

آزمون هم‌گرایی شاخص قیمت بورس در بازارهای سهام: شواهدی از کشورهای OECD^۱

بهناز نانوای سابق^۲

علی فقه مجیدی^۳

احمد محمدی^۴

تاریخ ارسال: ۱۳۹۶/۱۱/۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۴/۵

چکیده

بورس یکی از مهم‌ترین زیرساخت‌های توسعه اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته است، هم‌گرایی بازده بازارهای سهام نیز نشان‌دهنده وابستگی متقابل اقتصاد کشورها و تحرک سرمایه بین آنهاست. هدف این پژوهش، آزمون فرضیه هم‌گرایی شاخص قیمت بازارهای سهام در گروه کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی^۵ در دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۷ با استفاده از رویکرد تحلیل خوشه‌ای فیلیپس و سول^۶ (۲۰۰۷)، است. نتایج حاصل از پژوهش بیان‌کننده این است که بازارهای سهام مورد بررسی در یک خوشه هم‌گرا قرار نمی‌گیرند، اما بین بازارهای سهام سه خوشه هم‌گرا وجود دارد و بازار سهام لوکزامبورگ در هیچ خوشه‌ای قرار نمی‌گیرد و یک گروه غیرهم‌گرا را تشکیل می‌دهد. همچنین نتیجه آزمون هم‌گرایی بین خوشه‌ها بیان‌کننده این است که خوشه‌های اول و دوم یک خوشه هم‌گرا را تشکیل می‌دهند.

واژگان کلیدی: هم‌گرایی، بازارهای سهام، رویکرد خوشه‌ای، OECD.

طبقه‌بندی JEL: C33, C32, G15.

۱- مقاله حاضر مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشکده علوم انسانی و اجتماعی در دانشگاه کردستان است.

۲- کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه کردستان، پست الکترونیکی: behnaz.na.1370@gmail.com

۳- استادیار، گروه اقتصاد و پژوهشگر پژوهشکده کردستان‌شناسی، دانشگاه کردستان (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: a.f.majidi@gmail.com

۴- استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه کردستان، پست الکترونیکی: mohammadiahm@gmail.com

5- Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)

6- Phillips and Sul

۱- مقدمه

یکی از اصلی‌ترین اهداف اقتصادی کشورهای OECD، بهبود رشد و توسعه پایدار اعضای سازمان بوده و در این راستا یکی از معیارهای اصلی، افزایش درجه هم‌گرایی در بازارهای مالی است. بحران‌های مالی بین‌المللی و بحران‌های بدهی دولتی در سال‌های اخیر موجب واگرایی در بازارهای مالی شده است. از این رو، می‌توان گفت، آزمون هم‌گرایی شاخص بورس سهام این کشورها به‌عنوان پراکسی سیستم مالی اهمیت ویژه‌ای دارد. به‌طور کلی مبحث یکپارچگی مالی یکی از موضوع‌های مورد مناقشه در ادبیات اقتصادی است. فانگ^۱ (۲۰۰۹)، بیان می‌کند که کشورهای با سیستم‌های مالی توسعه‌یافته تمایل بیشتری به هم‌گرایی در سیستم‌های مالی دارند. از نظر بانک مرکزی اروپا^۲ (۲۰۰۷)، هم‌گرایی بیشتر بازارهای مالی به توزیع کارآتر ریسک‌ها و تقویت ثبات مالی از طریق تثبیت قیمت منجر می‌شود. هرمن و وینکلر^۳ (۲۰۰۹)، معتقدند، بازارهای مالی یکپارچه موجب افزایش توانایی استقرار اقتصادهای نوظهور می‌شود، اما آیون و همکاران^۴ (۲۰۰۰)، اظهار داشتند که یکپارچگی مالی به دلیل تشدید بی‌ثباتی برای اقتصادهای نوظهور دارای نتایجی زیان‌بار است. در سال‌های اخیر کشورهای عضو OECD به هم‌گرایی مالی و به دنبال آن، یکپارچگی مالی توجه ویژه‌ای داشته‌اند. بعضی از مواردی که موجب تقویت هم‌گرایی و یکپارچگی مالی در کشورهای عضو OECD شده، به این شرح است: تطابق با پول واحد، آزادسازی جریان سرمایه، تغییر در دستورالعمل بانکی، پیاده‌سازی برنامه اقدام خدمات مالی^۵، آشنایی با تکنولوژی ارتباطات و اطلاعات^۶ (د گوارا و همکاران^۷، ۲۰۰۷).

در بیشتر پژوهش‌های صورت گرفته آزمون فرضیه هم‌گرایی از روش‌های هم‌گرایی

1- Fung

2- ECB

3- Herrmann and Winkler

4- Aghion et al.

5- Financial Services Action Plan (FSAP)

6- Information and Communication Technology (ICT)

7- De Guevara et al.

بتا، سیگما، ریشه واحد و تجزیه و تحلیل هم‌جمعی استفاده شده است. اسلام^۱ (۲۰۰۳)، بیان می‌کند که روش‌های هم‌گرایی بتا و سیگما برای مدل‌های رشد مناسب هستند. روش‌های هم‌جمعی و ریشه واحد زمانی که چند روند پایا در داده‌ها وجود داشته باشد با شکست مواجه می‌شوند (آپرگیس و همکاران^۲، ۲۰۱۴)، اما رویکرد خوشه‌ای دارای چندین مزیت است؛ نخست، به مفروضات خاص مربوط به ایستایی متغیرهای موردنظر یا به وجود عوامل مشترک نیاز ندارد. دوم، این روش از یک فرم کلی مدل‌های عامل متغیر غیرخطی با زمان استفاده می‌کند. سوم، این رویکرد شامل تجربه کشورها در پویایی انتقالی است، در حالی که فرضیه پیشرفت تکنولوژیکی همگن - که یک فرض گسترده در بیشتر مطالعات رشد است - را در نظر نمی‌گیرد. این، بسیار مهم است، زیرا تحت ناهمگنی تکنولوژیکی، بررسی هر یک از هم‌گرایی رشد یا رشد عوامل با استفاده از آزمون پنل ایستایی استاندارد، معتبر نیست (فیلیس و سول، ۲۰۰۹).

با توجه به اهمیت هم‌گرایی بورس، پاسخ به این پرسش‌ها که آیا شاخص قیمت سهام بازارهای OECD هم‌گراست؟ و اینکه آیا گروه کشورهای OECD وجود دارند که بازارهای سهام آنها هم‌گرا باشد؟ اهمیت ویژه دارد که این پژوهش درصدد پاسخگویی به این پرسش‌ها با استفاده از رویکرد جدید تحلیل خوشه‌ای است.

۲- مبانی نظری و مروری بر مطالعات گذشته

سولو^۳ (۱۹۵۶)، برای نخستین بار مبحث هم‌گرایی را در نرخ رشد اقتصادی چه به لحاظ نظری و چه به لحاظ تجربی مطرح کرد. به‌طور کلی هم‌گرایی و ادغام بازارهای مالی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین تغییرات در بازار مالی جهانی و به‌عنوان سندی از جهانی‌سازی اقتصادهاست. موضوع هم‌گرایی و به دنبال آن، ادغام مالی^۴ مخالفان و موافقان زیادی در ادبیات اقتصادی و مالی دارد. روند جهانی این فرآیند نشان می‌دهد، افزایش توان رقابتی و

1- Islam

2- Apergis et al.

3- Solow

4- Financial Integration

کاهش هزینه‌های عملیاتی بسیاری از بورس‌ها، به‌خصوص بورس کشورهای توسعه‌یافته را به سوی هم‌گرایی و ادغام سوق داده است (عسگری فیروزجایی و سلمان، ۱۳۹۵).

نتایج پژوهش‌های هاول و چادیک^۱ (۱۹۹۴)، ارب و همکاران^۲ (۱۹۹۶)، دیامونت و همکاران^۳ (۱۹۹۶) و بکائرت و هاروی^۴ (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^۵ (۲۰۱۴)، معتقدند، هم‌گرایی تحت تأثیر شرایط بازار بوده و با افزایش نااطمینانی رفتار بازارهای سهام غیرقابل پیش‌بینی است. یون و لی^۶ (۲۰۱۰)، نشان دادند که در زمان نااطمینانی بازار، واگرایی بازار سرمایه توسعه‌یافته افزایش می‌یابد. براساس پژوهش‌های صورت گرفته تفاوت در ریسک سیاسی کشورها، توسعه بازارهای سهام (بکائرت و همکاران^۷، ۲۰۱۱)، تفاوت در جنبه‌های سیاسی، اقتصادی و نهادی کشورها (یو و همکاران^۸، ۲۰۱۰) و بحران‌های سیاسی (فرینز و همکاران^۹، ۲۰۱۲) می‌تواند موجب واگرایی بازارهای سهام شود. کمپیل و هامو^{۱۰} (۱۹۹۲)، بکائرت و هاروی (۱۹۹۵)، آلسینا و رودریک^{۱۱} (۱۹۹۶)، جانکو و همکاران^{۱۲} (۲۰۱۰) و بارسگیان و دایسچیو^{۱۳} (۲۰۱۰)، معتقدند، تجارت آزاد و

1- Howell & Chaddick

2- Erb et al.

3- Diamonte et al.

4- Bekaert & Harvey

5- Lyócsa & Baumöhl

6- Eun & Lee

7- Bekaert et al.

8- Yu et al.

9- Frijns et al.

10- Campbell & Hamao

11- Alesina & Rodrik

12- Djankov et al.

13- Barseghyan & DiCecio

بازار آزاد به هم‌گرایی بازارهای سرمایه منجر می‌شوند. استرلی و همکاران^۱ (۱۹۹۷) و استرلی و لوین^۲ (۱۹۹۷)، تأثیر تنوع قومی^۳ 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 (آلسینا و پروتی^۴، ۱۹۹۴؛ بکائرت، ۱۹۹۵). از جمله عواملی که مانع هم‌گرایی نهایی بازارهای سهام می‌شود، عبارت‌اند از: موانع جریان آزاد سرمایه، گرایش سرمایه‌گذاران مالی به تعصب سهمی^۵ و... (آپرگیس و همکاران، ۲۰۱۴). سیلیگناکیز و کورتاس^۶ (۲۰۱۰)، در پژوهش خود نشان دادند که بحران مالی جهانی، موجب واگرایی بازارهای سهام می‌شود. ادغام بورس‌ها مزایای بااهمیتی برای صنعت بورس کشورها به همراه دارد. این مزایا، صرفه‌جویی نسبت به مقیاس عملیاتی^۷ و صرفه‌جویی نسبت به مقیاس معاملاتی^۸ 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 بورس‌هاست (عسگری فیروزجایی و سلمانی، ۱۳۹۵).

۲-۱- مطالعات پیشین

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

کاپورال و همکاران^۹ (۲۰۰۹)، هم‌گرایی بازده سهام در ۵ کشور عضو اتحادیه اروپا و

-
- 1- Easterly et al.
 - 2- Easterly & Levine
 - 3- Ethnic Diversity
 - 4- Perotti
 - 5- Home Bias
 - 6- Syllignakis & Kouretas
 - 7- Operational Economies of Scale
 - 8- Trading Economies of Scale
 - 9- Caporale et al.

همچنین ایالات متحده آمریکا را طی دوره ۱۹۷۳ تا ۲۰۰۸ بررسی کردند. آنها با استفاده از روش استوک و واتسون^۱ (۱۹۹۸)، به منظور 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 پس از آن، اشاره دارد.

یون و لی^۲ (۲۰۱۰)، با استفاده از اندازه‌گیری فاصله اقلیدسی^۳، هم‌گرایی بین‌المللی میانگین-واریانس را مطرح کردند. یافته‌های آنها نشان داد که خصوصیات بازدهی ریسک برای نمونه آنها با اقتصاد بازارهای توسعه‌یافته و در حال ظهور هم‌گراست. دوره نمونه آنها ۱۹۷۴ تا ۲۰۰۷ بود. آنها همچنین نشان دادند که هم‌گرایی نشان‌دهنده کاهش «اثر کشور» به جای افزایش «اثر صنعت» است.

اسکندر اوغلو و همکاران^۴ (۲۰۱۱)، با استفاده از آزمون هم‌گرایی تصادفی به بررسی هم‌گرایی نرخ بازدهی سود در ۸ بانک ترکیه طی دوره ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۹ پرداختند. نتایج از نبود هم‌گرایی حکایت داشت.

برونو و همکاران^۵ (۲۰۱۲)، هم‌گرایی دارایی‌های مالی در کشورهای OECD را مورد بررسی قرار دادند. این پژوهش برای دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۵ انجام شد و روش مورد استفاده آزمون هم‌گرایی بتا و سیگما بود. نتایج، وجود هم‌گرایی بتا را مورد تأیید قرار داد. کایجاج و ان زیوکا^۶ (۲۰۱۲)، در پژوهشی، هم‌گرایی بازدهی سهام در کشورهای شرق آفریقا را طی دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۷ با استفاده از روش هم‌گرایی بتا مورد بررسی قرار دادند. نتایج وجود هم‌گرایی را تأیید کرد.

آپرگیس و همکاران (۲۰۱۴)، با استفاده از روش فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، هم‌گرایی متقابل بازارهای سهام برای یک نمونه از کشورهای توسعه‌یافته را بررسی کردند. یافته‌های تجربی نشان می‌دهد که قیمت سهام در صنایع خاص هم‌گرایی باشگاهی دارند. عوامل

-
- 1- Stock & Watson
 - 2- Eun & Lee
 - 3- Euclidean Distance
 - 4- Iskenderoglu et al.
 - 5- Bruno et al.
 - 6- Kaijage & Nzioka

کشور نسبت به عوامل صنعت نقش مهم‌تری در توضیح هم‌گرایی واقعی در قیمت‌های سهام واقعی بازی می‌کنند.

چین و همکاران^۱ (۲۰۱۵)، در پژوهشی به بررسی فرآیند پویای هم‌گرایی بین بازارهای سهام چین و ۵ کشور آسیایی با استفاده از روش هم‌جمعی بازگشتی پرداختند. نتایج نشان داد که این شش بازار سهام حداکثر یک بردار هم‌جمعی از سال ۱۹۹۴ تا سال ۲۰۰۲ دارند. به‌طورکلی، یکپارچگی مالی منطقه‌ای بین چین و ۵ کشور آسیایی به تدریج افزایش یافته بود.

کاراناسوس و همکاران^۲ (۲۰۱۶)، به بررسی هم‌گرایی نرخ تورم بین کشورهای اتحادیه اروپا طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۳، با استفاده از رویکرد تحلیل خوشه‌ای پرداختند. نتایج به این صورت بود که سه باشگاه هم‌گرایی بین کشورهای اروپایی طی دوره یادشده تشخیص داده شد.

نیئوی و پوچا^۳ (۲۰۱۶)، به بررسی هم‌گرایی مالی بین کشورهای مرکز و شرق اروپا (CEE^۴) طی دوره ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۴، با استفاده از روش فیلیپس و سول (۲۰۰۷) پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان داد که بازارهای مالی (CEE) باشگاه هم‌گرایی همگن تشکیل نمی‌دهند.

شیرافکن و همکاران^۵ (۲۰۱۷)، در پژوهشی به بررسی هم‌گرایی بازده بازارهای سهام در ایران طی دوره زمانی ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۶، با استفاده از روش ناهار و ایندر^۶ (۲۰۰۲) پرداختند. براساس نتایج، بازده بانک‌ها و مؤسسه‌های اعتباری، شرکت‌های صنعتی، استخراج فلزات سنگین، محصولات شیمیایی، نفت خام، سوخت هسته‌ای و سیمان به بازده‌های متوسط هم‌گرا هستند.

محسنی و همکاران (۱۳۹۰)، هم‌گرایی بلندمدت بین سود بانکی را در نظام بانکی

1- Chien et al.

2- Karanasos et al.

3- Nițoi & Pochea

4- Central & Eastern Europe (CEE)

5- Shirafkan et al.

6- Nahar & Inder

جمهوری اسلامی ایران و بازدهی نقدی سهام بورس اوراق بهادار تهران و همچنین سود سهام کوتاه‌مدت با تغییرات شاخص قیمت سهام طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۷۴ مورد بررسی قرار دادند. نتایج این بررسی که با استفاده از آزمون کرانه‌ها صورت گرفت، نشان داد که هیچ رابطه بلندمدت و هم‌گرایی بین دو متغیر سود کوتاه‌مدت بانکی و بازدهی سهام وجود ندارد.

سلامی و همکاران (۱۳۹۴)، فرضیه هم‌گرایی درآمد سرانه، بین استان‌های ایران را با استفاده از روش‌های مختلف مانند آزمون ریشه واحد، هم‌گرایی باشگاهی و آماره تایل بررسی کردند. همچنین برای مدل‌سازی و تجزیه و تحلیل اقتصادی از سازوکار جدید تحلیل خوشه‌ای استفاده کردند. نتایج، واگرایی قوی را از نظر درآمد سرانه و متوسط مصرف سرانه خانوار در استان‌های ایران تأیید می‌کند.

پورعبادالهیان کویچ و همکاران (۱۳۹۵)، در پژوهشی به بررسی هم‌گرایی بازده دارایی‌ها در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۱، با استفاده از روش هم‌گرایی ناهار و ایندر پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که شواهدی از هم‌گرایی در بازده دارایی‌ها مشاهده نمی‌شود.

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

۳- روش پژوهش

در دو دهه گذشته مطالعات جدید مبتنی بر مفاهیم هم‌گرایی β و σ که توسط بارو و سالای مارتین (۱۹۹۱ و ۱۹۹۲) معرفی شده بودند، توسعه یافت. هم‌گرایی موجود در β دلالت بر بازگشت به میانگین برای واحدهای پنل دارد، در حالی که هم‌گرایی σ کاهش پراکندگی را در سراسر بخش مقطعی 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»^۱ و هم‌گرایی «باشگاهی»^۲ صریح نیستند. دوم، آزمون‌های مختلف مانند انجام آزمون فرضیه صفر لازم نیست و بنابراین، به‌طور مستقیم قابل مقایسه نیستند. سوم، بیشتر آزمون‌ها بر اساس مفروضات خاص و محدود درباره زمینه ساختار پند هستند. در این پژوهش، یک رویکرد جدید، یعنی هم‌گرایی باشگاهی پند و روش خوشه‌ای توصیه شده توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، مورد استفاده قرار می‌گیرد که کاستی‌های بیان شده در روش‌های دیگر را پوشش می‌دهد. این روش دارای چندین مزیت است؛ نخست، به مفروضات خاص مربوط به ایستایی متغیرهای مورد نظر یا به وجود عوامل مشترک نیاز ندارد. دوم، این روش از یک فرم کلی مدل‌های عامل متغیر غیرخطی با زمان استفاده می‌کند. سوم، این رویکرد شامل تجربه کشورها در پویایی انتقالی است، در حالی که فرضیه پیشرفت تکنولوژیکی همگن – که یک فرض گسترده در بیشتر مطالعات رشد است – را در نظر نمی‌گیرد. این مسئله اهمیت ویژه‌ای دارد، زیرا تحت ناهمگنی تکنولوژیکی، بررسی هر یک از هم‌گرایی رشد یا رشد عوامل با استفاده از آزمون پند ایستایی استاندارد، معتبر نیست (فیلیپس و سول، ۲۰۰۷). برخی پژوهشگران مانند فریچه و کوزین^۳ (۲۰۱۱) و کاپورال و همکاران (۲۰۰۹)، از این روش برای بررسی الگوهای هم‌گرایی بین بازارهای مختلف، از جمله بازار کار و بهره‌وری استفاده کردند.

۳-۱- آزمون هم‌گرایی $\log t$

به‌طور کلی فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، یک رویکرد اقتصادسنجی جدید را برای آزمون هم‌گرایی و شناسایی هم‌گرایی باشگاهی ارائه کردند. روش آنها از یک مدل عامل متغیر با زمان غیرخطی استفاده و چهارچوبی را برای مدل‌سازی انتقال پویا و همچنین رفتار بلندمدت فراهم می‌کند. این روش به آزمون $\log t$ نیز معروف است. چهارچوب کلی مدل به صورت زیر است که در آن، متغیر X_{it} لگاریتم طبیعی شاخص قیمت بورس کشورهای مورد مطالعه است و i و N ، $t=1,2,\dots,T$ و $t=1,2,\dots,T$ ، به ترتیب تعداد واحدها و اندازه نمونه هستند. برای متغیر X_{it}

1- Absolute Convergence

2- Convergence 'Clubs'

3- Fritsche & Kuzin

یک مدل پنل دیتا تعریف می‌شود. مدل عامل ساده زیر نقطه آغاز آزمون است:

$$X_{it} = \delta_i \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

در معادله (۱)، μ_t و ε_{it} مؤلفه‌های غیرقابل مشاهده هستند. فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، مدل اولیه را اصلاح کردند و عامل ویژه سیستماتیک را در طول زمان با تطابق دادن رفتار عامل ناهمگن^۱ و تکامل درونی در رفتار ضریب وابسته به زمان^۲ δ_i گسترش دادند. سپس، اجازه دادند 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 فراهم می‌کند. مدل جدید یک عامل زمان متفاوت داشت و به صورت زیر ارایه شد:

$$x_{it} = \delta_{it} \mu_t \quad (2)$$

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

$$x_{it} = g_{it} + a_{it} \quad (3)$$

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

$$X_{it} = \left(\frac{g_{it} + a_{it}}{\mu_t} \right) \mu_t = \delta_{it} \mu_t \quad (4)$$

به عبارتی، X_{it} به یک جزء مشترک μ_t و یک جزء غیرسیستماتیک δ_{it} تجزیه شده است که هر دو تابع زمان هستند و فاصله اقتصادی^۳ بین مؤلفه روند، μ_t و X_{it} را اندازه‌گیری می‌کنند. با استفاده از رابطه (۴)، می‌توان به بررسی امکان هم‌گرایی شاخص قیمت‌ها بین بورس مناطق مختلف پرداخت. برای آزمون هم‌گرایی اجزای δ_{it} ، فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، عنصر انتقالی δ_{it} را با معادله زیر تعریف کردند:

$$h_{it} = \frac{X_{it}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_{it}} = \frac{\delta_{it}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \delta_{it}} \quad (5)$$

1- Accommodating Heterogeneous Agent Behaviour

2- Time-varying Factor Coefficient, δ_{it}

3- Economic Distance

متغیر h_{it} مسیر انتقال نسبی^۱ نامیده می‌شود و مسیر منحصر به فردی 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 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 حالت‌های مختلف تعادل پایدار 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 به صورت زیر بیان می‌شود:

$$H_0: \delta_{it} = \delta \quad \alpha \geq 0 \quad (6)$$

فرض مقابل نیز به صورت زیر است:

$$H_1: \delta_{it} \neq \delta \quad \alpha < 0 \quad \text{برای همه } i \text{ ها یا} \quad (7)$$

برای مفهوم هم‌گرایی مطلق، فرضیه صفر به صورت زیر بیان می‌شود:

$$H_0: \delta_{it} = \delta \quad \alpha \geq 1 \quad (8)$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود، تفاوت بین دو مفهوم هم‌گرایی براساس 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، به منظور برآورد آزمون $\log t$ ، نسبتی به نام واریانس مقطعی^۲ H_1/H_2 تعریف می‌شود که براساس آن داریم:

$$H_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2 \quad (9)$$

1- The Relative Transition Path
2- The Cross Sectional Variance

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

$$\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) - 2 \log(\log(t)) = a + b \log t + u_t \quad (10)$$

آنها پیشنهاد کردند 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. براساس این، 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 H_0 است. فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، برپایه تجارب شبیه‌سازی‌اشان r را $0/3$ تعیین کردند، برای زمانی که $(T \leq 50)$ و $r = 0/2$ ، برای زمانی که $(T \geq 100)$ است، T نیز تعداد مشاهدات است. اگر در سطح ۵٪ آماره t ضریب b که دارای توزیع نرمال است، کمتر از مقدار بحرانی $1/65$ - باشد، فرضیه صفر مبنی بر هم‌گرایی رد می‌شود.

در این روش، رد فرضیه صفر برای کل پنل به معنای نبود هم‌گرایی نیست و ممکن است در بین کشورها هم‌گرایی خوشه‌ای یا گروهی^۱ وجود داشته باشد. فیلیپس و سول یک الگوریتم خوشه‌ای برای تعیین هم‌گرایی باشگاهی ارایه کردند که در بخش بعدی به تفصیل توضیح داده می‌شود.

۳-۲- الگوریتم خوشه‌ای تعیین هم‌گرایی باشگاهی

براساس آزمون $\log t$ ، فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، یک الگوریتم ساده را برای مرتب کردن پنل به زیر گروه‌های هم‌گرا با توجه به برخی مقادیرهای قطعی پیشنهاد کردند. این الگوریتم شامل چهار مرحله است که به‌طور خلاصه در زیر توضیح داده می‌شود:

گام اول: مرتب کردن مقاطع برحسب آخرین مشاهده

زمانی که $T \rightarrow \infty$ باشد، به‌طور معمول هم‌گرایی در باشگاه‌ها در مشاهدات پایانی نمایان می‌شود. بنابراین، واحد پنل X_{it} باید براساس آخرین مشاهده X_{iT} ، به ترتیب نزولی رتبه‌بندی شود.

گام دوم: تشکیل گروه هسته k^*

با انتخاب نخستین واحدهای K ($2 \leq K < N$) رگرسیون $\log t$ برازش و آزمون هم‌گرایی آماره $t_{\hat{\beta}}(k)$ برای هر k محاسبه می‌شود. اگر برای مقادیر k بزرگ‌تر از $1/65$ - باشد، واحدهای دیگر یک‌به‌یک افزوده می‌شود به همین ترتیب، مقدار $t_{\hat{\beta}}$ محاسبه می‌شود. این روند تا زمانی که مقدار $t_{\hat{\beta}}$ بزرگ‌تر از مقدار $1/65$ - (سطح معناداری ۵ درصد) می‌شود، ادامه می‌یابد. پس از به‌دست آوردن مقادیر کوچک‌تر از $1/65$ - برای $t_{\hat{\beta}}$ این نتیجه حاصل می‌شود که هسته گروه با $k^* = k-1$ عضو تشکیل شده است. اگر $t_{\hat{\beta}}$ بزرگ‌تر از $1/65$ - برای دو واحد اول برقرار نباشد، واحد اول جدا و رگرسیون $\log t$ ، برای واحد دوم و سوم برازش می‌شود. این روند تا به‌دست آوردن دومین عضو گروه و $t_{\hat{\beta}} \geq 1/65$ - ادامه می‌یابد. پس از یافتن عضو دوم گروه، سایر بورس‌ها به صورت یک-به‌یک به دو عضو اول اضافه می‌شود تا زمانی که t به‌دست آمده از $1/65$ - کمتر باشد؛ در این حالت، افزودن بورس‌ها متوقف می‌شود و از بین t های به‌دست آمده که همگی بزرگ‌تر از $1/65$ - هستند؛ ماکزیمم آنها به‌عنوان گروه هسته انتخاب می‌شود. اگر شرایط یکسان برای هر جفت پس از آن از واحد وجود نداشته باشد، به این معناست که هیچ خوشه هم‌گرایی در پنل وجود ندارد.

گام سوم: غربال کردن داده‌ها برای اعضای جدید باشگاه

پس از تشکیل گروه هسته، آزمون برای واحدهای بعدی انجام می‌شود. به این ترتیب که واحدهای باقی‌مانده به‌طور جداگانه به گروه هسته اضافه و رگرسیون $\log t$ اجرا می‌شود. این کار برای تمام واحدهای خارج از گروه هسته ادامه می‌یابد. اگر آزمون آماری مربوط به $t_{\hat{\beta}}$ بیش از مقدار بحرانی انتخاب شده (C) باشد، واحد در زیرگروه کنونی گنجانده می‌شود. سپس، آزمون $\log t$ برای تمام گروه ادامه می‌یابد. اگر $t_{\hat{\beta}} > 1/65$ - باشد، به این معناست که گروه هم‌گراست و تشکیل گروه اتمام می‌یابد. از سوی دیگر، سایر واحدهای جدا شده، گروه جدیدی را تشکیل می‌دهند و روند بالا برای آنها نیز تکرار و براساس آن در مورد هم‌گرایی آنها نتیجه‌گیری می‌شود. اگر هیچ مقداری غیر از گروه اصلی دارای

مقدار $t_{\hat{\beta}} > -1/65$ نباشد، مجموعه هم‌گرا تنها شامل گروه هسته است.

گام چهارم: قانون توقف و بازگشتی

پس از تشکیل یک زیرگروه از واحدهای هم‌گرا، تمام واحدهای باقی‌مانده برای هم‌گرایی به صورت مشترک آزمون می‌شود. به عبارت دیگر، گروه دوم از تمام واحدهای خارج از گروه اول تشکیل می‌شود. در صورتی که فرض صفر رد نشود ($t_{\hat{\beta}} > -1/65$)، یک زیرگروه هم‌گرایی اضافی در پنل وجود دارد. در صورت رد شدن فرض صفر ($t_{\hat{\beta}} > -1/65$)، مراحل ۱، ۲ و ۳ برای واحدهای باقی‌مانده تکرار می‌شود. اگر هیچ زیرگروه دیگری مشاهده نشد، می‌توان نتیجه گرفت که واحدهای باقی‌مانده واگرا هستند.

۴- داده‌های مدل

جامعه آماری موردنظر ۳۵ بورس منتخب از گروه کشورهای OECD است که عبارت‌اند از: بازارهای سهام نزدک، S&P، ترکیه، مکزیک، ژاپن، ایتالیا، کانادا، آلمان، نیویورک، اسپانیا، سوییس، ایرلند، پرتغال، شیلی، فنلاند، بلژیک، لندن، اتریش، کره، لهستان، مجارستان، سوئد، دانمارک، ایسلند، استونی، لتونی، شیکاگو، فرانسه، چک، اسلوانی، نروژ، یونان، هلند، اسلواکی و لوکزامبورگ. اطلاعات مربوط به شاخص کل قیمت از سایت بازارهای بورس مورد بررسی استخراج شده است. دوره زمانی موردنظر، ژانویه ۲۰۰۷ تا فوریه ۲۰۱۷ بوده و داده‌ها به صورت ماهانه هستند، علت انتخاب ابتدای دوره مورد بررسی به بحران مالی سال ۲۰۰۷ و در نظر گرفتن اثر شوک وارد شده در این سال به بازارهای مالی جهانی برمی‌گردد. همچنین طول دوره و بورس‌های مورد بررسی براساس در دسترس بودن داده‌های مربوط به شاخص قیمت بورس در دوره زمانی مورد بررسی انتخاب شدند. با تقسیم شاخص کل قیمت بازار سهام بر شاخص قیمت مصرف‌کننده هر کشور، اثر تورم بر شاخص در نظر گرفته شده است. از آنجا که هم‌گرایی یک مفهوم بلندمدت است، بنابه توصیه فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، برای استخراج مؤلفه روند از مجموعه

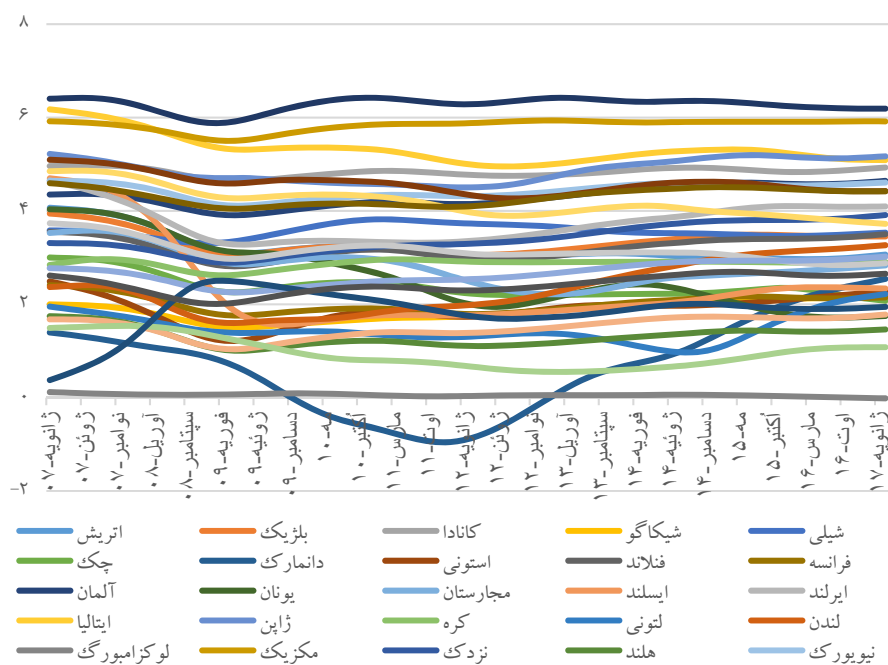
از فیلتر هادریک-پرسکات^۱ استفاده می‌شود و سپس، روند کلی داده‌ها برای بررسی امکان هم‌گرایی بیم شاخص قیمت بازارهای سهام مختلف مورد استفاده قرار گرفته است. همچنین تعداد مشاهدات مربوط به هر کشور ۱۲۲ مورد بوده، بنابراین، برپایه تجارب فیلیپس و سول، $\lambda = 0.2$ در نظر گرفته شده است.

یادآوری می‌شود، با توجه به اینکه شیوه محاسبه شاخص‌های سهام در کشورهای مختلف بعضاً متفاوت است، این مسئله می‌تواند نتایج مربوط به هم‌گرایی بازارهای سهام را تحت تأثیر قرار دهد، اما از آنجا که امکان یک‌دست کردن شاخص‌های سهام برای محققان پژوهش حاضر امکان‌پذیر نیست، از این رو، نتایج گزارش شده در پژوهش با علم به این محدودیت تحلیل شده است.

۵- نتایج مربوط به تخمین

۵-۱- ترسیم مسیر انتقال نسبی

در نمودار شماره ۱، مسیرهای انتقال نسبی برای بازارهای سهام گروه کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) در دوره ۲۰۰۷:۱ تا ۲۰۱۷:۲، بعد از عبور پارامترهای مسیر انتقال نسبی از فیلتر هادریک-پرسکات رسم شده است. با توجه به نمودار شماره ۱، مشاهده می‌شود که در طول دوره، بازار سهام ترکیه دارای بیشترین مقدار شاخص و بازارهای سهام دانمارک و لوکزامبورگ دارای کمترین مقدار شاخص است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در این نمودار، هم‌گرایی کلی بین شاخص‌های قیمت در بازارهای سهام کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی وجود ندارد، اما گروهی از کشورها تمایل به هم‌گرایی دارند.



نمودار ۱- مسیر انتقال نسبی بازارهای سهام OECD طی دوره ۲۰۱۷:۲-۲۰۰۷:۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

هم‌گرایی، عموماً یک مفهوم بلندمدت است بدین معنا که به‌طور عمده در بلندمدت معنا و مفهوم می‌یابد. بدیهی است، نتایج قابل اعتماد تنها زمانی می‌تواند به‌دست آید که سری‌های زمانی موجود به‌اندازه کافی به‌منظور انجام استنباط آماری طولانی‌مدت باشند؛ البته، گاهی واریانس مقطعی به‌خوبی در این زمینه کمک می‌کند. براساس گفته فیلیس و سول (۲۰۰۷)، واریانس مقطعی فاصله پنل از حد مشترک را اندازه‌گیری می‌کند. پس از محاسبه پارامتر انتقال نسبی برای بورس‌ها، در مرحله اول با استفاده از فرمول مربوط نسبت واریانس مقطعی برای تخمین کلی هم‌گرایی محاسبه می‌شود. سپس، معادله رگرسیون $\log t$ برای تخمین کلی هم‌گرایی برآزش می‌شود که نتایج آن در جدول شماره ۱، آمده است.

جدول ۱- نتیجه تخمین هم‌گرایی کلی بازارهای سهام OECD

	coefficient	t statistic	S.E
Log t	-۰/۲۵۱۶	-۵/۱۳۵۹	۰/۰۴۹۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

جدول شماره ۱، نتایج مربوط به تخمین هم‌گرایی کلی شاخص قیمت بازارهای سهام مورد مطالعه را در گروه کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی 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 $-1/65 < t_{\hat{\beta}}$ است که بیان‌کننده عدم هم‌گرایی شاخص قیمت بازارهای سهام مورد مطالعه است.

با توجه به عدم هم‌گرایی بازارهای سهام مورد پژوهش در گروه کشورهای OECD، امکان وجود هم‌گرایی باشگاهی بین بازارهای سهام مختلف، با استفاده از روش فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، طی مراحل چهارگانه مورد بررسی قرار می‌گیرد.

جدول شماره ۲، نتایج آزمون خوشه‌بندی بازارهای سهام OECD را نشان می‌دهد. ابتدا بازارهای سهام براساس آخرین مشاهده به صورت نزولی مرتب می‌شود. براساس این، بازار سهام ترکیه به‌عنوان بازار پایه انتخاب و رگرسیون $\log t$ ، بین بازار سهام ترکیه و مکزیک اجرا می‌شود. آماره t به‌دست‌آمده بزرگ‌تر از مقدار بحرانی $-1/65$ بوده و بیان‌کننده هم‌گرایی این دو بازار سهام است. در ادامه، سایر بازارهای سهام به ترتیب اضافه و آماره t ثبت می‌شود. این کار تا زمانی ادامه می‌یابد که مقدار آماره t کوچک‌تر از مقدار بحرانی $-1/65$ باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، با اضافه کردن بازار سهام شیلی مقدار آماره t به‌دست‌آمده 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، مکزیک، نزدیک، ژاپن، ایتالیا، کانادا و آلمان بیشترین مقدار را داراست، بنابراین، بازارهای سهام یادشده به‌عنوان گروه هسته اول انتخاب می‌شوند. در ادامه، به ترتیب تک‌به‌تک تمام بازارهای سهام به گروه هسته اول اضافه 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 می‌شود. چنانچه مقدار آماره t بزرگ‌تر از $1/65$ باشد، بورس‌های باقی‌مانده خوشه دوم را تشکیل می‌دهند، در غیر این صورت، مراحل تکرار می‌شود. نتایج مراحل انجام شده به تفصیل در جدول شماره ۲، بیان شده‌اند. نتایج حاصل از الگوریتم خوشه‌بندی باشگاه برای شاخص بازارهای سهام کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی نشان می‌دهد که در طول دوره مورد بررسی سه باشگاه هم‌گرا وجود دارد. باشگاه اول شامل ۱۲ بازار سهام (نزدک، ترکیه، مکزیک، ژاپن، ایتالیا، کانادا، آلمان، نیویورک، سوییس، ایرلند، لندن و دانمارک)، باشگاه دوم شامل ۱۶ بازار سهام (پرتغال، شیلی، فنلاند، بلژیک، اتریش، S&P، کره، لهستان، مجارستان، سوئد، اسپانیا، ایسلند، استونی، شیکاگو، فرانسه و نروژ) و باشگاه سوم شامل ۶ بازار سهام (لتونی، چک، اسلوانی، یونان، هلند و اسلواکی) است. همچنین بازار سهام لوکزامبورگ در هیچ خوشه‌ای قرار نمی‌گیرد و به تنهایی یک گروه غیرهم‌گرا را تشکیل می‌دهد.

جدول ۲- نتایج الگوریتم خوشه‌ای شاخص قیمت بازارهای سهام کشورهای سازمان همکاری و

توسعه اقتصادی

ردیف	شاخص بازار سهام	خوشه اول		خوشه دوم			خوشه سوم	
		گام اول	گام دوم	گام اول	گام دوم	گام سوم	گام اول	گام دوم
۱	نزدک	۰/۹۹	Core					
۲	ترکیه	Base	Core					
۳	مکزیک	۱/۱۶	Core					
۴	ژاپن	۱/۱۲	Core					
۵	ایتالیا	۰/۹۸	Core					
۶	کانادا	۰/۵۳	Core					
۷	آلمان	۱/۱۷	Core					
۸	نیویورک	۰/۹۸	۰/۹۸					
۹	اسپانیا	-۰/۱۲	-۰/۲۴	Base		۱/۰۳		
۱۰	سوییس	-۰/۱۰	۰/۷۹					

ردیف	شاخص بازار سهام	خوشه اول		خوشه دوم			خوشه سوم	
		گام اول	گام دوم	گام اول	گام دوم	گام سوم	گام اول	گام دوم
۱۱	ایرلند	۰/۷۷	۱/۴۹					
۱۲	پرتغال	-۱/۲۸	-۴/۲۵	-۴۳/۱۶	Base	Core		
۱۳	شیلی	-۵/۲۰	-۱۹/۲۷		۱۵/۲۹	Core		
۱۴	فنلاند		-۱/۰۴		۳/۷۶	Core		
۱۵	بلژیک		-۱/۴۴		۶/۸۲	Core		
۱۶	لندن		۳/۴۹					
۱۷	اتریش		-۱۱/۹۶		۵/۸۸	Core		
۱۸	S&P		-۰/۳۰		۱۷/۶۶	Core		
۱۹	کره		-۶/۶۷		۹/۳۲	Core		
۲۰	لهستان		-۱۴/۵۶		۸/۹۵	Core		
۲۱	مجارستان		-۴۱/۸۰		۶/۵۱	Core		
۲۲	سوئد		-۳/۸۷		۲۸/۴۱	Core		
۲۳	دانمارک		۲/۴۹					
۲۴	ایسلند		-۰/۹۷		۱/۸۶	۱/۸۶		
۲۵	استونی		-۸/۴۹		۳/۷۵	۱۴/۰۷		
۲۶	لتونی		-۵/۲۰		۴/۱۵	-۰/۰۸	Base	Core
۲۷	شیکاگو		-۱/۹۹		۸/۲۴	۶/۱۶		
۲۸	فرانسه		-۴/۹۹		۱۲/۱۲	۴/۹۵		
۲۹	چک		-۱۷/۴۷		۶/۶۱	-۱/۸۲	۱/۹۶	Core
۳۰	اسلوانی		-۱۸/۵۰		۰/۸۷	-۲۴/۱۸	۲/۲۳	Core
۳۱	نروژ		-۳/۹۹		۲/۶۰	۶/۱۶		
۳۲	یونان		-۷۱/۷۰		-۱/۰۷	-۲۱۹/۵۵	۶/۴۹	Core
۳۳	هلند		-۷/۹۵		-۱/۱۵	-۱/۰۰	۲۳/۱۹	Core
۳۴	اسلواکی		-۱۲/۱۰		-۵/۶۷	-۱۹/۷۲	۵/۶۷	۵/۶۷
۳۵	لوکزامبورگ		-۲۰/۳۷			-۵۰/۹۸	-۲۲/۶۱	-۶۱/۱۳

توضیح: اعداد پررنگ، نشان‌دهنده قرار گرفتن بازار سهام مربوط در خوشه موردنظر است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

۵-۲- نتایج آزمون هم‌گرایی بین خوشه‌های بازارهای سهام OECD

الگوریتم خوشه‌ای دارای انعطاف‌پذیری قابل توجهی است که با استفاده از آن می‌توان خوشه‌های ممکن در تمام پنل را شناسایی کرد، اما از آنجا که فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، توصیه‌های بسیار محافظه‌کارانه‌ای از مقدار بحرانی C^1 داشته‌اند (به‌طوری‌که به‌منظور کاهش خطر قرار گرفتن اشتباهی یک عضو کاذب در یک گروه هم‌گرایی، آن را برابر صفر ($C=0$)، قرار داده‌اند)، از این رو، روش خوشه‌بندی نیز محافظه‌کارانه می‌شود. به همین دلیل، فیلیپس و سول (۲۰۰۹)، پیشنهاد آزمون هم‌گرایی را بین خوشه‌های هم‌گرایی ارابه کردند. در آزمون پیشنهادی اگر فرض صفر رد نشود، خوشه‌های مربوط را می‌توان در یک خوشه بزرگ‌تر ادغام کرد.

نتایج تخمین‌های مربوط به آزمون هم‌گرایی بین خوشه‌های شناسایی شده در بین بازارهای سهام کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، در جدول شماره ۳، نشان داده شده است. برای آزمون باشگاه‌های مجاور در نظر گرفته می‌شود 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.

جدول ۳- نتایج آزمون هم‌گرایی بین خوشه‌های بازارهای سهام OECD

خوشه‌ها	\hat{b}	S.E
Club 1+2	-۰/۰۰۵۱	۰/۰۸۰۱
Club 2+3	-۰/۱۷۵۴	۰/۰۱۹۷
Club 3+ group 4	-۰/۲۶۶۱	۰/۰۱۱۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

بنابراین، خوشه‌بندی نهایی به صورت جدول شماره ۴، خواهد بود. با توجه به مقادیر موجود در جدول، مقادیر ضریب رگرسیون‌ها در همه موارد کمتر از ۲/۰ بوده که حاکی از

وجود هم‌گرایی نسبی در هر یک از خوشه‌هاست.

جدول ۴- خوشه‌بندی نهایی بازارهای سهام OECD

S.E	\hat{b}	شاخص بازار سهام	خوشه
۰/۰۸۰۱	-۰/۰۰۵۱	نزدک، ترکیه، مکزیک، ژاپن، ایتالیا، کانادا، آلمان، نیویورک، سوییس، ایرلند، لندن، دانمارک، پرتغال، شیلی، فنلاند، بلژیک، اتریش، S&P، کره، لهستان، مجارستان، سوئد، اسپانیا، ایسلند، استونی، شیکاگو، فرانسه و نروژ	خوشه اول (۲۸)
۰/۰۲۱۷	۰/۱۲۳۱	لتونی، چک، اسلوانی، یونان، هلند و اسلواکی	خوشه دوم (۶)
-	-	لوکزامبورگ	گروه غیر هم‌گرا (۱)

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

نتایج جدول نشان می‌دهد که بازارهای سهام کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، نسبت به شوک‌های اقتصادی عکس‌العمل متفاوتی نشان می‌دهند. بازارهای سهام لتونی، چک، اسلوانی، یونان، هلند و اسلواکی به دلیل ساختار اقتصادی مشترک و وضعیت توسعه‌یافتگی تقریباً مشابه در یک خوشه قرار گرفته‌اند. به‌طور واضح، دلایل هم‌گرایی بورس کشورها محدود به این دلایل نمی‌شود و ممکن است دلایل دیگری داشته باشد و دلایل مربوط می‌تواند در تحقیقات آتی مورد بررسی قرار گیرد.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

شاخص بورس مانند دماسنج نشان‌دهنده وضعیت بازار سرمایه و وضعیت اقتصادی یک کشور است (عباسیان و همکاران، ۱۳۸۷). در این پژوهش، هم‌گرایی ۳۵ شاخص بازار سهام در گروه کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی در دوره زمانی ژانویه ۲۰۰۷ تا فوریه ۲۰۱۷ با استفاده از روش تحلیل خوشه‌ای فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج پژوهش بیان‌کننده عدم هم‌گرایی کلی بازارهای سهام مورد بررسی است. نتایج حاصل از الگوریتم خوشه‌ای برای تعیین هم‌گرایی باشگاهی برای شاخص

بازارهای سهام نشان می‌دهد که در طول دوره مورد بررسی سه خوشه هم‌گرا وجود دارد و بازار سهام لوکزامبورگ در هیچ خوشه‌ای قرار نمی‌گیرد و به‌تنهایی یک گروه غیر هم‌گرا را تشکیل می‌دهد. نتیجه آزمون هم‌گرایی بین خوشه‌ها بیان‌کننده ادغام خوشه‌های اول و دوم و تشکیل دو خوشه هم‌گراست و بازار سهام لوکزامبورگ نیز با هیچ کدام از خوشه‌ها هم‌گرا نیست.

نتایج این پژوهش برای سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران، به‌ویژه مدیران پرتفولیو اهمیت ویژه‌ای دارد. واگرایی بازارهای مالی می‌تواند بیان‌کننده منطقه مالی غیرهمگن باشد. سرمایه‌گذاران می‌توانند در صورت وجود واگرایی در بازارهای سهام، از طریق تغییرات در پرتفولیو منتفع شوند، به‌ویژه در کشورهایی که از میانگین پدل انحراف قابل توجهی دارند. به‌طور کلی، واگرایی بازارهای سهام موجب انتقال سرمایه و آربیتراژ می‌شود. هم‌گرایی شاخص بازارهای سهام، اهمیت اثرات سرریز بین بازارهای سرمایه را افزایش می‌دهد. زمانی که هم‌گرایی مالی رخ می‌دهد، شوک‌هایی که توسط یک کشور یا صنعت خاص ایجاد می‌شوند، به‌سرعت به صنایع یا کشورهای دیگر گسترش می‌یابند. هم‌گرایی مالی یک فرآیند تدریجی است و به زمان نیاز دارد. در این صورت، سیاست‌گذاران باید اقدام‌های لازم را برای دستیابی به سطح بالایی از هم‌گرایی مالی اتخاذ کنند. از جمله این اقدام‌ها می‌توان به: افزایش شفافیت مالی، بهبود اداره شرکت‌ها، تقویت چهارچوب قانونی و همچنین افزایش همکاری بین مقام‌های مالی اشاره کرد.

منابع

- پورعبدالهان کویچ، محسن، اصغری‌پور، حسین و معصوم‌زاده، سارا (۱۳۹۵). بررسی هم‌گرایی بازدهی بازار دارایی‌ها در ایران. *فصلنامه علمی - پژوهشی نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، سال سوم، شماره ۳، ۱۱۵-۱۳۲.
- سلامی، فریبا (۱۳۹۴). بررسی هم‌گرایی درآمدی بین استان‌های ایران با استفاده از تحلیل خوشه‌ای. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه کردستان.
- عباسیان، عزت‌الله، مرادپوراولادی، مهدی و عباسیون، وحید (۱۳۸۷). اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره دوازدهم، شماره ۳۶، ۱۵۲-۱۳۵.
- عسگری فیروزجایی، احسان و سلمانی، کامران (۱۳۹۵). هم‌گرایی و ادغام بورس‌ها در عرصه جهانی. *مدیریت تحقیق و توسعه شرکت بورس اوراق بهادار*.
- محسنی زنوزی، سیدجمال‌الدین، جوهری سلماسی، پریسا و هلالی، علیرضا (۱۳۹۰). بررسی هم‌گرایی بلندمدت نرخ سود بانکی با بازدهی بازار سهام در ایران. *معرفت اقتصاد اسلامی*، دوره سوم، شماره ۱، ۴۶-۳۵.
- Abramovitz, M. (1986). Catching up, forging ahead, and falling behind. *The Journal of Economic History*, 46(2), 385-406.
- Aghion, P., Bacchetta, P., & Banerjee, A. (2000). Capital markets and the instability of open economies. *The Asian Financial Crisis*, 167.
- 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), 205-23.
- 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 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.
- 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.
- De Guevara, J. F., Maudos, J., & Pérez, F. (2007). Integration and

- competition in the European financial markets. *Journal of International Money and Finance*, 26(1), 26-45.
- 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*.
- ECB – European Central Bank, (2007). Financial Integration in Europe, March 2007. *ECB Report*, Frankfurt.
- 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.
- 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.
- Fung, M. K. (2009). Financial development and economic growth: convergence or divergence?. *Journal of International Money and Finance*, 28(1), 56-67.
- Herrmann, S., & Winkler, A. (2009). Real convergence, financial markets, and the current account–emerging Europe versus emerging Asia. *The North American Journal of Economics and Finance*, 20(2), 100-123.
- 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.
- Iskenderoglu, O., Alper, A., & Ozturk, I. (2011). Persistence of profit in Turkish banking firms: Evidence from panel LM tests. *Actual Problems of Economics*, 10(124), 429-434.
- 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*.
- Karanasos, M., Koutroumpis, P., Karavias, Y., Kartsaklas, A., & Arakelian, V. (2016). Inflation convergence in the EMU. *Journal of Empirical Finance*, 39, 241-253.
- Lyócsa, S., & Baumöhl, E. (2014). Risk-return convergence in CEE stock markets: structural breaks and market volatility. *Finance a Uver*, 64(5), 352.
- Nițoi, 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.
- Phillips, P. C., & Sul, D. (2009). Economic transition and growth. *Journal of Applied Econometrics*, 24(7), 1153-1185.
- 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.
- 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.