An Investigation of the Price Index Convergence Emphasizing on Iran Stock Market

Ali Fegheh Majidi
*Corresponding author, Assistant Prof. of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, Kurdistan University, Sanandaj, Iran. E-mail: a.feghehmajidi@uok.ac.ir

Behnaz Nanavay Sabegh
MSc. Student in Economic Sciences, Faculty of Humanities and Social Sciences, Kurdistan University, Sanandaj, Iran. E-mail: behnaz.na.1370@gmail.com

Ahmad Mohammadi
Assistant Prof. of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, Kurdistan University, Sanandaj, Iran. E-mail: mohammadiahm@gmail.com

Abstract

Objective: In this research, the hypothesis of convergence of the stock price indices in selected countries over the period from January 2007 to February 2017 has been investigated.

Methods: Cluster analysis method is used for estimation purposes in the present study.

Results: The results did not confirm the overall convergence of the stock markets under investigation. However, there are two convergent clusters and one non-convergent (divergent) cluster among those stock markets. The results also showed that Iran stock market doesn't behave independently and there is a tendency towards convergence with other international stock markets.

Conclusion: This tendency towards convergence might have taken place through two channels: first; through the effect of international volatility of oil and other commodities on Iran stock market and second; through foreign trade as Iran and its main trading allies lie in the same cluster. We can also claim that financial policymakers should moderate and manage the effects of international financial volatilities on domestic market by implementing policies which can help make domestic market more diversified.

Keywords: Cluster analysis, Convergence, Price index, Stock market, Iran.

Citation: Ali Fegheh, M., Nanavay Sabegh, B., & Mohammadi, A. (2018). An Investigation of the Price Index Convergence Emphasizing on Iran Stock Market. *Financial Research Journal*, 20(1), 107-129. (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2018, Vol. 20, No.1, pp. 107-129
DOI: 10.22059/jfr.2018.245728.1006550
Received: August 27, 2017; Accepted: January 14, 2018
© Faculty of Management, University of Tehran

بررسی همگرایی شاخص قیمت بورس در بازارهای سهام با تأکید بر بازار ایران

علی فقه مجیدی

* نویسنده مسئول، استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. رایانامه: a.f.egehmajidi@uok.ac.ir

بهناز نانوای سابق

دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. رایانامه: behnaz.na.1370@gmail.com

احمد محمدی

استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. رایانامه: mohammadiahm@gmail.com

چکیده

هدف: در پژوهش حاضر، فرضیه همگرایی شاخص قیمت بازارهای سهام در کشورهای منتخب، طی ژانویه ۲۰۰۷ تا فوریه ۲۰۱۷ آزمون شده است.

روش: روش مورد استفاده روش تحلیل خوشه‌ای است.

یافته‌ها: نتایج پژوهش به طور کلی همگرایی بازارهای سهام مورد بررسی را تأیید نمی‌کند. با وجود این، دو خوشه همگرا و یک خوشه واگرا بین بازارهای سهام وجود دارد. در عین حال نتایج نشان می‌دهد عملکرد بازار سهام ایران نه تنها به صورت جزیره‌ای و مستقل نیست، بلکه در بلندمدت به سمت همگرایی با سایر بازارهای جهانی پیش می‌رود.

نتیجه‌گیری: این همگرایی به احتمال قوی به دو دلیل وزن بزرگ صنایع نفتی، پتروشیمی و معدنی در بورس ایران رخ داده است که از نوسان‌های جهانی قیمت کالاها تأثیر زیادی می‌پذیرند، زیرا مهم‌ترین شرکای تجاری ایران نیز در خوشه همگرای ایران قرار گرفته‌اند. از این رو لازم است سیاست‌گذاران حوزه مالی با ایجاد تنوع بیشتر در بازار سهام، از شدت تأثیرگذاری تلاطم‌های بین‌المللی بر بازار داخلی کاسته و آن را مدیریت کنند.

کلیدواژه‌ها: بازارهای سهام، تحلیل خوشه‌ای، شاخص قیمت، همگرایی، ایران.

استناد: فقه مجیدی، علی؛ نانوای سابق، بهناز؛ محمدی، احمد (۱۳۹۷). بررسی همگرایی شاخص قیمت بورس در بازارهای سهام با تأکید بر بازار ایران. *تحقیقات مالی*، ۲۰(۱)، ۱۰۷- ۱۲۹.

فصلنامه تحقیقات مالی، ۱۳۹۷، دوره ۲۰، شماره ۱، صص. ۱۰۷- ۱۲۹

DOI: 10.22059/jfr.2018.245728.1006550

دریافت: ۱۳۹۶/۰۶/۰۵، پذیرش: ۱۳۹۶/۱۰/۲۴

© دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

مقدمه

همگرایی بازارهای مالی و به خصوص بازارهای سهام در سطح بین‌المللی در چند سال اخیر توجه بسیاری از سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران حوزه پولی و مالی را به خود جلب کرده است (آپرگیس، کریستو و میلر، ۲۰۱۴). حذف محدودیت‌های بانکی و معاملات اوراق بهادار، کاهش یا لغو محدودیت نقل و انتقال سرمایه، هماهنگ‌سازی چارچوب‌های حقوقی و حسابداری برای گزارشگری مالی و افزایش سرمایه‌گذاری خارجی، از جمله عوامل مؤثر بر این موضوع است (بائله، فرناندو، هورداهل، کریلوا و مونت، ۲۰۰۴). تغییر قوانین و مقررات در سطح بین‌المللی شرایط نقل و انتقال بی‌سابقه سرمایه را فراهم آورده است. این موضوع، یعنی گردش آزاد سرمایه، در نهایت به همگرایی در بازارهای مالی و سهام منجر می‌شود.

افزایش همگرایی یا درهم‌تنیدگی بازارهای سهام از چند دیدگاه مهم است. از دیدگاه سرمایه‌گذاری، همگرایی بازارهای سهام امکان ایجاد تنوع در سبد دارایی با سرمایه‌گذاری هم‌زمان در بازارهای سهام کشورهای مختلف را از سرمایه‌گذاران سلب و محدود می‌کند، زیرا در این حالت سهام تحت تأثیر عوامل مشترکی در سطح بین‌المللی قرار خواهد گرفت و همبستگی آن‌ها افزایش می‌یابد (آپرگیس و همکاران، ۲۰۱۴). از طرفی دیگر، همگرایی بازارهای سهام می‌تواند برای تسهیم یا تقسیم ریسک بهتر، فرصت‌های بیشتری در اختیار سرمایه‌گذاران قرار دهد. تسهیم ریسک بهتر نیز به تخصیص کاراتر و افزایش بازدهی سرمایه کمک خواهد کرد (بائله و همکاران، ۲۰۰۴ و نارایان، میشرا و نارایان، ۲۰۱۱). از دیدگاه سیاست‌گذاری نیز، همگرایی بازارهای سهام اهمیت زیادی دارد. از یک نظر همگرایی بازارهای سهام به افزایش رشد اقتصادی کمک می‌کند، زیرا همان‌طور که بیان شد، در این حالت 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 (چین، لی، هو و هو، ۲۰۱۵). اما همگرایی بازارهای سهام و ادغام هر چه بیشتر آن‌ها، هم‌زمان با فرصت‌هایی که در اختیار سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران قرار می‌دهد، تهدیدهایی را نیز متوجه اقتصادی ملی خواهد کرد. به خصوص در صورت بروز شوک در کشورهای توسعه یافته، تأثیر این شوک به راحتی به کشورهای دیگر نیز منتقل شده و در نتیجه تلاطم بازار سهام در سطح بین‌المللی می‌تواند به وقوع بحران در کشورها منجر شود. نمونه بارز این موضوع بحران جهانی سال ۲۰۰۸ است.

پژوهش حاضر به طور مشخص اطلاعات جدیدی در خصوص بازار سهام ایران را نیز نمایان می‌کند. نتایج مطالعات مختلف نظیر مطالعات فطرس و هوشیدری (۱۳۹۵)، شیرین بخش، بزازان و زارعی (۱۳۹۴) و صادقی و محسنی (۱۳۹۲) نشان می‌دهد که به طور مثال نوسان‌های قیمت نفت بر بازار سهام ایران تأثیر معناداری دارد. اما پرسشی که در اینجا مطرح می‌شود این است که آیا در بازار سهام ایران، تمایل به همگرایی با سایر بازارهای جهانی سهام مشاهده می‌شود؟ نتایج پژوهش حاضر ضمن پاسخ مثبت به این سؤال، یافته‌های شایان توجهی را دربردارد. به طور خلاصه این همگرایی احتمالاً به دلیل تأثیرپذیری بازار سهام ایران از نوسان‌های قیمت نفت و کالاهای دیگری نظیر سنگ آهن، مس، فولاد و روی و در عین حال تجارت خارجی ایران رخ داده است.

با توجه به توضیحاتی که ارائه شد آگاهی از روند همگرایی بازارهای سهام و اطلاع از شدت وقوع این پدیده در

سطح بین‌المللی هم از نظر سرمایه‌گذاری و هم از نظر اقتصاد ملی حائز اهمیت است. اما با وجود افزایش میل به همگرایی میان بازارهای سهام طی چند سال اخیر، همچنان عواملی حرکت به این سمت را کند کرده است (آپرگیس و همکاران، ۲۰۱۴). از این رو، این احتمال وجود دارد که همگرایی میان بازارهای سهام فقط به صورت کلی نبوده و به صورت خوشه‌ای یا باشگاهی نیز رخ دهد. به بیانی بهتر، امکان دارد به دلایلی نظیر مجاورت جغرافیایی، تشابه سطح درآمدی و تجارت خارجی، بازارهای مالی گروه‌های همگرای مختلفی را تشکیل دهند. از این رو لازم است در بررسی همگرایی بازارها، به این نکته توجه شود.

در این پژوهش با به کار گیری روش پیشنهادی فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، به بررسی همگرایی بازارهای سهام (به طور مشخص‌تر همگرایی شاخص‌های قیمت سهام) در کشورهای منتخب پرداخته شده است. به کار گیری این روش علاوه بر مزایای تکنیکی نسبت به سایر روش‌ها (نظیر عدم نیاز به ایستایی متغیرها)، امکان مشاهده خوشه‌های همگرا میان نمونه کشورهای بررسی‌شده را فراهم می‌کند. بنابراین انتظار می‌رود استفاده از این روش، در خصوص وضعیت همگرایی بازارهای سهام، اطلاعات جامع‌تری نمایان کند. همان‌طور که بیان شد، دستیابی به این اطلاعات هم از نظر سرمایه‌گذاری و هم از نظر سیاست‌گذاری مهم و با ارزش است.

در ادامه این مقاله، پیشینه‌های نظری و تجربی در دو بخش جداگانه بیان شده است. در بخش سوم روش پژوهش توضیح داده می‌شود. در بخش چهارم نتایج به دست آمده ارائه شده و این نتایج برای ایران تحلیل می‌شود. بخش انتهایی مقاله نیز به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

پیشینه نظری

امروزه بخش عظیمی از سرمایه‌گذاری‌ها از طریق بازار اوراق بهادار و سهام تخصیص می‌یابد، بنابراین این بازار در اقتصاد هر کشور نقش عمده‌ای ایفا کرده و بازده سهام دارای اهمیت ویژه‌ای است (رستمی، باقی نیری و قاسمی، ۱۳۹۰). تا پیش از دو دهه گذشته موضوع ترکیب، ادغام و یکپارچه‌سازی[1] بورس‌ها مفهوم رایجی نبود، اما در بیست سال اخیر این تحول اقتصادی به پدیده‌ای فراگیر و جهانی تبدیل شده است (عسگری و سلمانی، ۱۳۹۵). شاخص قیمت سهام در تمامی بازارهای مالی دنیا، به مثابه یکی از مهم‌ترین معیارهای سنجش عملکرد بورس اوراق بهادار، از اهمیت و توجه زیادی برخوردار است. شاید مهم‌ترین دلیل این توجه روزافزون این باشد که شاخص‌های نام‌برده از تجمیع حرکت‌های قیمتی سهام تمامی شرکت‌ها یا طبقه خاصی از شرکت‌های موجود در بازار به دست می‌آیند و در نتیجه بررسی جهت و اندازه حرکت‌های قیمتی را در بازار سهام امکان‌پذیر می‌کند (راعی، ۱۳۸۵). در بازار سرمایه کشورهای مختلف، شاخص‌های بورس متعددی با نام‌های گوناگون نظیر داوجونز[2]، بارون[3]، میانگین جامع و لیولاین[4] وجود دارند (یحیی‌زاده فر، آقاجانی و پاکدین، ۱۳۹۰). کاربرد اصلی و عمده شاخص‌ها، محاسبه بازدهی کل بازار یا عناصر مشخصی از بازار در دوره‌ای معین است. بنابراین همگرایی شاخص قیمت بازار اوراق بهادار بیانگر این است که روند حرکت بازدهی بازارهای سهام هم‌جهت

1. Merge, Acquire and Integrate
2. Dow Jones Index
3. Baron Index
4. Value line composite index

بوده و با توجه به اهمیت بالای بورس در اقتصاد و تأثیرپذیری بازار بورس از اقتصاد کشورها و همچنین تبعیت آن از اقتصاد، اقتصاد کشورها نیز همگرا است. بوردمن و لائورین (۲۰۰۰)، جوادی (۱۳۷۴)، جعفری صمیمی، یحیی زاده فر و دولت آبادی (۱۳۸۳)، براون و یوسل (۲۰۰۲)، بهانوت و کاداپاکام (۲۰۰۶) و یحیی زاده فر و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهش‌های خود به این نتیجه رسیدند که عوامل داخلی شامل متغیرهای ساختاری، مالی، بازاریابی و مدیریتی و عوامل خارجی شامل متغیرهای اقتصادی، سیاسی و فرهنگی بر شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار مؤثر هستند.

همبستگی بین سهام اغلب در زمان‌های مختلف به وجود می‌آید. این همبستگی در دوره‌هایی که یکپارچگی اقتصادی و مالی بالاتر باشد، افزایش می‌یابد (گوتزمن، لی و راون هورتز، ۲۰۰۵). همبستگی پایین بین بازارهای سهام می‌تواند ناشی از دلایل متعددی مانند تبعیض‌های داخلی، عوامل ویژه کشور (مانند چارچوب سیاست، قانون و غیره)، تفاوت در قیمت‌گذاری مربوط به ریسک سهام و همچنین در ترکیب شاخص‌ها باشد. همچنین تغییرات به‌وجودآمده در اهمیت نسبی صنعت و کشور طی زمان، می‌تواند به عنوان اثرهای نیروهای محرک بازده سهام، توضیح‌دهنده الگوهای همگرایی در بازارهای سهام باشد (کاپورال، اردوگان و کوزین، ۲۰۱۵). فریرا و فریرا (۲۰۰۶)، باکا، گرب و ویس (۲۰۰۰) و کاواگلیا، برایت من و آکد (۲۰۰۰) به این نتیجه رسیدند که اهمیت عوامل مؤثر بر صنعت در سال‌های منتهی به سال ۲۰۰۰ نسبت به اواخر دهه ۱۹۹۰ افزایش یافته است. فریرا و گاما (۲۰۰۵) با استفاده از یک روش تجزیه و تحلیل نوسانات به مطالعه رفتار سری‌های زمانی نوسانات سهام در جهان، کشور و سطح صنایع محلی در بیشتر بازارهای سهام توسعه‌یافته پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که تنوع در صنایع به عنوان ابزاری مؤثرتر برای کاهش ریسک نسبت به تنوع جغرافیایی موجود در اواخر دهه ۱۹۹۰ شناخته شده است، زیرا نوسان‌های مربوط به صنعت نسبت به نوسان‌های مربوط به کشور افزایش یافته و همبستگی موجود بین صنایع محلی در سطح جهان کاهش یافته است.

به میزانی که در بازارهای سهام همگرایی رخ می‌دهد، سود حاصل از تنوع پرتفلیوها کاهش خواهد یافت. البته برخی از اقتصادها مشخصات اقتصادی، مالی و ملی منحصر به فرد خود را حفظ می‌کنند که از همگرایی کامل بازارهای سهام جلوگیری می‌کند (آدلر و دوما، ۱۹۸۳). خرد متعارف استدلال می‌کند که سرمایه‌گذاران می‌توانند کارآیی بازدهی ریسک خود را از طریق تنوع سبد سهام خود بهبود بخشند. هاول و چادیک (۱۹۹۴)، ارب، هاروی و ویسکانتا (۱۹۹۶)، دیامونت، لیو و ایستونز (۱۹۹۶) و بکائرت و هاروی (۲۰۰۰)، در مطالعات خود استدلال می‌کنند که بی‌ثباتی سیاسی یا ریسک سیاسی بر بازارهای سرمایه‌ای تأثیر منفی دارد که به کاهش سرمایه‌گذاری همراه با افزایش نااطمینانی سیاسی منجر 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 است (آپرگیس، کریستو و پاین، ۲۰۱۱). کمپبل و هامو (۱۹۹۲)، بکائرت و هاروی (۱۹۹۵)، آلسینا و رودریک (۱۹۹۶)، جانکو و همکاران (۲۰۱۰) و بارژگیان و دایسچیو (۲۰۱۰) معتقدند تجارت آزاد و بازار آزاد به همگرایی بازارهای سرمایه منجر می‌شوند. استرلی، آلسینا و باقیر (۱۹۹۷) و استرلی و لوین (۱۹۹۷) تأثیر تنوع قومی[1] بر یکپارچگی بازارهای مالی را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که اختلافات قومی عامل مهمی در امور مالی محلی است.

1. Ethnic diversity

حقوق مالکیت معین و استانداردهای حسابداری معتبر و سازوکارهای قانونی عوامل اصلی مربوط به روند همگرایی هستند (بکائرت و هاروی، ۱۹۹۵ و آلسینا و پروتی، ۱۹۹۴). همچنین از جمله عواملی که مانع همگرایی نهایی بازارهای سهام می‌شود، می‌توان به موانع جریان آزاد سرمایه، گرایش سرمایه‌گذاران مالی به تعصب سهمی[1] و غیره اشاره کرد (آپرگیس و همکاران، ۲۰۱۴).

پیشینه تجربی پژوهش

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

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

چین و همکاران (۲۰۱۵)، در پژوهشی به بررسی فرایند پویای همگرایی بین بازارهای سهام چین و پنج کشور آسیایی با استفاده از روش هم‌انباشتگی بازگشتی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که این شش بازار سهام، حداکثر یک بردار هم‌جمعی از سال ۱۹۹۴ تا سال ۲۰۰۲ دارند. به طور کلی، یکپارچگی مالی منطقه‌ای بین چین و پنج کشور آسیایی به تدریج افزایش یافته بود.

بولوت، کایا و کوکاک (۲۰۱۵)، با استفاده از روش ناهار و ایندر (۲۰۰۲) همگرایی بازدهی نرخ سود در بانک‌های ترکیه را طی دوره ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۴ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد که فقط 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 نمونه‌ای 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 در توضیح همگرایی واقعی در قیمت‌های سهام واقعی، نقش مهم‌تری بازی می‌کند.

کایجاج و ان زیوکا (۲۰۰۹)، در پژوهشی با استفاده از روش همگرایی بتا، همگرایی بازدهی سهام در کشورهای شرق آفریقا را طی دوره ۲۰۰۷–۲۰۱۲ بررسی کردند. نتایج، وجود همگرایی را تأیید کرد.

برونو، دی بونیس و سیلوسترینی (۲۰۱۲)، همگرایی دارایی‌های مالی در کشورهای OECD[3] را بررسی کردند. این پژوهش برای دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۵ و با استفاده از آزمون همگرایی بتا و سیگما انجام شد. نتایج، وجود همگرایی بتا را تأیید کرد.

1. Home Bias
2. Central and Eastern Europe (CEE)
3. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)

کاپورال و همکارانش (۲۰۱۵)، همگرایی بازده سهام در پنج کشور عضو اتحادیه اروپا و همچنین ایالات متحده را طی دوره ۱۹۷۳ تا ۲۰۰۸ بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از روش استوک و واتسون (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.

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

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

محسنی زنوزی، جوهری سلماسی، هلالی (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 بررسی کردند. 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، پر واضح است که تا کنون در زمینه همگرایی شاخص قیمت سهام بورس در کشور، پژوهشی صورت نگرفته است.

روش‌شناسی پژوهش

در دو دهه گذشته مطالعات جدید مبتنی بر مفاهیم همگرایی β و σ که توسط بارو و سالای مارتین (۱۹۹۱و ۱۹۹۲) معرفی شده بود، توسعه یافته است. همگرایی موجود در β دلالت بر بازگشت به میانگین برای واحدهای پنل دارد، در حالی که همگرایی σ کاهش پراکندگی در سراسر بخش مقطعی را نشان می‌دهد (کاپورال و همکاران، ۲۰۰۹). اسلام (۲۰۰۳) نشان می‌دهد که همگرایی β برای همگرایی σ، هر چند تفسیری حقیقی در زمینه مدل‌های رشد دارد، شرط لازم است اما کافی نیست. وی همچنین به برخی مشکلات هنگام آزمون همگرایی تجربی اشاره کرد (دورلائوف و کوا، ۱۹۹۹ و برنارد و دورلائوف، ۱۹۹۶). نخست، مفاهیم مدل‌های رشد برای همگرایی «مطلق»[1] و همگرایی «باشگاهی»[2] صریح نیستند. دوم، آزمون‌های مختلف همانند آزمون فرضیه صفر لازم نیست و بنابراین، به طور مستقیم قابل مقایسه نیستند. سوم، بیشتر آزمون‌ها بر اساس مفروضات خاص و محدود ساختار پانل هستند.

در این پژوهش رویکردی جدید، یعنی همگرایی باشگاهی پانل و روش خوشه‌ای توصیه‌شده توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷) استفاده می‌شود که کاستی‌های ذکرشده در روش‌های دیگر را پوشش می‌دهد. این روش دارای چندین مزیت

1. Absolute Convergence
2. Convergence ‘Clubs’

است. نخست، به مفروضات خاص مربوط به ایستایی متغیرهای مد نظر 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 است، در حالی که فرضیه پیشرفت تکنولوژیکی همگن ـ که یک فرض گسترده در اکثر مطالعات رشد است ـ را در نظر نمی‌گیرد. این مسئله دارای اهمیت ویژه‌ای است، زیرا تحت ناهمگنی تکنولوژیکی، بررسی هر یک از همگرایی رشد یا رشد عوامل با استفاده از آزمون پانل ایستایی استاندارد، معتبر نیست (فیلیپس و سول، ۲۰۰۶). برخی از پژوهشگران همانند فریچه و کوزین، ۲۰۱۱ و کاپورال و همکاران، ۲۰۱۵، از این روش برای بررسی الگوهای همگرایی در میان بازارهای مختلف، از جمله بازار کار و بهره‌وری استفاده کرده‌اند.

آزمون همگرایی log t

به طور کلی فیلیپس و سول (۲۰۰۷) برای آزمون همگرایی و شناسایی همگرایی باشگاه، رویکرد اقتصادسنجی جدیدی ارائه کردند. روش آن‌ها از یک مدل عامل متغیر با زمان غیرخطی استفاده کرده و برای مدل‌سازی انتقال پویا و همچنین رفتار بلندمدت، چارچوبی فراهم می‌کند. این روش به آزمون log t نیز معروف است. چارچوب کلی مدل به صورت زیر است که در آن متغیر X_{it} لگاریتم طبیعی شاخص قیمت بورس کشورهای مورد مطالعه و $i = ۱,۲, \dots, N$ و $t = ۱,۲, \dots, T$ به ترتیب تعداد واحدها و اندازه نمونه است. برای متغیر X_{it} یک مدل پنل دیتا تعریف می‌شود. مدل عامل ساده زیر نقطه آغاز آزمون است:

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

در معادله بالا، μ_t و ε_{it} مؤلفه‌های غیرقابل مشاهده هستند. فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، مدل اولیه را اصلاح کرده و عامل ویژه سیستماتیک طی زمان را با تطابق دادن رفتار عامل ناهمگن[1] و تکامل درونی در رفتار ضریب وابسته به زمان[2] δ_i گسترش دادند. سپس اجازه دادند که δ_{it} یک جزء تصادفی داشته باشد که امکان رفتار همگرا را در δ_{it} در طی زمان و در ارتباط با جزء مشترک μ_t فراهم می‌کند. مدل جدید یک عامل زمان متفاوت داشت و به صورت زیر ارائه شد:

$$x_{it} = \delta_{it} \mu_t \quad \text{رابطه ۲)}$$

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

$$x_{it} = g_{it} + a_{it} \quad \text{رابطه ۳)}$$

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

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

به‌عبارتی، x_{it} به یک جزء مشترک μ_t و یک جزء غیرسیستماتیک δ_{it} تجزیه‌شده است که هر دو تابع زمان هستند

1. Accommodating Heterogeneous Agent Behaviour
2. Time-varying Factor Coefficient, δ_{it}

و فاصله اقتصادی[1] بین مؤلفه روند و μ_t و X_{it} را اندازه‌گیری می‌کنند. با استفاده از رابطه ۴، می‌توان بـه بررسـی امکـان همگرایی شاخص قیمت‌ها میان بورس مناطق مختلف پرداخت. برای آزمون همگرایی اجزا δ_{it}، فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، عنصر انتقالی δ_{it} را به وسیله معادله زیر تعریف کردند:

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

متغیر h_{it} مسیر انتقال نسبی[2] نامیده می‌شود و مسیر منحصربه‌فردی را برای هر کشور i نسـبت بـه میـانگین پنـل تعریف می‌کند. بنابراین h_{it}، حرکت نسبی کشور i را از مسیر رشد حالت پایدار مشترک μ_t محاسبه می‌کنـد. زمـانی کـه بین مناطق رفتار انتقالی مشترک وجود داشته باشد، پارامترهای انتقال نسـبی h_{it} همگـرا بـه واحـد مـی‌شـود. در مـورد همگرایی در باشگاه‌ها، مسیرهای انتقال به تعادل حالت پایدار مختلف محدود می‌شوند که میانگین سطح مقطع می‌توانـد بالا یا پایین‌تر از یک باشد.

فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، رگرسیون log t را برای آزمون فرضیه صفر همگرایی پیشـنهاد کردنـد. آن‌هـا دو مفهـوم همگرایی، یعنی همگرایی مطلق و همگرایی نسبی را مطرح کردند که برای مفهوم همگرایـی نسـبی، فرضـیه صـفر بـه صورت زیر بیان می‌شود:

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

فرض مقابل نیز به صورت زیر خواهد بود:

$$\mathcal{H}_1: \delta_{it} \neq \delta \quad \alpha < 0$$ برای همه i ها یا رابطه ۷)

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

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

همان‌طور که مشاهده می‌شود، تفاوت بین دو مفهوم همگرایی بر اساس مقدار α تعیین می‌شود. اگر $\alpha \geq 1$ باشـد، 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[3] H_1/H_2 تعریف می‌شود که طبق آن داریم:

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

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

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

1. Economic distance
2. The Relative Transition Path
3. The Cross Sectional Variance

آن‌ها پیشنهاد می‌کنند که رگرسیون از نقطه‌ای مانند t شروع شود که $t = [rT], [rT] + ۱, \dots, T$ با تعداد r مثبت ($r > ۰$). 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 $\hat{b} = ۲\hat{\alpha}$ که در آن $\hat{\alpha}$ برآورد ضریب α تحت فرضیه صفر $\mathcal{H}_0$ است. فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، بر پایه تجربه‌های شبیه‌سازی خود r را برای زمانی که T ≥۱۰۰ است، معادل ۰/۳ تعیین کردند و برای زمانی که T≤۵۰ است، r = ۰/۲ در نظر گرفتند، T تعداد مشاهدات است. اگر در سطح ۵ درصد آماره t ضریب b که دارای توزیع نرمال است، کمتر از مقدار بحرانی ۱/۶۵− باشد، فرضیه صفر مبنی بر همگرایی رد می‌شود.

در این روش رد فرضیه صفر برای کل پانل به معنای عدم وجود همگرایی نیست و ممکن است بین کشورها همگرایی خوشه‌ای یا گروهی[1] وجود داشته باشد. فیلیپس و سول برای تعیین همگرایی باشگاهی، یک الگوریتم خوشه‌ای ارائه کردند که در بخش بعدی به تفصیل توضیح داده شده است.

الگوریتم خوشه‌ای تعیین همگرایی باشگاهی

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

گام نخست: مرتب کردن مقاطع بر حسب آخرین مشاهده

زمانی که T → ∞ 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 (۲ ≤ 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 یک به یک 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 معناداری ۵ درصد) می‌شود، ادامه می‌یابد. پس از به دست آوردن مقادیر کوچک‌تر از ۱/۶۵− برای $t_{\hat{b}}$ این نتیجه حاصل می‌شود که هسته گروه با $k - ۱ =: k^*$ عضو تشکیل شده است. اگر $t_{\hat{b}}$ بزرگ‌تر از ۱/۶۵− برای دو واحد نخست برقرار نباشد، واحد نخست را جدا کرده و رگرسیون log t، برای واحد دوم و سوم برازش می‌شود. این روند تا به دست آوردن دومین عضو گروه و $t_{\hat{b}} \geq$ ۱/۶۵− ادامه می‌یابد. پس از یافتن عضو دوم گروه، سایر بورس‌ها به صورت یک به یک به دو عضو نخست اضافه می‌شود، تا زمانی که t به دست آمده از ۱/۶۵− کمتر باشد. در این حالت افزودن بورس‌ها متوقف شده و از بین tهای به دست آمده که همگی بزرگ‌تر از ۱/۶۵− هستند، ماکزیمم آن‌ها به عنوان گروه هسته انتخاب می‌شود. اگر شرایط یکسان برای هر جفت پس از آن از واحد وجود نداشته باشد، به این معنا است که خوشه همگرایی در پانل وجود ندارد.

1. Clusters/Clubs of Convergence

گام سوم: غربال کردن داده‌ها برای اعضای جدید باشگاه

پس از تشکیل شدن گروه هسته، آزمون برای واحدهای بعدی انجام می‌شود. به این ترتیب که واحدهای باقی‌مانده به طور جداگانه به گروه هسته اضافه شده 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 $t_{\hat{b}} > -1/65$، به این معنا است که گروه همگرا است و تشکیل گروه اتمام می‌یابد. از سوی دیگر، سایر واحدهای جداشده، گروه جدیدی را تشکیل می‌دهند و روند بالا برای آن‌ها نیز تکرار شده و بر اساس آن در مورد همگرایی آن‌ها نتیجه‌گیری می‌شود. اگر هیچ مقداری غیر از گروه اصلی دارای مقدار $t_{\hat{b}} > -1/65$ 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 می‌شوند. به بیان دیگر، گروه دوم از تمام واحدهای خارج از گروه نخست تشکیل می‌شود. در صورتی‌که فرض صفر رد نشود ($t_{\hat{b}} > -1/65$)، یک زیرگروه همگرایی اضافی در پنل وجود دارد. در صورت رد شدن فرض صفر ($t_{\hat{b}} > -1/65$)، مراحل ۱، ۲ و ۳ برای واحدهای باقی‌مانده تکرار می‌شود. اگر زیرگروه دیگری مشاهده نشد، می‌توان نتیجه گرفت که واحدهای باقی‌مانده واگرا هستند.

داده‌های مدل

جامعه آماری مد نظر ۶۹ بورس منتخب در سطح جهان است که معیار انتخاب آن‌ها بر اساس رتبه‌بندی فدراسیون جهانی بورس‌ها[1] و محدودیت‌های داده‌ای بوده است. دوره زمانی مد نظر، ژانویه ۲۰۰۷ تا فوریه ۲۰۱۷ بوده و داده‌ها به‌صورت ماهانه است که اطلاعات مربوط به هر بورس از تارنمای اینترنتی مربوطه استخراج شده است. با تقسیم شاخص قیمت بازار سهام بر شاخص قیمت مصرف‌کننده هر کشور، اثر تورم روی شاخص در نظر گرفته شده است. از آنجا که همگرایی مفهومی بلندمدت است، بنا به توصیه فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، برای استخراج مؤلفه روند از مجموعه از فیلتر هدریک ـ پرسکات[2] استفاده می‌شود و سپس روند کلی داده‌ها برای انجام امکان همگرایی میان شاخص قیمت بازارهای سهام مختلف استفاده شده است. همچنین تعداد مشاهدات مربوط به هر کشور ۱۲۲ مشاهده و بدین ترتیب حجم کل نمونه ۸۴۱۸ مشاهده است. بر پایه تجربیات فیلیپس و سول، r = ۰/۲ در نظر گرفته شده است.

یافته‌های پژوهش

جدول ۱ نتیجه تخمین همگرایی کلی شاخص قیمت بازارهای سهام مورد مطالعه را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود ضریب b، کوچک‌تر از صفر (b < ۰) است و فرضیه صفر همگرایی در کل نمونه در سطح ۵ درصد رد می‌شود و همچنین $t_{\hat{b}} < -1/65$ است که بیانگر عدم همگرایی شاخص قیمت بازارهای سهام مورد مطالعه است. اما همان‌طور که فیلیپس و سول (۲۰۰۷) اشاره می‌کنند این موضوع به طور لزوم به مفهوم آن نیست که هر یک از شاخص‌های سهام از

1. World Federation of Exchanges
2. Hodrick-Prescott filter

مسیری خاص خود طی زمان تبعیت می‌کنند یا به‌عبارتی مسیر مستقل و خاص خود را دنبال می‌کنند، بلکه همواره احتمال همگرایی زیرمجموعه‌هایی از این شاخص‌ها وجود دارد.

جدول ۱. نتیجه تخمین همگرایی کلی نمونه

	coefficient	t statistic	S.E
Log t	-۰/۵۲۴۹	-۴۸/۵۷۰۹	۰/۰۱۰۸

منبع: محاسبات آماری پژوهش

به همین دلیل، امکان وجود همگرایی باشگاهی بین بازارهای سهام مختلف، با استفاده از روش فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، بررسی شده است. شایان ذکر است مقدار $\hat{b}$، اطلاعات مهمی در رابطه با سرعت همگرایی ارائه می‌دهد، بدین ترتیب که هر چه این مقدار بیشتر باشد سرعت همگرایی بیشتر است. همچنین مقدار $\hat{b}$ شواهدی را در مورد نوع همگرایی فراهم می‌کند. به طوری‌که $\hat{b} \leq$ ۰ نشان‌دهنده وجود همگرایی نسبی بین بازارها است، در مقابل $\hat{b} >$ ۲ بر همگرایی مطلق دلالت دارد. جدول ۲، نتایج آزمون خوشه‌بندی بازارهای سهام را نشان می‌دهد. نتایج حاصل از الگوریتم خوشه‌بندی باشگاه برای شاخص بازارهای سهام نشان می‌دهد که طی دوره مورد بررسی شش باشگاه همگرا وجود دارد. باشگاه نخست شامل ۲۹ بازار سهام، باشگاه دوم شامل ۱۳ بازار سهام، باشگاه سوم شامل ۴ بازار سهام، باشگاه چهارم شامل ۹ بازار سهام، باشگاه پنجم شامل ۶ بازار سهام و باشگاه ششم شامل ۳ بازار سهام است. همچنین بازارهای سهام مربوط به کشورهای عربستان سعودی، قبرس، لوکزامبورگ، اسلواکی و اوکراین گروه غیرهمگرا را تشکیل می‌دهند. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود، مقدار $\hat{b}$ دلالت بر سرعت پایین همگرایی و همگرایی نسبی بین بازارهای سهام موجود در هر خوشه دارد. همچنین مثبت بودن این مقدار در هر شش خوشه، از خوشه‌بندی انجام‌گرفته حمایت می‌کند.

جدول ۲. نتایج آزمون خوشه‌بندی بازارهای سهام

خوشه	کشور/ شاخص	t statistic	b̂
خوشه نخست	کانادا، کاستاریکا، آفریقای جنوبی، آرژانتین، هند*، برزیل، دانمارک، امارات، آلمان، هنگ‌کنگ، اندونزی، ایران، ایرلند، ایتالیا، ژاپن، لندن، مکزیک، نزدک، نیویورک، پاکستان، پرو، فیلیپین، قطر، رومانی، S&P، اسپانیا، سری‌لانکا، سوئیس و ترکیه	۲/۵۰۰	۰/۲۹۶
خوشه دوم	بلژیک، شیکاگو، مصر، استونی، فنلاند، ایسلند، هند**، کویت، نروژ، عمان، پرتغال، سوئد و تایلند	۶/۳۶۹	۰/۲۶۶
خوشه سوم	شیلی، چین، مالزی و سنگاپور	۱۰/۸۲۸	۰/۰۹۳
خوشه چهارم	اتریش، کرواسی، فرانسه، مجارستان، اردن، کره، لتونی، لهستان و روسیه	۰/۷۷۳	۰/۰۷۸
خوشه پنجم	لیتوانی، بحرین، بلغارستان، چک، لبنان و هلند	۱/۳۱۰	۰/۱۶۸
خوشه ششم	یونان، صربستان و اسلووانی	۲۰/۸۵۴	۰/۵۱۶
گروه غیرهمگرا	عربستان سعودی، قبرس، لوکزامبورگ، اسلواکی و اوکراین	-۲۳/۸۵۵	-۲/۰۳۲

منبع: محاسبات آماری پژوهش

* Bombay Stock Exchange of India

**National Stock Exchange of India

جدول ۳. نتایج الگوریتم خوشه‌ای برای تعیین همگرایی باشگاهی

ردیف	کشور	خوشه نخست			خوشه دوم		خوشه سوم		
		گام ۱	گام ۲	گام ۳	گام ۱	گام ۲	گام ۱	گام ۲	گام ۳
۱	ترکیه	Base		۲۰/۳۲۸۰					
۲	برزیل	−۱/۷۸۸۶	Base	Core					
۳	مکزیک		۵/۹۷۶	Core					
۴	پاکستان		۱۰/۶۳۵۵	Core					
۵	ایران		۶/۱۸۱۹	۶/۱۸۱۶					
۶	هنگ‌کنگ		۷/۰۹۶۳	۵/۴۳۶۴					
۷	هند*		۶/۵۱۵۷	۴/۹۸۰۲					
۸	ژاپن		۴/۸۵۷۵	۴/۵۸۰۰					
۹	ایتالیا		۵/۵۴۵۰	۵/۹۲۴۰					
۱۰	کانادا		۴/۱۰۵۷	۳/۷۶۵۹					
۱۱	پرو		۲/۸۵۷۷	۱۲/۷۴۳۵					
۱۲	آرژانتین		۹/۸۷۱۱	۱۳/۸۳۴۴					
۱۳	کاستاریکا		۷/۴۳۰۱	۲/۷۶۷۸					
۱۴	آفریقای جنوبی		۷/۷۹۷۵	۴/۶۸۴۴					
۱۵	آلمان		۷/۱۶۳۹	۴/۰۸۹۲					
۱۶	نیویورک		۶/۴۳۶۱	۳/۵۷۸۴					
۱۷	قطر		۵/۶۳۵۶	۶/۸۵۵۵					
۱۸	اسپانیا		۵/۲۳۲۲	۰/۹۶۷۱					
۱۹	سوئیس		۴/۸۵۴۷	۳/۵۱۴۰					
۲۰	رومانی		۴/۶۷۸۷	۲/۲۷۷۸					
۲۱	ایرلند		۴/۰۱۷۸	۲/۵۵۶۲					
۲۲	فیلیپین		۴/۵۰۰۷	۱۲/۹۲۵۵					
۲۳	مصر		۳/۶۶۶۶	−۵/۳۵۷۷	Base	Core			
۲۴	هند**		۳/۰۹۲۰	−۱/۵۴۸۲	۱/۵۶۵۱	Core			
۲۵	عربستان سعودی		۲/۶۲۳۱	−۱/۸۸۰۲	−۰/۰۹۵۶	−۰/۰۹۵۶	Base		−۲۹/۱۰۱۴
۲۶	عمان		۱/۶۳۵۱	−۳/۸۷۳۹	−۱/۰۴۰۸	۶/۲۰۲۳			
۲۷	نزدک		۲/۳۶۹۶	۳/۳۹۰۱					
۲۸	کویت		۱/۳۵۶۴	−۷/۶۴۹۹	۰/۶۶۲۲	۱۶/۹۰۲۲			
۲۹	سری‌لانکا		۲/۴۳۵۳	۳/۲۴۳۳					
۳۰	پرتغال		−۰/۴۵۱۸	−۴۱/۶۳۸۹	۱/۱۹۳۲	۱۵/۲۸۹۶			
۳۱	اندونزی		−۱/۶۰۹۶	۶/۳۰۱۲					
۳۲	شیلی		−۱۹/۷۳۸۳	−۹۶/۳۵۷۷	−۱/۷۲۶۰	−۲/۵۸۳۹	−۷/۳۶۴۷	Base	Core
۳۳	فنلاند			−۰/۲۰۶۳		۲۲/۵۹۶۶			
۳۴	بلژیک			−۱/۱۹۴۰		۱۰/۹۲۷۸			
۳۵	امارات			۱/۳۲۰۴					
۳۶	چین			−۱۵/۵۸۲۰		−۱۹/۴۱۹۷		−۱/۵۱۴۷	Core
۳۷	سنگاپور			−۸۶/۹۸۸۷		−۴/۹۰۲۰		−۱/۱۶۸۱	Core

ادامه جدول ۳

ردیف	کشور	خوشه نخست			خوشه دوم		خوشه سوم		
		گام ۱	گام ۲	گام ۳	گام ۱	گام ۲	گام ۱	گام ۲	گام ۳
۳۸	لندن			۳/۸۵۸۲					
۳۹	اتریش			−۱۵/۹۱۰۳		−۱۸/۳۲۶۷		−۴/۶۶۵۳	−۴/۶۶۵۳
۴۰	S&P			۰/۱۰۱۳					
۴۱	کرواسی			−۱۱/۸۲۱۰		−۸۸/۰۷۸۰			−۳/۵۱۸۱
۴۲	اردن			−۷/۳۰۷۸		−۲۴/۷۹۷۳			−۴۷/۰۱۶۵
۴۳	کره			−۲۶/۸۳۶۲		−۱۰/۰۳۱۵			−۰/۲۸۷۰
۴۴	لهستان			−۸۷/۲۱۹۸		−۱۸/۸۵۷۷			−۷/۹۶۵۴
۴۵	مجارستان			−۷۱/۷۸۳۲		−۳۷/۳۲۸۹			−۲۶/۷۶۰۶
۴۶	سوئد			−۶/۴۸۳۰		۲۴/۲۹۴۸			
۴۷	تایلند			−۱/۰۰۴۹		۴۴/۵۶۵۷			
۴۸	مالزی			−۱۸/۰۲۹۱		−۲/۱۰۴۳			۱۰/۸۲۷۹
۴۹	روسیه			−۲۵۰/۰۵۴۴		−۱۲/۴۸۵۷			−۲۳/۳۵۶۹
۵۰	دانمارک			۲/۵۳۲۶					
۵۱	لبنان			−۶۲/۵۲۰۲		−۹۹/۷۳۹۲			−۴۱/۳۵۴۴
۵۲	ایسلند			−۱/۱۵۷۴		۰/۷۷۷۳			
۵۳	استونی			−۵/۷۰۵۳		۳۷/۴۳۴۵			
۵۴	بحرین			−۱۱/۰۷۹۱		−۳۱/۱۰۱۳			−۳/۷۲۹۵
۵۵	لتونی			−۷/۰۳۹۸		−۲/۸۶۳۳			−۱/۳۳۹۳
۵۶	شیکاگو			−۲/۱۰۷۶		۳/۷۱۲۲			
۵۷	فرانسه			−۵/۷۵۵۷		−۳/۳۷۳۴			−۰/۴۳۸۴
۵۸	چک			−۱۳۲/۵۷۱۵		−۶۳/۵۱۳۱			−۳۸/۳۳۵۵
۵۹	اسلووانی			−۱۸/۲۳۸۷		−۳۸/۵۱۶۹			−۹/۷۰۱۸
۶۰	لیتوانی			−۲۰/۳۳۳۸		−۱۰/۶۲۴۱			−۶/۹۵۷۸
۶۱	نروژ			−۵/۱۱۱۵		۱/۵۱۰۹			
۶۲	یونان			−۱۰۶/۳۲۵۶		−۲۱۶/۶۱۳۶			−۱۶/۷۱۸۴
۶۳	بلغارستان			−۶/۶۵۲۰		−۶/۱۱۶۲			−۳/۳۰۷۴
۶۴	صربستان			−۲۹/۶۱۶۸		−۱۳۹/۹۵۴۵			−۲۰/۴۵۲۱
۶۵	هلند			−۸/۲۶۲۸		−۸/۷۰۶۰			−۴/۲۱۱۷
۶۶	اسلواکی			−۱۰/۸۷۲۹		−۱۶/۴۲۴۲			−۹/۰۸۷۰
۶۷	اوکراین			−۱۶/۱۶۰۳		−۹/۴۷۷۸			−۱۱/۳۱۷۳
۶۸	لوکزامبورگ			−۳۱/۶۲۳۰		−۵۲۷/۸۰۶۰			−۱۲۰/۶۵۴۸
۶۹	قبرس			−۱۲۱/۱۰۹۶		−۷۳/۹۰۲۹			−۱۵۴/۵۳۰۳

منبع: محاسبات آماری پژوهش

اعداد بولدشده نشان‌دهنده قرار گرفتن بازار سهام مربوطه در خوشه مد نظر است.

* Bombay Stock Exchange of India

** National Stock Exchange of India

ادامه جدول ۳

ردیف	کشور	خوشه چهارم				خوشه پنجم			خوشه ششم		
		گام ۱	گام ۲	گام ۳	گام ٤	گام ۱	گام ۲	گام ۳	گام ۱	گام ۲	گام ۳
۱	ترکیه										
:	:										
:	:										
۲۵	عربستان سعودی	Base			-۴۶/۷۶۰۸	Base		-۱۳۸/۱۹۵۹	Base		-۶۲/۹۵۶۰
⋮											
۳۹	اتریش	-۲۸/۵۵۸۰	Base		۵۲/۰۲۴۱						
۴۰	S&P										
۴۱	کرواسی		-۶/۹۴۲۴	Base	Core						
۴۲	اردن			۱/۴۱۱۱	Core						
۴۳	کره			۴/۳۱۱۷	Core						
۴۴	لهستان			۴۸/۵۳۶۶	Core						
۴۵	مجارستان			۳/۶۱۷۱	۳/۶۱۷۱						
۴۶	سوئد										
۴۷	تایلند										
۴۸	مالزی										
۴۹	روسیه			-۴/۵۰۲۲	۰/۱۹۴۰						
۵۰	دانمارک										
۵۱	لبنان				-۹/۰۷۲۲	-۴۸/۲۳۴۶	Base	Core			
۵۲	ایسلند										
۵۳	استونی										
۵۴	بحرین				-۲۵/۸۷۰۴		-۱/۱۷۵۳	Core			
۵۵	لتونی				۰/۳۵۱۲						
۵۶	شیکاگو										
۵۷	فرانسه				۱۱/۶۴۹۰						
۵۸	چک				-۱۶/۸۹۸۱		۱۵/۷۵۸۴	Core			
۵۹	اسلووانی				-۹۵/۲۲۴۰		-۱۸/۹۰۱۳	-۱۸/۹۰۱۳	-۵۱/۸۲۰۹	Base	Core
۶۰	لیتوانی				-۳/۱۳۳۰			۰/۲۹۰۷			
۶۱	نروژ										
۶۲	یونان				-۳۳/۶۸۴۶			-۳/۲۷۹۵		۳/۱۹۴۵	Core
۶۳	بلغارستان				-۳/۰۹۴۰			۱۰/۱۵۴۵			
۶۴	صربستان				-۶۸/۸۶۵۲			-۱۷/۴۶۱۸		۲۰/۸۵۳۷	Core
۶۵	هلند				-۱/۰۶۴۵			۳۵/۸۴۳۳			
۶۶	اسلواکی				-۲۱/۵۵۱۵			-۲۴/۸۷۴۵		-۰/۲۸۲۰	-۰/۲۸۲۰
۶۷	اوکراین				-۷/۶۸۰۳			-۶/۴۳۶۷		۳/۵۹۸۵	-۸/۳۵۰۴
۶۸	لوکزامبورگ				-۶۷۰/۹۳۷۶			-۲۸۴/۹۲۹۶			-۱۵۷/۴۵۷۳
۶۹	قبرس				-۳۱/۱۴۱۹			-۲۵/۳۱۰۰			-۲۷/۷۷۵۰

منبع: محاسبات آماری پژوهش

جدول ۳، نتایج مراحل الگوریتم خوشه‌ای را نشان می‌دهد. ابتدا بازارهای سهام بر اساس آخرین مشاهده به صورت نزولی مرتب می‌شود. بر این اساس بازار سهام ترکیه به عنوان بازار پایه انتخاب شده و رگرسیون log t، بین بازار سهام ترکیه و برزیل اجرا می‌شود. آماره t به دست آمده نشان‌دهنده واگرایی این دو بازار طی دوره پژوهش است. بنابراین در مرحله بعد بازار بورس برزیل به عنوان بازار پایه انتخاب شده و رگرسیون بین بازار سهام برزیل و مکزیک اجرا می‌شود. آماره t به دست آمده بزرگ‌تر از مقدار بحرانی ۱/۶۵- بوده و بیانگر همگرایی این دو بازار سهام است. در ادامه سایر بازارهای سهام به ترتیب اضافه شده 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 شیلی مقدار آماره t به دست آمده کوچک‌تر از مقدار بحرانی است، بنابراین اضافه کردن بازارهای سهام متوقف می‌شود. با توجه به جدول، مقدار t حاصل از رگرسیون بین بازارهای سهام برزیل، مکزیک و پاکستان بیشترین مقدار را دارد، بنابراین این سه بازار سهام به عنوان گروه هسته نخست انتخاب می‌شوند. در ادامه به ترتیب تک به تک تمام بازارهای سهام به گروه هسته نخست اضافه می‌شود و رگرسیون log t، اجرا می‌شود. در این مرحله اگر مقدار آماره t بزرگ‌تر از صفر باشد، آن بازار سهام در خوشه نخست قرار می‌گیرد و بدین ترتیب خوشه نخست تشکیل می‌شود. در ادامه رگرسیون log t بین بازارهای سهام باقی‌مانده برآورد می‌شود. 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 به تفصیل در جدول ۳، بیان شده‌اند.

همان‌طور که گفته شد، الگوریتم خوشه‌ای دارای انعطاف‌پذیری قابل توجهی است که با استفاده از آن می‌توان خوشه‌های ممکن در تمام پانل را شناسایی کرد. اما از آنجا که فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، توصیه‌های بسیار محافظه‌کارانه‌ای از مقدار بحرانی[1] C داشته‌اند، به طوری که به منظور کاهش خطر قرار گرفتن اشتباهی یک عضو کاذب در یک گروه همگرایی، آن را برابر صفر (C=0)، قرار داده‌اند، 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، می‌توان خوشه‌های مربوطه را در یک خوشه بزرگ‌تر ادغام کرد.

جدول ٤. نتایج آزمون همگرایی بین خوشه‌ها

	t statistic	$\hat{b}$	S.E
Club ۱+۲	۰/۷۵۴۶	۰/۰۶۵۱	۰/۰۸۶۳
Club ۲+۳	۶/۱۰۲۱	۰/۲۴۵۲	۰/۰۴۰۲
Club ۳+۴	-۱/۵۶۰۰	-۰/۱۲۴۵	۰/۰۷۹۸
Club ۴+۵	-۳/۱۴۱۵	-۰/۱۱۱۲	۰/۰۳۵۴
Club ۵+۶	۱/۳۷۳۷	۰/۱۷۲۶	۰/۱۲۵۷
Club ۶+ group۷	-۴۲/۸۷۷۳	-۱/۶۹۲۶	۰/۰۳۹۵

منبع: محاسبات آماری پژوهش

1. Critical Value

نتایج تخمین‌های مربوط به آزمون همگرایی بین خوشه‌های شناسایی‌شده بین بازارهای سهام کشورهای مختلف، در جدول ۴ نشان داده شده است. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود، در خوشه‌های اول، دوم، سوم و چهارم و خوشه‌های پنجم و ششم شواهدی مبنی بر امکان ادغام خوشه‌ها وجود دارد. پس خوشه‌های اول تا چهارم در هم ادغام شده و خوشه بزرگ‌تری را تشکیل می‌دهند. همچنین خوشه‌های پنجم و ششم نیز در هم ادغام شده و خوشه واحدی را تشکیل می‌دهند. بنابراین تعداد خوشه‌ها به دو خوشه کاهش می‌یابد.

تحلیل نتایج در بازار سهام ایران

همان‌طور که مشاهده شد بازار سهام ایران تمایل به همگرایی با سایر بازارهای سهام جهان دارد. بنابراین بر خلاف آنچه تصور می‌شود بازار ایران به صورت جزیره‌ای، مستقل و بدون توجه به سایر بازارهای سهام جهان عمل نمی‌کند. جالب‌تر آنکه بازار سهام ایران در خوشه نخست که تقریباً ۸۰ درصد از کشورهای مورد مطالعه (۶۹ کشور) را در خود جای داده، قرار گرفته است.

در نگاه اول مشاهده همگرایی بازار سهام ایران با دیگر کشورهای جهان از دو منظر عجیب به نظر می‌رسد. نخست آنکه با توجه به عدم حضور گسترده سرمایه‌گذاران خارجی در بازار مالی ایران و عدم ارتباط گسترده بازار ایران با سایر بورس‌ها، همگرایی ذکرشده چطور رخ داده است. دوم آنکه چه ارتباط احتمالی میان ایران و کشورهای حاضر در این گروه وجود دارد، زیرا در ظاهر از نظر بزرگی حجم اقتصاد کشورهای قرارگرفته در این خوشه، میان آن‌ها ناهمگونی خاصی وجود دارد.

در خصوص پرسش نخست، به نظر می‌رسد که همگرایی بازار سهام ایران با سایر کشورها به احتمال قوی به دلیل وجود صنایع بزرگ نفت و گاز، پتروشیمی و معدنی در بازار ایران رخ داده است. تغییرات قیمت نفت و مشتقات آن و همچنین کالاهایی نظیر مس، سنگ آهن و فولاد تأثیر زیادی بر سودآوری شرکت‌های ذکرشده دارد و این در حالی است که این شرکت‌ها بخش بزرگی از ارزش بازار سهام در ایران را به خود اختصاص داده‌اند. نتایج مطالعات مختلفی نظیر فطرس و هوشیدری (۱۳۹۵)، شیرین بخش و همکاران (۱۳۹۴) و صادقی و محسنی (۱۳۹۲) نشان می‌دهد که نوسان‌های قیمت نفت تأثیر معناداری بر بازار سهام ایران دارد. از این رو با تغییر قیمت کالاهای ذکرشده در سطح جهانی بازار سهام در ایران نیز همگام با سایر بازارهای جهانی حرکت خواهد کرد. بنابراین به نظر می‌رسد همگرایی بازار سهام ایران با بازارهای جهانی به علت تسلط عوامل خاص صنعت بر عوامل خاص کشوری (نظیر سیاست‌های پولی و مالی، کسری بودجه، بهره‌وری، نرخ رشد و رژیم‌های حقوقی و نهادی) بوده است به طوری که وجود صنایع بزرگ ذکرشده یک نوع هم‌حرکتی و هم‌گرایی میان بورس داخل با سایر بورس‌های جهان را ایجاد کرده است. همان‌طور که فریرا و فریرا (۲۰۰۶)، کامپا و فرنداندز (۲۰۰۶) و کاپورال و همکاران (۲۰۱۵) نشان داده‌اند اهمیت عوامل خاص صنعت در مقایسه با عوامل خاص کشوری در توضیح همگرایی یا واگرایی شاخص‌های سهام در حال افزایش است و این عامل طی سال‌های اخیر نقش پررنگ‌تری ایفا کرده است.

در خصوص پرسش دوم نیز، بررسی ترکیب کشورهای همگروه ایران گویای این واقعیت است که شرکای تجاری عمده ایران نیز در همین گروه قرار دارند. از جمله این شرکای تجاری می‌توان به چین، امارات، ترکیه، کره جنوبی، هند و

پاکستان اشاره کرده که همگی در خوشه ایران قرار گرفته‌اند. از این رو همان‌طور که محققانی نظیر بکائرت و هاروی (۱۹۹۷ و ۲۰۱۷)، فوربس و چین (۲۰۰۴) و چن و ژانگ (۱۹۹۷) اشاره کرده‌اند به نظر می‌رسد که گسترش روابط تجاری و باز بودن تجاری به عنوان یکی از مشخصه‌های جهانی شدن از مهم‌ترین عوامل همگرایی بازار سهام ایران با دیگر کشورها است. شهبازی، فیضی و فتاحی (۱۳۹۶) نیز به نتیجه مشابهی در خصوص هم‌پیوندی و هم‌حرکتی بازار سهام ایران و شرکای تجاری عمده (سه شریک عمده) کشور دست یافته‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که درجه همگرایی شاخص‌های سهام کشورهای نام‌برده ضعیف بوده و به همین دلیل درجه یکپارچگی میان این بازارها نیز کامل نیست، به طوری که همچنان امکان فرصت تنوع‌سازی برای سرمایه‌گذاران وجود دارد.

اگر این تفسیر صحیح باشد، این یافته در خصوص همگرایی بازار سهام ایران با سایر کشورهای جهان الزاماً به مفهوم نبود فرصت‌های سرمایه‌گذاری و آربیتراژ در بازار سهام ایران برای سرمایه‌گذاران خارجی در راستای متنوع کردن پرتفوی دارایی‌های خود نیست. زیرا اساساً بازار ایران با بازارهای جهانی از نظر مالی ادغام نشده و این همگرایی به دلیل ارتباط صنایع مهم بورسی با بازارهای جهانی شکل گرفته است. جدا از آن، سرمایه‌گذاران نام‌برده می‌توانند از فرصت‌های دیگر سرمایه‌گذاری در بازار سهام ایران منتفع شوند (البته این تحلیل بدون در نظر گرفتن عوامل سیاسی و با فرض عدم نوسان‌های شدید نرخ ارز است). شایان ذکر است که علی‌رغم بالا بودن ریسک بازار سهام در ایران نسبت به سایر کشورها، بازدهی آن نیز به نسبت بالا است و این موضوع می‌تواند به نوعی ریسکی را که سرمایه‌گذاران تقبل می‌کنند، جبران کند (صادقی، ۱۳۹۳). به همین ترتیب سرمایه‌گذاران داخلی نیز می‌توانند با سرمایه‌گذاری در بورس‌های خارجی از فرصت‌های متنوع‌سازی بهره‌مند شوند.

از لحاظ سیاست‌گذاری نیز نتایج به دست آمده برای سیاست‌گذاران حوزه مالی ایران اهمیت دارد. همگرایی بازار سهام ایران با سایر کشورهای جهان به آن مفهوم است که بازارهای سهام در معرض اثرهای سرریز تلاطم قرار دارند، در نتیجه سیاست‌گذاران باید نسبت به این نکته آگاه باشند که در صورت وقوع یک شوک در یک کشور و حتی یک صنعت، به احتمال قوی تأثیر آن به سایر کشورها و صنایع مرتبط نیز سرایت خواهد کرد. تأثیرپذیری بازار ایران از نوسان‌های بحران جهانی سال ۲۰۰۸ نمونه بارز این مسئله است. این موضوع به خصوص با توجه به وزنی که صنایع نفت، پتروشیمی و معدنی در بازار سهام ایران دارند و ارتباط این صنایع با الگوهای جهانی حائز اهمیت است. از این رو لازم است با تقویت عمق و تنوع صنایع موجود در بازار کشور، تا حد ممکن تأثیری‌پذیری بازار از روندهای نامطلوب جهانی کنترل شود. در عین حال نتایج به دست آمده در این پژوهش نشان می‌دهد که بازار ایران نه تنها از بازار حوادث مهم و بزرگ بازارهای جهانی متأثر شده، بلکه احتمالاً از تحولات زیرپوستی و آرام این بازارها نیز تأثیر پذیرفته و همگام با آن حرکت می‌کند. هر چند این مسئله به بررسی دقیق‌تر و وسیع‌تری نیاز دارد و در اینجا نمی‌توان به صورت کمی ارتباط میان همگرایی بازارهای سهام و سرریز تلاطم بازار را تعیین کرد، اما نباید نسبت به وجود چنین رابطه‌ای بی‌توجه بود.

نتیجه‌گیری

در این پژوهش همگرایی ۶۹ بازار سهام منتخب از سطح جهان طی ژانویه ۲۰۰۷ تا فوریه ۲۰۱۷ بررسی شد. در این پژوهش از سازوکار جدیدی برای مدل‌سازی و تجزیه و تحلیل همگرایی یعنی تحلیل خوشه‌ای ارائه‌شده توسط فیلیپس و

سول (۲۰۰۷)، استفاده شد. نتایج بیانگر عدم همگرایی کلی بازارهای سهام بررسی‌شده است. نتایج حاصل از الگوریتم خوشه‌ای برای تعیین همگرایی باشگاهی برای شاخص بازارهای سهام نشان می‌دهد که طی دوره بررسی‌شده شش باشگاه همگرا وجود دارد. طبق نتایج آزمون همگرایی بین خوشه‌ها، تعداد خوشه‌ها به دو خوشه و یک گروه غیرهمگرا کاهش یافت.

این نتایج، یعنی وجود دو خوشه همگرا و یک خوشه غیرهمگرا، به طور کلی برای سرمایه‌گذاران به ویژه مدیران پرتفلیو بسیار مهم است. سرمایه‌گذاران می‌توانند از واگرایی بازارهای سهام، از طریق مزایای تنوع پرتفلیو منتفع شوند، به ویژه در کشورهایی که از میانگین پانل انحراف شایان توجهی دارند. بنابراین، واگرایی بازارهای سهام موجب انتقال سرمایه و آربیتراژ می‌شود.

تحلیل نتایج مربوط به ایران نکات مهمی را نمایان می‌کند. بر خلاف تصور، بازار ایران به دلیل عدم حضور سرمایه‌گذاران خارجی و عدم ارتباط گسترده با بورس‌های جهانی، به صورت جزیره‌ای و مستقل عمل نمی‌کند، بلکه اتفاقاً در بلندمدت به همگرایی با سایر بازارهای جهانی از خود تمایل نشان می‌دهد. این همگرایی به احتمال قوی به دلیل وزن بزرگ صنایع بزرگ نفتی، پتروشیمی و معدنی در بورس ایران که تأثیرپذیری بالایی از نوسان‌های جهانی قیمت کالاها دارند، رخ داده است. در عین حال با توجه به اینکه ایران در خوشه‌ای قرار گرفته که مهم‌ترین شرکای تجاری کشور را در خود جای داده است، از این رو همان‌طور که مطالعات پیشین نیز نشان داده است، به نظر می‌رسد که تجارت خارجی و در کل باز بودن تجاری تأثیر مهمی بر همگرایی بورس ایران با سایر بورس‌های جهانی داشته است.

یافته‌های پژوهش در خصوص همگرایی بازار ایران، دلالت مهمی از نظر سیاست‌گذاری دارد. همگرایی شاخص بازارهای سهام، اهمیت اثرهای سرریز بین بازارهای سرمایه را افزایش می‌دهد. طی دوره‌هایی که همگرایی مالی رخ می‌دهد، شوک‌هایی که توسط یک کشور یا صنعت خاص ایجاد می‌شوند، به سرعت به صنایع یا کشورهای دیگر گسترش می‌یابد. از این رو لازم است سیاست‌گذاران حوزه مالی با ایجاد تنوع بیشتر در بازار سهام، از شدت تأثیرگذاری تلاطم‌های بین‌المللی بر بازار داخلی کاسته و آن را مدیریت کنند.

منابع

پورعبادالهان کویچ، محسن؛ اصغرپور، حسین؛ معصوم‌زاده، سارا (۱۳۹۵). بررسی همگرایی بازده دارایی‌ها در ایران. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۳ (۳)، ۱۳۲– ۱۱۵.

جعفری صمیمی، احمد؛ یحیی‌زاده‌فر، محمود؛ دولت‌آبادی، میرکریم (۱۳۸۳). بررسی رابطه روش‌های تأمین مالی (منابع خارجی) بر بازده و قیمت سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران. *دوماهنامه علمی ـ پژوهشی دانشور رفتار، مدیریت و پیشرفت*، دانشگاه شاهد، ۱۱(۵)، ۳۹– ۴۵.

جوادی، جواد (۱۳۷۴). *بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر روی شاخص قیمت سهام و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۶۹–۱۳۷۲*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران: دانشگاه شهید بهشتی تهران.

راعی، رضا (۱۳۸۵). انتخاب سبد سرمایه ریسکی با استفاده از شبکه‌های عصبی. *فصلنامه علمی ـ پژوهشی بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۳(۴)، ۷۰–۸۳.

رستمی، محمدرضا؛ باقی نیری، فرزانه؛ قاسمی، جواد (۱۳۹۰). بررسی رفتار قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از تئوری آشوب. *مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۲(۷)، ۱- ۱۷.

سلامی، فریبا (۱۳۹۴). *بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با استفاده از تحلیل خوشه‌ای*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه کردستان.

شهبازی، کیومرث؛ فیضی، سلیمان؛ فتاحی، سید یوسف (۱۳۹۶). بررسی روندهای تصادفی مشترک بین شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و بازارهای سهام شرکای اصلی تجاری. *فصلنامه علمی ـ پژوهشی تحقیقات مالی*، ۱۹(۲)، ۲۸۱- ۲۹۸.

شیرین بخش، شمس‌الله؛ بزازان، فاطمه؛ زارعی، مبینا (۱۳۹۴). اثر تکانه‌های قیمت نفت برشاخص قیمت بازار سهام رهیافت SVAR. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*. ۳(۲)، ۱۵- ۳۲.

صادقی شاهدانی، مهدی؛ محسنی، حسین (۱۳۹۲). تأثیر قیمت نفت بر بازده بازار سهام: شواهدی از کشورهای صادر کننده نفت خاورمیانه. *پژوهش‌های برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری انرژی*، ۳(۱)، ۱- ۱۶.

صادقی، مهلا (۱۳۹۳). بررسی تطبیقی بورس اوراق بهادار ایران با سایر بورس های جهان و دلایل قوت و ضعف آن. *پژوهش حسابداری*، ۳(۴)، ۱۷۵- ۱۹۳.

عسگری فیروزجایی، احسان؛ سلمانی، کامران (۱۳۹۵). همگرایی و ادغام بورس‌ها در عرصه جهانی. *مدیریت تحقیق و توسعه شرکت بورس اوراق بهادار*.

فطرس، محمدحسن؛ هوشیدری، مریم (۱۳۹۵). بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت خام بر نوسانات بازدهی بورس اوراق بهادار تهران رویکرد GARCH چند متغیره. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*. ۵(۱۸)، ۱۴۷- ۱۷۷.

محسنی زنوزی، سید جمال‌الدین؛ جوهری سلماسی، پریسا؛ هلالی، علیرضا (۱۳۹۰). بررسی همگرایی بلندمدت نرخ سود بانکی با بازدهی بازار سهام در ایران. *معرفت اقتصاد اسلامی*، ۳(۱)، ۳۵- ۴۶.

یحیی‌زاده‌فر، محمود؛ آقاجانی، حسنعلی؛ پاکدین، علیرضا (۱۳۹۰). عوامل مؤثر بر شاخص قیمت سهام با رویکرد فازی در بورس اوراق بهادار تهران. *دو ماهنامه علمی ـ پژوهشی دانشور رفتار، مدیریت و پیشرفت*، ۱(۴۷)، ۵۱۱- ۵۲۲.

References

Adler, M., & Dumas, B. (1983). International portfolio choice and corporation finance: A synthesis. *The Journal of Finance*, *38*(3), 925-984.

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., & 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.

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.

Asgari Firuz Dahi, E., & Salmani, K. (2015). Convergence and integration of exchanges In the global arena. *Research and Development Management of the Stock Exchange Company*. (*in Persian*)

Baca, S. P., Garbe, B. L., & Weiss, R. A. (2000). The rise of sector effects in major equity markets. *Financial Analysts Journal*, *56*(5), 34-40.

Baele, L., Ferrando, A., Hördahl, P., Krylova, E., & Monnet, C. (2004). *Measuring financial integration in the euro area* (No. 14). European Central Bank.

Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of political Economy*, *100*(2), 223-251.

Barro, R. J., Sala-i-Martin, X., Blanchard, O. J., & Hall, R. E. (1991). Convergence across states and regions. *Brookings papers on economic activity*, (1), 107-182.

Barseghyan, L., & DiCecio, R. (2010). Institutional causes of output volatility. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, *92*(3), 205-223.

Bekaert, G., & Harvey, C. R. (1995). Time-varying world market integration. *The Journal of Finance*, *50*(2), 403-444.

Bekaert, G., & Harvey, C. R. (1997). Emerging equity market volatility. *Journal of Financial economics*, 43(1), 29-77.

Bekaert, G., & Harvey, C. R. (2000). Foreign speculators and emerging equity markets. *The Journal of Finance*, *55*(2), 565-613.

Bekaert, Geert and Harvey, Campbell R., Emerging Equity Markets in a Globalizing World (April 7, 2017). Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2344817.

Bernard, A. B., & Durlauf, S. N. (1996). Interpreting tests of the convergence hypothesis. *Journal of econometrics*, *71*(1), 161-173.

Bhanot, K., & Kadapakkam, P. R. (2006). Anatomy of a government intervention in index stocks: Price pressure or information effects? *The Journal of Business*, *79*(2), 963-986.

Boardman, A. E., & Laurin, C. (2000). Factors affecting the stock price performance of share issued privatizations. *Applied Economics*, *32*(11), 1451-1464.

Brown, S. P., & Yücel, M. K. (2002). Energy prices and aggregate economic activity: an interpretative survey. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *42*(2), 193-208.

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. (2015). Testing stock market convergence: a non-linear factor approach. *Empirica*, 42(3), 481-498.

Cavaglia, S., Brightman, C., & Aked, M. (2000). The increasing importance of industry factors. *Financial Analysts Journal*, *56*(5), 41-54.

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.

Easterly, W., & Levine, R. (1997). Africa's growth tragedy: policies and ethnic divisions. *The Quarterly Journal of Economics, 112*(4), 1203-1250.

Easterly, W., Alesina, A. F., & Baqir, R. (1997). Public Goods and Ethnic Divisions.

Erb, C. B., Harvey, C. R., & Viskanta, T. E. (1996). Political risk, economic risk, and financial risk. *Financial Analysts Journal, 52*(6), 29-46.

Ferreira, M. A., & Ferreira, M. A. (2006). The importance of industry and country effects in the EMU equity markets. *European Financial Management, 12*(3), 341-373.

Ferreira, M. A., & Gama, P. M. (2005). Have world, country, and industry risks changed over time? An investigation of the volatility of developed stock markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis, 40*(1), 195-222.

Fotros, M. H., & Hoshidari, M. (2016). The Effect of Crude Oil Price Volatility on Volatility in Tehran Stock Market GARCH Multivariate Approach. *Journal of Iranian Energy Economics, 5*(18), 147-177. (*in Persian*)

Fritsche, U., & Kuzin, V. (2011). Analysing convergence in Europe using the non-linear single factor model. *Empirical Economics, 41*(2), 343-369.

Goetzmann, W. N., Li, L., & Rouwenhorst, K. G. (2005). Long-term global market correlations. *Journal of Business, 78*(1), 1-38.

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 Convergence Debate? *Journal of Economic Surveys, 17*(3), 309-362.

Jafari Samimi, A., Yahya Zazdefar, M. & Dolatabadi, M. K. (2002). Investigating the relationship between financing methods (external sources) on stock returns and stock prices in Tehran Stock Exchange. *Daneshvar (Raftar) Management and Achievement, Shahed University, 11*(5), 39-45. (*in Persian*)

Javadi, J. (1995). *Investigating the Effect of Macroeconomic Variables on Stock Price Index and Investor Decision in Tehran Stock Exchange between 1369-1372.* Master thesis, Shahid Beheshti University of Tehran. (*in Persian*)

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*.

Lyócsa, S., & Baumöhl, E. (2014). Risk-return convergence in CEE stock markets: structural breaks and market volatility. *Finance a Uver, 64*(5), 352.

Mohseni Zonouzi, S. J., Johairi Salmasi, P., & Helali, A. (2011-12). Long-term convergence of bank interest rate with stock market returns in Iran. *Ma'rifat-e Eghtesadi-e Islami, 3*(1),46-35. (*in Persian*)

Narayan, P. K., Mishra, S., & Narayan, S. (2011). Do market capitalization and stocks traded converge? New global evidence. *Journal of banking & finance, 35*(10), 2771-2781.

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. B., Sul, D. (2006). Economic Transition and Growth. *Mimeo*, University of Auckland.

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.

Pourebadollahan Covich, M., Asgharpour, H., & Masoomzadeh, S. (2016). Investigation of Convergence of Returns in Asset Markets in Iran. *The Quarterly Journal of Applied Economics Theory, 3*(3), 115-132. (*in Persian*)

Rai, R. (2006-7). Risk capital portfolio selection using neural networks. *The Quarterly journal of accounting and auditing, 13*(4), 70-83. (*in Persian*)

Rostami, M. R., Baghi Niri, F. & Ghasemi, J. (2011). Investigating stock price behavior of companies accepted in Tehran Stock Exchange using chaos theory. *Journal of Financial Engineering and Management of Securities, 2*(7), 1-17. (*in Persian*)

Sadeghi, M. (2014). A Comparative Study of the Tehran Stock Exchange and Other Stock Exchanges in the World and the Reasons for the Strengths and Weaknesses. *Accounting Research, 3*(4), 175-193. (*in Persian*)

Sadeghi Shahdani, M., & Mohseni, H. (2013). Impact of Oil Price on Stock Market Returns: Evidence from OPEC. *Quarterley Journal of Energy Policy and Planning Reaserch, 3*(1), 1-16. (*in Persian*)

Salami, F. (2015). *Investigating the Income Convergence in Provinces of Iran: A Cluster Analysis.* Master's thesis, University of Kurdistan. (*in Persian*)

Shahbazi, K., Fayzii, S. & Fatahi, S. (2017). An Invistagation Common Random Trends in Tehran Stock Price Index and Main Trade Partner. *Journal of Financial Reaserch, 19*(2), 281-298. (*in Persian*)

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.

Shirinbakhsh, S., Bazazan, F. & Zareei M. (2015). Evaluation of oil price shocks on stock market price. *The Quarterly Journal Of Asset Management And Financing*, *3*(2), 15-32. (*in Persian*)

Stock, J. H., & Watson, M. W. (1998). Median unbiased estimation of coefficient variance in a time-varying parameter model. *Journal of the American Statistical Association*, *93*(441), 349-358.

Yahya Zadefar, M., Aghajani, H. A., & Pakdin, A. (2011). Factors Affecting Stock Price Index with Fuzzy Approach in Tehran Stock Exchange. *Daneshvar (Raftar) Management and Achievement, Shahed University*, 1(47), 511-522. (*in Persian*)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی