یک الگوریتم خوشه‌ای برای تعیین همگرایی باشگاهی ارائه کردند که در بخش بعدی به‌تفصیل توضیح داده‌شده است.

۳-۲- الگوریتم خوشه‌ای تعیین همگرایی باشگاهی

بر اساس آزمون log t، فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، یک الگوریتم ساده را برای مرتب کردن پانل به زیرگروه‌های همگرا با توجه به برخی مقدارهای قطعی پیشنهاد می‌کنند. این الگوریتم شامل چهار مرحله است که به‌طور خلاصه در زیر توضیح داده‌شده است:

گام اول: مرتب کردن مقاطع برحسب آخرین مشاهده:

زمانی که $T \to \infty$ باشد، معمولاً همگرایی در باشگاه‌ها در مشاهدات پایانی نمایان می‌شود. پس واحد پانل X_{it} باید بر اساس آخرین مشاهده X_{it} ، به ترتیب نزولی رتبه‌بندی شود.

گام دوم: تشکیل گروه هسته k^*:

با انتخاب نخستین واحدهای K $(2 \le K < N)$ رگرسیون log t برازش می‌شود و آزمون همگرایی آماره $t_{\hat{b}}$ (k) برای هر k محاسبه می‌شود. اگر $t_{\hat{b}}$ برای مقادیر k بزرگ‌تر از ۱/۶۵- باشد، واحدهای دیگر یک‌به‌یک افزوده می‌شود به همین ترتیب، مقدار $t_{\hat{b}}$ محاسبه می‌شود. این روند تا زمانی که مقدار $t_{\hat{b}}$ بزرگ‌تر از مقدار ۱/۶۵- (سطح معنی‌داری ۵ درصد) می‌گردد، ادامه می‌یابد. پس از به دست آوردن مقادیر کوچک‌تر از ۱/۶۵- برای $t_{\hat{b}}$ این نتیجه حاصل می‌شود که هسته گروه با $k^* = k-1$ عضو تشکیل‌شده است. اگر $t_{\hat{b}}$ بزرگ‌تر از ۱/۶۵- برای دو واحد اول برقرار نباشد، واحد اول را جدا کرده و رگرسیون log t، برای واحد دوم و سوم برازش می‌شود. این روند تا به دست آوردن دومین عضو گروه و $t_{\hat{b}} \ge$ ۱/۶۵- ادامه می‌یابد. پس از یافتن عضو دوم گروه، سایر بورس‌ها به‌صورت یک‌به‌یک به دو عضو اول اضافه می‌شود، تا زمانی که t به‌دست‌آمده از ۱/۶۵- کمتر باشد؛ در این حالت افزودن بورس‌ها متوقف‌شده و از بین t های به‌دست‌آمده که همگی بزرگ‌تر از ۱/۶۵- هستند؛ ماکزیمم آن‌ها به‌عنوان گروه هسته انتخاب می‌شود. اگر شرایط یکسان برای هر جفت پس‌ازآن از واحد وجود نداشته باشد، به این معنی است که هیچ خوشه همگرایی در پانل وجود ندارد.

گام سوم: غربال کردن داده‌ها برای اعضای جدید باشگاه:

پس از تشکیل شدن گروه هسته، آزمون برای واحدهای بعدی انجام می‌شود. به‌این‌ترتیب که واحدهای باقی‌مانده به‌طور جداگانه به گروه هسته اضافه‌شده و رگرسیون log t اجرا می‌شود. این کار برای تمام واحدهای خارج از گروه هسته ادامه می‌یابد. اگر آزمون آماری مربوط به $t_{\hat{b}}$ بیش از مقدار بحرانی انتخاب‌شده (C) باشد، واحد در زیرگروه فعلی گنجانده می‌شود. سپس، آزمون log t برای تمام گروه ادامه می‌یابد. اگر $t_{\hat{b}} \geq$ -۱/۶۵، به این معنی است که گروه همگراست و تشکیل گروه اتمام می‌یابد. از سوی دیگر، سایر واحدهای جداشده، گروه جدیدی را تشکیل می‌دهند و روند فوق برای آن‌ها نیز تکرار شده و بر اساس آن در مورد همگرایی آن‌ها نتیجه‌گیری می‌شود. اگر هیچ مقداری غیر از گروه اصلی دارای مقدار $t_{\hat{b}} \geq$ -۱/۶۵ نباشد، مجموعه همگرا فقط شامل گروه هسته است.

گام چهارم: قانون توقف و بازگشتی:

پس از تشکیل یک زیرگروه از واحدهای همگرا، تمام واحدهای باقی‌مانده برای همگرایی به‌صورت مشترک آزمون می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، گروه دوم از تمام واحدهای خارج از گروه اول تشکیل می‌شود. درصورتی‌که فرض صفر رد نشود ($t_{\hat{b}} \geq$ -۱/۶۵)، یک زیرگروه همگرایی اضافی در پنل وجود دارد. در صورت رد شدن فرض صفر ($t_{\hat{b}} \geq$ -۱/۶۵)، مراحل ۱، ۲ و ۳ برای واحدهای باقی‌مانده تکرار می‌شود. اگر هیچ زیرگروه دیگری مشاهده نشد، می‌توان نتیجه گرفت که واحدهای باقی‌مانده واگرا هستند.

۳-۳- داده‌های مدل

جامعه آماری موردنظر ۱۱ بورس منتخب از گروه کشورهای خاورمیانه می‌باشد که عبارت‌اند از: بازارهای سهام ترکیه، ایران، قطر، مصر، عربستان، عمان، کویت، امارات، اردن، لبنان و بحرین. اطلاعات مربوط به شاخص قیمت توسط بازارهای بورس موردبررسی استخراج می‌گردد. دوره زمانی موردنظر، ژانویه ۲۰۰۷ تا فوریه ۲۰۱۷ بوده و داده‌ها به‌صورت ماهانه می‌باشند. با تقسیم شاخص قیمت بازار سهام بر شاخص قیمت مصرف‌کننده هر کشور، اثر تورم بر روی شاخص در نظر گرفته‌شده است. ازآنجاکه همگرایی یک مفهوم بلندمدت است، بنا به توصیه فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، برای استخراج مؤلفه روند از مجموعه از فیلتر هدریک-پرسکات[۴۹] استفاده می‌شود و سپس روند کلی داده‌ها جهت انجام امکان همگرایی میان شاخص قیمت بازار-های سهام مختلف مورداستفاده قرارگرفته است. همچنین تعداد مشاهدات ۱۲۲ مورد است، بنابراین بر پایه تجربیات فیلیپس و سول، r = ۰/۲ در نظر گرفته‌شده است.

۴- نتایج مربوط به تخمین

همگرایی، عموماً یک مفهوم بلندمدت می‌باشد بدین معنی که عمدتاً در بلندمدت معنا و مفهوم پیدا می‌کند. بدیهی است، نتایج قابل‌اعتماد تنها زمانی می‌تواند به دست آید که سری‌های زمانی موجود به‌اندازه کافی به‌منظور انجام استنباط آماری طولانی‌مدت باشند؛ که البته گاهی واریانس مقطعی به‌خوبی در این زمینه کمک می‌کند. طبق گفته فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، واریانس مقطعی فاصله پانل از حد مشترک را اندازه‌گیری می‌کند. پس از محاسبه پارامتر انتقال نسبی برای بورس‌ها، در مرحله اول با استفاده از فرمول مربوطه نسبت واریانس مقطعی برای تخمین کلی همگرایی محاسبه می‌شود. سپس معادله رگرسیون log t برای تخمین کلی همگرایی برازش می‌شود که نتایج آن در جدول زیر آورده شده است.

جدول ۱- نتیجه تخمین همگرایی کلی بازارهای سهام خاورمیانه

	coefficient	t statistic	S.E
Log t	-۰/۷۷۵۹	-۱۲/۳۳۶۸	۰/۰۶۲۹

منبع: محاسبات آماری پژوهش

جدول (۱) نتایج مربوط به تخمین همگرایی کلی شاخص قیمت بازارهای سهام موردمطالعه در گروه خاورمیانه را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود ضریب b، کوچک‌تر از صفر (b<0) است و فرضیه صفر همگرایی در کل نمونه در سطح ۵ درصد رد می‌شود و همچنین $t_{\hat{b}} <$ ۱/۶۵- می‌باشد؛ که بیانگر عدم همگرایی شاخص قیمت بازارهای سهام موردمطالعه می‌باشد.

با توجه به عدم همگرایی بازارهای سهام موردپژوهش در خاورمیانه، امکان وجود همگرایی باشگاهی بین بازارهای سهام مختلف، با استفاده از روش فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، طی مراحل چهارگانه موردبررسی قرار می‌گیرد.

جدول (۲)، نتایج آزمون خوشه‌بندی بازارهای سهام خاورمیانه را نشان می‌دهد. ابتدا بازارهای سهام بر اساس آخرین مشاهده به‌صورت نزولی مرتب می‌شود. بر این اساس بازار سهام ترکیه به‌عنوان بازار پایه انتخاب‌شده و رگرسیون log t، بین بازار سهام ترکیه و ایران اجرا می‌شود. آماره t به‌دست‌آمده بزرگ‌تر از مقدار بحرانی ۱/۶۵- بوده و بیانگر همگرایی این دو بازار سهام می‌باشد. در ادامه سایر بازارهای سهام به ترتیب اضافه‌شده و آماره t ثبت می‌شود. این کار تا زمانی ادامه می‌یابد که مقدار آماره t کوچک‌تر از مقدار بحرانی ۱/۶۵- باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود با اضافه کردن بازار سهام مصر مقدار آماره t به دست آماده کوچک‌تر از مقدار بحرانی است، بنابراین اضافه کردن بازارهای سهام متوقف می‌شود. با توجه به جدول، مقدار t حاصل از رگرسیون بین بازارهای سهام ترکیه و ایران بیشترین مقدار را داراست، بنابراین این دو بازار سهام به‌عنوان گروه هسته اول انتخاب می‌شوند. در ادامه به ترتیب تک‌به‌تک تمام بازارهای سهام به گروه هسته اول اضافه می‌شود و رگرسیون log t، اجرا می‌شود. در این مرحله مقدار آماره t اگر بزرگ‌تر از صفر باشد، آن بازار سهام در خوشه اول قرار می‌گیرد و بدین ترتیب خوشه اول تشکیل می‌شود. در ادامه رگرسیون log t بین بازارهای سهام باقی‌مانده برآورد می‌گردد. چنانچه مقدار آماره t بزرگ‌تر از ۱/۶۵- باشد، بورس‌های باقی‌مانده خوشه دوم را تشکیل می‌دهند، در غیر این صورت مراحل تکرار می‌شود. نتایج مراحل انجام‌گرفته به‌تفصیل در جدول (۲)، بیان‌شده‌اند. نتایج حاصل از الگوریتم خوشه‌بندی باشگاه برای شاخص بازارهای سهام خاورمیانه نشان می‌دهد که در طول دوره موردبررسی سه باشگاه همگرا وجود دارد. باشگاه اول شامل ۲ بازار سهام (ایران و ترکیه)، باشگاه دوم شامل ۶ بازار سهام (عربستان، مصر، امارات، کویت، عمان، قطر)، باشگاه سوم شامل ۲ بازار سهام (بحرین، لبنان) می‌باشد. همچنین بازار سهام اردن در هیچ خوشه‌ای قرار نگرفته و به‌تنهایی یک گروه غیر همگرا را تشکیل می‌دهد.

۴-۱- نتایج آزمون همگرایی بین خوشه‌های بازارهای سهام خاورمیانه

الگوریتم خوشه‌ای دارای انعطاف‌پذیری قابل‌توجهی است؛ که با استفاده از آن، خوشه‌های ممکن در تمام پانل را می‌توان شناسایی کرد؛ اما ازآنجاکه فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، توصیه‌های بسیار محافظه‌کارانه‌ای از مقدار بحرانی C^{50} داشته‌اند، به‌طوری‌که به‌منظور کاهش خطر قرار گرفتن اشتباهی یک عضو کاذب در یک گروه همگرایی، آن را برابر صفر (C=0)، قرار داده‌اند؛ ازاین‌رو روش خوشه‌بندی نیز محافظه‌کارانه می‌شود. به همین دلیل، فیلیپس و سول (۲۰۰۹) پیشنهاد آزمون همگرایی بین خوشه‌های همگرایی را ارائه کردند. در آزمون پیشنهادی اگر فرض صفر رد نشود، خوشه‌های مربوطه را می‌توان در یک خوشه بزرگ‌تر ادغام کرد.

نتایج تخمین‌های مربوط به آزمون همگرایی بین خوشه‌های شناسایی‌شده در بین بازارهای سهام کشورهای مختلف خاورمیانه، در جدول (۳)، نشان داده‌شده است. جهت آزمون باشگاه‌های مجاور در نظر گرفته‌شده و تخمین‌ها انجام می‌گیرد. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود، بین خوشه‌های اول و دوم

شواهدی مبنی بر امکان ادغام خوشه‌ها وجود دارد. بنابراین تعداد خوشه‌ها به دو خوشه کاهش می‌یابد.

بنابراین خوشه‌بندی نهایی به‌صورت جدول زیر خواهد بود. با توجه به مقادیر موجود در جدول، مقادیر ضریب رگرسیون‌ها در همه موارد کمتر از ۲/۰ است که حاکی از وجود همگرایی نسبی در هر یک از خوشه‌ها می‌باشد.

جدول ۲- نتایج الگوریتم خوشه‌ای شاخص قیمت بازارهای سهام خاورمیانه

ردیف	کشور	خوشه اول		خوشه دوم				خوشه سوم			
		گام اول	گام دوم	گام اول	گام دوم	گام سوم	گام چهارم	گام پنجم	گام اول	گام دوم	گام سوم
۱	ترکیه	Base	**Core**								
۲	ایران	۱۴/۵۸	**Core**								
۳	قطر	-۱/۴۵	-۱/۴۵	Base				**۲/۶۱**			
۴	مصر	-۹/۹۸	-۲۳/۶۶	-۵۰/۶۵	Base			**۶/۳۶**			
۵	عربستان		-۱۴/۲۶		-۱/۹۷	Base		**۴/۵۶**			
۶	عمان		-۸/۴۹			-۳/۸۰	Base	**Core**			
۷	کویت		-۱۰/۷۹				۱/۰۶	**Core**			
۸	امارات		-۰/۳۳				۶/۴۰	**Core**			
۹	اردن		-۱۲/۱۵				۰/۲۶	-۰/۲۶	Base		**-۱۱/۴۳**
۱۰	لبنان		-۶۴/۸۸				-۴۷/۴۲	-۵۱/۵۱	-۶/۲۱	Base	Core
۱۱	بحرین		-۱۱/۲۴					-۴/۰۰		-۱/۱۷	Core

اعداد بولد شده نشان‌دهنده قرار گرفتن بازار سهام مربوطه در خوشه موردنظر است.

منبع: محاسبات آماری پژوهش

جدول ۳- نتایج آزمون همگرایی بین خوشه‌های بازارهای سهام خاورمیانه

S.E	$\hat{b}$	
۰/۱۱۱۳	-۰/۴۸۲۹	Club 1+2
۰/۰۲۲۵	-۰/۶۹۳۴	Club 2+3
۰/۰۵۸۶	-۰/۶۶۹۶	Club 3+ group 4

منبع: محاسبات آماری پژوهش

جدول ۴- خوشه‌بندی نهایی بازارهای سهام خاورمیانه

خوشه	کشور	$\hat{b}$	S.E
خوشه اول (۸)	ایران، ترکیه، عربستان، مصر، امارات، کویت، عمان، قطر.	-۰/۴۸۲۹	۰/۱۱۱۳
خوشه دوم (۲)	بحرین، لبنان	-۱/۸۶۵	۱/۵۸۶۶
گروه غیر همگرا (۱)	اردن	-	-

منبع: محاسبات آماری پژوهش

نتایج جدول نشان می‌دهد که بازارهای سهام خاورمیانه، نسبت به شوک‌های اقتصادی عکس‌العمل متفاوتی نشان می‌دهند. به نظر می‌رسد ارتباطات گسترده بین دو کشور ایران و ترکیه موجب همگرایی بازار سهام این دو کشور شده است که این مساله در دوره مورد پژوهش که دوره تحریم را نیز در برمی-گیرد، افزایش یافته است. کشورهای عربستان سعودی، مصر، کویت، امارات، قطر و عمان رابطه سیاسی و دوستانه عمیقی دارند و از تهدیدات خارجی و رقابت حزبی به دور هستند که در یک خوشه جای گرفته‌اند. کشورهای بحرین و لبنان نیز به دلیل بحران‌های سیاسی و داخلی مشابه در خوشه دوم قرار گرفتند. کشور اردن نیز در طی دوره پژوهش درگیر ناامنی‌های اخیر گروه‌های تروریستی فعال در کشورهای همسایه مانند سوریه و عراق بوده است که این عوامل بر اطمینان سرمایه‌گذاران و درنتیجه بورس این کشور تأثیرگذار است. به‌طور واضح، دلایل همگرایی بورس کشورها محدود به این دلایل نمی‌شود و ممکن است دلایل دیگری داشته باشد و شناخت دلایل مربوطه می‌تواند در تحقیقات آتی موردبررسی قرار گیرند.

۵- نتیجه‌گیری و بحث

در این پژوهش همگرایی ۱۱ بازار سهام در گروه کشورهای منطقه خاورمیانه طی دوره ژانویه ۲۰۰۷ تا فوریه ۲۰۱۷ موردبررسی قرار گرفت. در این پژوهش از مکانیسم جدیدی برای مدل‌سازی و تجزیه‌وتحلیل اقتصادی یعنی تحلیل خوشه‌ای ارائه‌شده توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، استفاده‌شده است. نتایج بیانگر عدم همگرایی کلی بازارهای سهام موردبررسی می‌باشد. نتایج حاصل از الگوریتم خوشه‌ای جهت تعیین همگرایی باشگاهی برای شاخص بازارهای سهام نشان می‌دهد که در طول دوره موردبررسی دو خوشه همگرا وجود دارد و بازار سهام اردن در هیچ خوشه‌ای قرار نگرفته و به‌تنهایی یک گروه غیر همگرا را تشکیل می‌دهد. مطالعات مشابهی که توسط نیتوی و پوچا (۲۰۱۶) جهت بررسی همگرایی بازارهای مالی مرکز و شرق اروپا انجام گرفت بیانگر عدم همگرایی بازارهای مالی مذکور می‌باشد. آپرگیس و همکاران (۲۰۱۴) نیز همگرایی بازارهای سهام گروهی متشکل از ۴۲ کشور توسعه‌یافته را مورد بررسی قرار دادند و نتایج نشان می‌دهد که بازارهای سهام ۳۳ کشور در یک خوشه همگرا جای می‌گیرند. همچنین کاپورال و همکاران (۲۰۰۹)، همگرایی بازده سهام در کشورهای اتحادیه اروپا و ایالات متحده را مورد آزمون قرار دادند که نتایج حاکی از همگرایی در وسط دوره نمونه و واگرایی پس از آن می‌باشد. مطالعه مشابهی در زمینه بررسی همگرایی شاخص قیمت بورس در کشورهای منطقه خاورمیانه صورت نگرفته است.

این نتایج برای سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران به‌ویژه مدیران پرتفلیو بسیار مهم است. واگرایی بازارهای مالی می‌تواند نشانه‌ای از منطقه مالی غیر همگن باشد. سرمایه‌گذاران می‌توانند از واگرایی بازارهای سهام، از طریق مزایای تنوع پرتفلیو منتفع شوند، به‌ویژه در کشورهایی که از میانگین پانل انحراف قابل‌توجهی دارند. بنابراین، واگرایی بازارهای سهام موجب انتقال سرمایه و آربیتراژ می‌شود. همگرایی شاخص بازارهای سهام، اهمیت اثرات سرریز بین بازارهای سرمایه را افزایش می‌دهد. در طول دوره‌هایی که همگرایی مالی رخ می‌دهد، شوک‌هایی که توسط یک کشور یا صنعت خاص ایجاد می‌شوند، به‌سرعت به صنایع یا کشورهای دیگر گسترش می‌یابد. همگرایی مالی یک فرایند تدریجی است و نیاز به زمان دارد. در این صورت سیاست‌گذاران باید اقدامات لازم جهت دستیابی به سطح بالایی از همگرایی مالی را اتخاذ کنند. ازجمله این اقدامات می‌توان به افزایش شفافیت مالی، بهبود اداره شرکت‌ها، تقویت چارچوب قانونی و همچنین افزایش همکاری بین مقامات مالی اشاره کرد.

فهرست منابع

* آشتیانی عراقی، مجتبی؛ زنجیردار، مجید؛ سرلک، احمد. (۱۳۹۰). بررسی ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی با ساختار سرمایه در بازار سرمایه

ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک.

* پورعبادالهان کویچ، محسن؛ اصغرپور، حسین و معصوم زاده، سارا. (۱۳۹۵). بررسی همگرایی بازدهی بازار دارایی‌ها در ایران. فصلنامه علمی - پژوهشی نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۳(۳)، ۱۳۲-۱۱۵.
* راعی، رضا. (۱۳۸۵). انتخاب سبد سرمایه ریسکی با استفاده از شبکه‌های عصبی. فصلنامه علمی- پژوهشی بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۳(۴).
* سجادی، سید حسین؛ فرازمند، حسن و علی صوفی، هاشم. (۱۳۸۹). بررسی رابطه‌ی متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۲(۶).
* سعیدی، پرویز. (۱۳۸۷). بورس و اهمیت ابزارهای مالی، ماهنامه تدبیر، ۱۹(۱۹۲).
* سلامی، فریبا. (۱۳۹۴). بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با استفاده از تحلیل خوشه‌ای. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه کردستان.
* شایان، کوروش؛ باقرآبادی، سید محمد و شایان، علیرضا. (۱۳۹۵). مروری بر استانداردهای بین-المللی گزارشگری مالی (IFRS). تهران: انتشارات ترمه، چاپ سوم.
* عسگری فیروز جایی، احسان؛ سلمانی، کامران. (۱۳۹۵). همگرایی و ادغام بورس‌ها در عرصه‌ی جهانی. مدیریت تحقیق و توسعه شرکت بورس اوراق بهادار.
* محسنی زنوزی، سید جمال‌الدین؛ جوهری سلماسی، پریسا و هلالی، علیرضا. (۱۳۹۰). بررسی همگرایی بلندمدت نرخ سود بانکی با بازدهی بازار سهام در ایران. معرفت اقتصاد اسلامی، ۳(۱)، ۴۶-۳۵.
* یحیی زاده فر، محمود؛ آقاجانی، حسنعلی و پاکدین، علیرضا. (۱۳۹۰). عوامل مؤثر بر شاخص قیمت سهام با رویکرد فازی در بورس اوراق بهادار تهران، دوماهنامه علمی- پژوهشی دانشور رفتار، مدیریت و پیشرفت، دانشگاه شاهد، ۱۸(۲-۴۷).
* Abramovitz, M. (1986). Catching up, forging ahead, and falling behind. The Journal of Economic History, 46(2), 385-406.
* Alesina, A., & Perotti, R. (1994). The political economy of growth: a critical survey of the recent literature. The World Bank Economic Review, 8(3), 351-371.
* Alesina, A., & Rodrik, D. (1996). Distributive Politics and Economic Growth', Quarterly Journal of Economics, CIX (2), May, 465-90. INTERNATIONAL LIBRARY OF CRITICAL WRITINGS IN ECONOMICS, 68, 367-392.
* Apergis, N., Christou, C., & Payne, J. (2011). Political and institutional factors in the convergence of international equity markets: Evidence from the club convergence and clustering procedure. Atlantic Economic Journal, 39(1), 7-18.
* 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.
* Baumol, W. J. (1986). Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show. The American Economic Review, 1072-1085.
* Barro, R. J., Sala-i-Martin, X., Blanchard, O. J., & Hall, R. E. (1991). Convergence across states and regions. Brookings papers on economic activity, 107-182.
* Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. Journal of political Economy, 100(2), 223-251.
* Barseghyan, L., & DiCecio, R. (2010). Institutional causes of output volatility. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 92(3), 205-223.
* Bekaert, G. (1995). Market integration and investment barriers in emerging equity markets. The World Bank Economic Review, 9(1), 75-107.
* Bekaert, G., & Harvey, C. R. (1995). Time-varying world market integration. The Journal of Finance, 50(2), 403-444.
* Bekaert, G., & Harvey, C. R. (2000). Foreign speculators and emerging equity

* Easterly, W., & Levine, R. (1997). Africa's growth tragedy: policies and ethnic divisions. The Quarterly Journal of Economics, 112(4), 1203-1250.
* Frijns, B., Tourani-Rad, A., & Indriawan, I. (2012). Political crises and the stock market integration of emerging markets. Journal of Banking & Finance, 36(3), 644-653.
* Fritsche, U., & Kuzin, V. (2011). Analysing convergence in Europe using the non-linear single factor model. Empirical Economics, 41(2), 343-369.
* 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.
* Islam, N. (2003). What have we learnt from the convergence debate?. Journal of economic surveys, 17(3), 309-362.
* Kaijage, P. E. S., & Nzioka, M. O. M. (2009). Determining the extent of financial integration in East Africa using Beta convergence and co-integration analysis. THE OPERATIONS RESEARCH SOCIETY OF EASTERN AFRICA JOURNAL.
* Kieso, D. E., Haas, A., Weygandt, J. J., & Warfield, T. D. (2016). Intermediate Accounting. John Wiley & Sons Incorporated.
* Lyócsa, S., & Baumöhl, E. (2014). Risk-return convergence in CEE stock markets: structural breaks and market volatility. Finance a Uver, 64(5), 352.
* 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.
* Phillips, P. C., & Sul, D. (2007). Transition modeling and econometric convergence tests. Econometrica, 75(6), 1771-1855.
* Shirafkan, M., Masoomzadeh, S., & Sayareh, M. (2017). INVESTIGATION OF CONVERGENCE OF RETURNS ON STOCK MARKETS IN IRAN. International Journal of Management, Innovation & Entrepreneurial Research, 3(1), 23-29.
* Syllignakis, M. N., & Kouretas, G. P. (2010). German, US and Central and Eastern European stock market integration. Open Economies Review, 21(4), 607-628.
* Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. The quarterly journal of economics, 70(1), 65-94.
markets. The Journal of Finance, 55(2), 565-613.
* Bekaert, G., Harvey, C. R., Lundblad, C. T., & Siegel, S. (2011). What segments equity markets?. The Review of Financial Studies, 24(12), 3841-3890.
* Bernard, A. B., & Durlauf, S. N. (1996). Interpreting tests of the convergence hypothesis. Journal of econometrics, 71(1), 161-173.
* Bruno, G., De Bonis, R., & Silvestrini, A. (2012). Do financial system convergence. Journal of Comparative Economics, 40(1), 134-144.
* Bulut, H., Kaya, P., & Kocak, E. (2015). Testing convergence of return on assets: Empirical evidence from the Turkish banking sector. Journal of International and Global Economic Studies, 8(2), 40-48.
* Campbell, J. Y., & Hamao, Y. (1992). Predictable stock returns in the United States and Japan: A study of long-term capital market integration. The Journal of Finance, 47(1), 43-69.
* Caporale, G. M., Erdogan, B., & Kuzin, V. (2009). Testing for convergence in stock markets: a non-linear factor approach.
* 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.
* Diamonte, R. L., Liew, J. M., & Stevens, R. L. (1996). Political risk in emerging and developed markets. Financial Analysts Journal, 52(3), 71-76.
* 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.
* Durlauf, S. N., & Quah, D. T. (1999). The new empirics of growth. Chapter 4 in JB Taylor and M. Woodford (ed.) Handbook of Macroeconomics.
* Erb, C. B., Harvey, C. R., & Viskanta, T. E. (1996). Political risk, economic risk, and financial risk. Financial Analysts Journal, 52(6), 29-46.
* Eun, C. S., & Lee, J. (2010). Mean–variance convergence around the world. Journal of Banking & Finance, 34(4), 856-870.
* Easterly, W., Alesina, A. F., & Baqir, R. (1997). Public Goods and Ethnic Divisions.

* Yu, I. W., Fung, K. P., & Tam, C. S. (2010). Assessing financial market integration in Asia–equity markets. Journal of Banking & Finance, 34(12), 2874-2885

یادداشت‌ها

[1] Kieso et al
[2] Phillips and Sul
[3] Ramsy
[4] Solow
[5] Baumol
[6] Abramovitz
[7] Barro and Sala-I- Martin
[8] Solow-Swan Model of Exogenous Growth
[9] Howell and Chaddick
[10] Erb et al.
[11] Diamonte et al.
[12] Bekaert and Harvey
[13] Apergis et al.
[14] Lyócsa and Baumöhl
[15] Eun and Lee
[16] Bekaert et al.
[17] Yu et al.
[18] Frijns et al.
[19] Campbell and Hamao
[20] Alesina and Rodrik
[21] Djankov et al.
[22] Barseghyan and DiCecio
[23] Easterly et al.
[24] Easterly and Levine
[25] Ethnic Diversity
[26] Perotti
[27] Home Bias
[28] Syllignakis and Kouretas
[29] Shirafkan et al.
[30] Nahar and Inder
[31] Niţoi and Pochea
[32] Central and Eastern Europe (CEE)
[33] Chien et al.
[34] Bulut et al.
[35] Kaijage and Nzioka
[36] Bruno et al.
[37] Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)
[38] Caporale et al.
[39] Stock and Watson
[40] Absolute Convergence
[41] Convergence 'Clubs'
[42] Fritsche and Kuzin
[43] Accommodating Heterogeneous Agent Behaviour
[44] Time-varying Factor Coefficient, δ_{it}
[45] Economic distance
[46] The Relative Transition Path
[47] The Cross Sectional Variance
[48] Clusters/Clubs of Convergence
[49] Hodrick-Prescott filter
[50] Critical Value