

بررسی روندهای تصادفی مشترک بین شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و بازارهای سهام شرکای اصلی تجاری

کیومرث شهبازی^۱، سلیمان فیضی^۲، سید یوسف فتاحی^۳

چکیده: هدف اصلی مقاله حاضر، بررسی هم‌پیوندی و رفتار متقابل بین شاخص قیمت بازار سهام ایران و بازار سهام عمده‌ترین شرکای تجاری کشور و همچنین تحلیل روندهای تصادفی مشترک موجود بین آنها برای دوره ۲۰۱۵-۲۰۰۷ است. برای نیل به این هدف از روش یوهانسن و یوسیلیوس (۱۹۹۲) و رهیافت گونزالو و گرنجر (۱۹۹۵) استفاده شد. نتایج به‌دست آمده، وجود رابطه هم‌جمعی و سه روند تصادفی مشترک بین بازارهای بررسی‌شده را نشان می‌دهد که منعکس‌کننده کامل نبودن یکپارچگی بلندمدت بین این گروه از متغیرها است. نتایج تحلیل روندهای تصادفی مشترک نیز گویای این واقعیت است که طی دوره بررسی، شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از یک سو، مشارکت کم‌رنگی در روندهای تصادفی موجود دارد و از سوی دیگر، واکنش شدیدی نسبت به روندهای یاد شده از خود نشان داده است. در نهایت، با توجه به همگرایی ضعیف بین شاخص قیمت بازارهای منتخب، با متنوع‌سازی بین‌المللی سبد سهام می‌توان به منافع حاصل از آن دست یافت.

واژه‌های کلیدی: روند تصادفی مشترک، رهیافت گونزالو و گرنجر، شاخص قیمت سهام، شرکای تجاری، هم‌جمعی.

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران

۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران

۳. دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۵/۰۷/۰۶

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۶/۰۳/۱۰

نویسنده مسئول مقاله: کیومرث شهبازی

E-mail: k.shahbazi@urmia.ac.ir

مقدمه

امروزه گسترش اقتصاد جهانی و ادغام اقتصادهای ملی در سطح بین‌الملل و همچنین، کاهش موانع و گسترش تحرک آزاد سرمایه در سطح جهانی، به رشد همبستگی متقابل اقتصادها و بازارهای بین‌المللی منجر شده است؛ تقابلی که جابه‌جایی قیمت‌ها و بحران‌های مالی و نوسان‌های اقتصادی مشترک از نشانه‌های آن است (ساعی و تقوی، ۱۳۸۳: ۵۶). در این میان، بازار سهام به‌عنوان بخش مهمی از بازارهای مالی در هر اقتصاد نیز از این فرایند مستثنا نبوده و رکود و رونق در آن نه‌تنها اقتصاد ملی را متأثر می‌کند، بلکه می‌تواند اقتصاد جهانی و بازارهای مشابه در سطح بین‌المللی را تحت تأثیر قرار دهد. مطالعات اخیر که روابط بین بازارهای سهام بین‌المللی را بررسی کرده‌اند، شواهدی مبنی بر گسترش روند تغییرات هم‌جهت و هم‌پیوند بازارهای سهام در نقاط مختلف جهان به‌دست آورده‌اند. این موضوع برای سیاست‌گذاران اهمیت زیادی دارد؛ زیرا اگر بازارهای سهام با یکدیگر پیوندهای نزدیکی داشته باشند، این خطر وجود دارد که شوک‌های وارد شده بر یک بازار به بازارهای دیگر نیز سرایت کند. بحران سال ۱۹۹۷ که از بازارهای مالی جنوب شرق آسیا آغاز شد و بر اقتصاد جهانی و از جمله اقتصاد ایران تأثیر گذاشت، یا بحران مالی سال ۲۰۰۸ آمریکا که در نیمه دوم همان سال به بازارهای بین‌المللی سهام منتقل شد، نمونه‌هایی از گسترش هم‌پیوندی و روابط متقابل بین بازارهای مالی بین‌المللی است (کریمزاده، ۱۳۸۵ و زاهدی تهرانی، ۱۳۹۱).

هدف اصلی مقاله حاضر این است که با توجه به اهمیت موضوع و همچنین درک نحوه ارتباط متقابل بازارهای سهام در سطح بین‌الملل، به بررسی و تحلیل هم‌پیوندی و روندهای تصادفی مشترک بین شاخص قیمت بازار سهام ایران با شاخص قیمت بازارهای مشابه در سطح بین‌المللی اقدام کند و به این پرسش پاسخ داد که چه رابطه و کنش متقابلی بین شاخص قیمت بازار سهام ایران با شاخص قیمت بازار سهام کشورهای طرف تجارت ایران وجود دارد و آیا سرمایه‌گذاران می‌توانند با تنوع‌سازی بین‌المللی، از سبد دارایی‌های خود در این بازارها منتفع شوند؟

در این رابطه، مقاله حاضر به این صورت ساماندهی شده است. در بخش اول به بیان مقدمه‌ای درباره اهمیت موضوع پرداخته شده است. در بخش دوم ادبیات تحقیق شامل مبانی نظری و مطالعات انجام شده بیان می‌شود. بخش سوم به روش‌شناسی پژوهش و توصیف داده‌ها اختصاص دارد. در بخش چهارم به تحلیل نتایج پرداخته می‌شود و در بخش آخر، نتایج به‌دست آمده از این پژوهش بیان شده و در این رابطه پیشنهادهایی ارائه خواهد شد.

پیشینه نظری

سقوط بازار سهام در سال ۱۹۸۷ و به دنبال آن بروز بحران‌های مالی در کشورهای جنوب شرقی آسیا، موجب شد که ادبیات مالی موجود، تأکید زیادی بر آثار و وابستگی‌های متقابل بازارهای سهام داشته باشد. اغلب مطالعات انجام شده در این خصوص، بر آزمون هم‌پیوندی بین بازارهای سهام کشورهای توسعه یافته تمرکز کرده‌اند. امروزه علاقه به موضوع یاد شده به‌طور شایان توجهی بعد از کاهش چشمگیر موانع و کنترل‌های ارزی و تجاری بین‌المللی و در نهایت، گسترش جریان آزاد سرمایه و کالا در تمام بازارهای کشورهای توسعه یافته و نوظهور، افزایش یافته است (فیلاکتیس و راوازلو، ۲۰۰۵). نتیجه مطالعات نشان می‌دهد ارتباط بین بازارهای سهام می‌تواند از راه‌های مختلفی باشد؛ سبد سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران در بازارهای مختلف، توسعه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)، مبادلات تجاری کالایی شرکت‌های بورسی و در نهایت آثار روانی، می‌تواند از مهم‌ترین راه‌های ارتباطی باشند (زاهدی تهرانی، ۱۳۹۱).

در این میان، وجود تحریم‌ها و محدود بودن جریان گردش بازار سرمایه بین‌المللی بر بازار سهام ایران، وضعیت منحصر به فردی را در بازار سهام کشور به وجود آورده است که بر اساس آن، برخی چنین استدلال می‌کنند که بازار سهام ایران به‌ویژه بورس اوراق بهادار تهران، به دلیل نداشتن تعاملات متقابل و مستقیم با سایر بورس‌های خارجی و همچنین حضور اندک سرمایه‌گذاران خارجی در آن، به‌طور مستقیم تحت تأثیر بازارهای سهام بین‌المللی قرار نمی‌گیرد؛ بلکه این ارتباط به‌گونه غیرمستقیم و به‌واسطه تغییر قیمت نفت و برخی کالاها مانند فلزات، محصولات پتروشیمی و مواد معدنی، تأثیرات نوسان قیمتی خود را بر سهام و درآمد شرکت‌هایی که این محصولات را تولید می‌کنند، تحمیل کرده و در نهایت، می‌تواند بازار سهام داخلی را تحت تأثیر قرار دهند. به بیانی، اقتصاد و بازار سرمایه ایران از طریق عوامل واسطه‌ای همچون واردات گسترده کالا و سرمایه، تغییرات جهانی قیمت نفت، رکود جهانی و کاهش تقاضای مؤثر جهانی بر کالاهای صادراتی صنایع بزرگ کشور و شرکت‌های حاضر در بازار سرمایه، به‌صورت غیرمستقیم تحت تأثیر قرار گرفته و سودآوری و در نهایت قیمت سهام شرکت‌های داخلی را متأثر می‌سازد (یزدانپرست و احدی سرکانی، ۱۳۹۲).

مسائل مرتبط با هم‌پیوندی بازارهای سرمایه و سهام از دیدگاه دیگری نیز اهمیت دارد؛ این که در بلندمدت اگر تغییرات هم‌جهت مابین شاخص‌های بازارهای سهام بین‌المللی وجود داشته باشد، بازارهای یاد شده دارای روند مشترک بوده و نفع از متنوع‌سازی بلندمدت و بین‌المللی دارایی‌ها محدود خواهد شد (دیاماندیس، ۲۰۰۹). طبق تئوری سبد دارایی‌ها، با آزادسازی بازارهای سهام، در صورت پایین بودن درجه هم‌پیوندی بین بازارهای یاد شده، سرمایه‌گذاران

می‌توانند از طریق متنوع‌سازی سبد دارایی‌های خود سود ببرند؛ به‌صورتی که وجود هم‌پیوندی و روندهای تصادفی مشترک بین آنها و تغییر هم‌جهت شاخص بازارهای مذکور موجب می‌شود که سرمایه‌گذاری بلندمدت در این بازارها سودآور نباشد و سرمایه‌گذاران از تنوع‌سازی بین‌المللی سهام سودی کسب نکنند (سیدحسینی و ابراهیمی، ۱۳۹۲). پس در کل می‌توان گفت وجود روند تصادفی مشترک در بازارهای سهام بین‌المللی، نشان‌دهنده هم‌پیوندی و هم‌سویی حرکت شاخص بازارهای یاد شده است که در این شرایط سهامداران و سرمایه‌گذاران نمی‌توانند از تنوع‌سازی بین‌المللی سبد سهام خود نفع ببرند.

پیشینه تجربی

از سال ۱۹۹۰ محققان به بحث هم‌پیوندی و تغییر هم‌جهت در گروه‌های مختلفی از بازارهای سهام جهان توجه کردند و مطالعاتی در این زمینه تا کنون صورت گرفته است که نشان می‌دهد هم‌پیوندی بین بازارهای سهام طی دهه‌های اخیر، به دلیل کاهش موانع بر سر راه جریان بین‌المللی کالا و سرمایه، کنترل ارز و افزایش تجارت آزاد، رو به رشد بوده و هم‌پیوندی بین بازارهای سهام بین‌المللی افزایش پیدا کرده است.

جدول ۱. برخی از برجسته‌ترین پژوهش‌های صورت گرفته

| پژوهشگران | عنوان پژوهش | یافته‌های پژوهش |
|----------------------------|---|--|
| یون و شیم (۱۹۸۹) | انتقالات بین‌المللی تغییرات بازارهای سهام | وابستگی شایان توجهی میان ۹ بازار سهام مورد بررسی وجود دارد و بازار سهام آمریکا مؤثرترین بازار سهام بوده است. |
| کاسا (۱۹۹۲) | روندهای تصادفی مشترک در بازارهای سهام بین‌المللی | شواهدی از وجود هم‌پیوندی بین‌المللی و تغییر هم‌جهت قیمت سهام در بلندمدت میان بازارهای سهام آمریکا، آلمان، کانادا، ژاپن و انگلیس به دست آورد. |
| دیمیتریس و زانتاکیس (۲۰۰۳) | وابستگی متقابل بین‌المللی و هم‌پیوندی پویا بین بازارهای سهام توسعه‌یافته | شاخص قیمت سهام آمریکا بر شاخص بازارهای سهام توسعه‌یافته اروپا تأثیر زیادی دارد. |
| ونگ، لیم و ترل (۲۰۰۴) | ارتباط بین بازار سهام کشورهای توسعه‌یافته و بازارهای نوظهور آسیا | بین برخی از بازارهای توسعه‌یافته و درحال ظهور آسیا تغییر هم‌جهت گزارش شده، به طوری که این وابستگی متقابل بعد از بحران بازار سهام ۱۹۸۷ به طور چشمگیری افزایش یافته است. |
| فیلاکتیس و راوازولو (۲۰۰۵) | هم‌پیوندی بازار سهام در بازارهای نوظهور: دلالتی برای متنوع‌سازی سبد سهام بین‌المللی | طی دهه ۸۰ تا ۹۰ هیچ نوع هم‌پیوندی میان بازار سهام کشورهای حوزه اقیانوس آرام با کشورهای صنعتی آمریکا و ژاپن ایجاد نشده است و سرمایه‌گذاران با متنوع‌سازی سبد سهام خود منافع فراوانی به دست آورده‌اند. |

ادامه جدول ۱

| پژوهشگران | عنوان پژوهش | یافته‌های پژوهش |
|-------------------------------------|---|--|
| فلاد و جانگ (۲۰۰۵) | تحلیل عامل مشترک برای بازار سهام آلمان و آمریکا | با بررسی اجزای دائمی و موقت روند مشترک بین متغیرهای مورد بررسی، ضمن تأیید وجود رابطه معنادار بین شاخص DAX و DJIA و همچنین وجود روند مشترک بین آنها به این نتیجه رسیدند که شاخص DJIA (شاخص بازار سهام آمریکا) ۹۵ درصد از کل روند مشترک را توضیح داده و عامل اصلی هدایت‌کننده است. |
| اوزدمیر و جاکان (۲۰۰۷) | هم‌پیوندی پویای غیرخطی در بازارهای سهام بین‌المللی | این باور که بازار سهام آمریکا به وسیله بازار سهام سایر کشورهای مورد بررسی (ژاپن، فرانسه و انگلیس) تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد، صحت ندارد. |
| پانایوتیس دیامانتیس (۲۰۰۹) | هم‌پیوندی بازارهای سهام بین‌المللی: شواهدی از بازارهای سهام آمریکای لاتین | بازارهای سهام منتخب به صورت جزئی یکپارچه‌اند. بین آنها چهار جزء دائمی مشترک وجود دارد و در طول دوره بحران مالی مکزیکی (۱۹۹۶-۱۹۹۴) و بحران مالی سال ۲۰۰۱ انحراف‌های کوتاه‌مدت معناداری از روندهای مشترک وجود داشته است. |
| سیلیگناکیس و کورتاس (۲۰۱۰) | همگرایی بازارهای سهام آلمان، آمریکا، اروپای شرقی، مرکزی | طی دوره ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۸ بین بازارهای سهام جمهوری چک، لهستان، اسلواکی، استونی، رومانی، آلمان و آمریکا شش روند مشترک وجود دارد. |
| رضایی و قره‌گوز (۱۳۸۸) | یکپارچگی مالی در غرب آسیا، یک ارزیابی اقتصادسنجی | نتایج به دست آمده از تکنیک هم‌جمعی چند متغیره نشان داد بازارهای سهام نوظهور خاورمیانه شامل ایران، ترکیه، مصر، اردن و لبنان با یکدیگر همگرا هستند، بنابراین فرصت کسب منفعت از طریق متنوع‌سازی سبد سهام برای سرمایه‌گذاران منطقه محدود است. |
| ابونوری و عبداللهی (۱۳۹۰) | ارتباط بازارهای سهام ایران، آمریکا، ترکیه و مالزی در یک مدل گارچ چند متغیره | آثار مثبت و معنادار سرایت بازار سهام آمریکا به بازار سهام ترکیه و مالزی گزارش شد، ولی این اثر در مورد ایران دیده نشد. |
| سید حسینی و ابراهیمی (۱۳۹۲) | بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای سهام؛ مطالعه موردی بازار سهام ایران، ترکیه و امارات | سرایت معنادار و یک سویه تلاطم از بازار بورس دبی به بورس تهران و همچنین سرایت محدود از بازار بورس دبی به بورس استانبول طی دوره ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۰ گزارش شده است. |
| فلیحی، محمدی و شاه کرم اوغلی (۱۳۹۳) | تحلیل تأثیر بازار بورس بین‌المللی بر بازار بورس ایران: استفاده از رهیافت سیستم دینامیکی و GARCH | طی دوره ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۰ نوسان‌های بورس بین‌المللی تأثیر معناداری بر بازار بورس ایران داشته است. |

با توجه به سوابق موضوع و تحقیقاتی که در کشورهای مختلف برای بررسی کنش‌های متقابل بین بازارهای سهام و تحلیل روندهای مشترک موجود صورت گرفته، لازم به نظر می‌رسد ارتباط بین بازار سهام ایران و کشورهای طرف تجاری ایران بررسی شود؛ به‌ویژه این که، با وجود بحران‌های مالی اخیر در بسیاری از کشورهای جهان، درک نحوه تأثیرگذاری بازارهای سهام مختلف بر بازار سهام ایران ضروری است.

روش‌شناسی پژوهش

وجه تمایز مطالعه حاضر در مقایسه با مطالعات مشابه داخلی، تفاوت در روش و رهیافت استفاده شده آن است. در راستای بررسی هم‌پیوندی شاخص قیمت سهام کشورهای منتخب و همچنین تحلیل روند تصادفی مشترک موجود، پس از اجرای آزمون‌های ایستایی متغیرهای مورد بررسی و وصول اطمینان از پایایی آنها به کمک آزمون‌های ریشه واحد، رابطه بلندمدت و همچنین تعداد بردارهای هم‌جمعی و تعداد وقفه‌های بهینه آن را با تخمین یک مدل هم‌جمعی چند متغیره بررسی می‌کنیم. برای این منظور از رویکرد هم‌جمعی چندمتغیره یوهانسن و یوسیلیوس (۱۳۹۲) استفاده کردیم که در چارچوب یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) غیرمقید برآورد شد. توان تشخیص همگرایی چندگانه، توان آزمون بردار هم‌جمعی و برآورد پارامترهای سرعت تعدیل، از مزیت‌های روش یاد شده است و لزوم همانی‌اشته بودن متغیرها از درجه یک، مهم‌ترین محدودیت این روش محسوب می‌شود (ابریشمی، ۱۳۸۱: ۲۱۴-۱۶۵).

در پژوهش حاضر برای تخمین، آزمون و تحلیل روندهای تصادفی مشترک، از رهیافت گونزالو و گرنجر (۱۹۹۵) استفاده شده است. بر اساس رویکرد یاد شده، اگر x_t و y_t هم‌جمع باشند، باید یک الگوی عامل مشترک^۱ f_t با درجه انباشتگی $I(1)$ به صورت زیر وجود داشته باشد (رابطه ۱).

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A \\ 1 \end{pmatrix} \times f_t + \begin{pmatrix} \tilde{x}_t \\ \tilde{y}_t \end{pmatrix} \quad \text{رابطه ۱}$$

که \tilde{x}_t و \tilde{y}_t هر دو $I(0)$ هستند.

سؤال اساسی این است که چگونه می‌توان عامل مشترک f_t را که غیرقابل مشاهده بوده و نیروی هدایت‌کننده^۲ هم‌جمعی است، تخمین زد؟ مطالعات پیشین به تخمین عامل مشترک f_t کمتر توجه کرده و اغلب بر تخمین بردار $(1, -A)$ متمرکز بوده‌اند. زمانی که مدل پیچیده بوده و

1. Common Factor
2. Driving Force

از مجموعه متغیرها تشکیل شده باشد، می توان در بلندمدت به یک الگوی ساده تر با استفاده از مجموعه کوچک تری از عوامل بلندمدت مشترک بسنده کرد. این موضوع در حالت هم جمعی در سیستم های بزرگ مطرح بوده و می توان با تحلیل نتایج اولیه و به دست آوردن عوامل مشترک f_t هر زیر سیستم اقتصاد، به بررسی هم جمعی بین آنها پرداخت. همچنین با تخمین عامل مشترک، می توان (x_t, y_t) را به دو جزء $[f_t, (\tilde{x}_t, \tilde{y}_t)]$ تجزیه کرد، به صورتی که اجزای $(\tilde{x}_t, \tilde{y}_t)$ و f_t به ترتیب نشان دهنده جزء موقت^۱ و جزء دائمی^۲ هستند، به بیان دیگر، متدولوژی بالا، هر سیستم هم جمع را به دو جزء دائمی و موقت تجزیه می کند.

فرض کنید که X_t یک بردار $(p \times 1)$ از سری های زمانی $I(1)$ باشد. می توان موارد بیان شده را به صورت زیر نشان داد.

$$X_{t \times p} = A_{1 \times p \times k} \cdot f_{t \times k} + \tilde{X}_{t \times p}, \quad k = p - r \quad \text{رابطه ۲}$$

که p تعداد کل متغیرهای مورد بررسی و موجود در بردار X_t و r تعداد بردارهای هم جمعی است. متدولوژی گونزالو - گرنجر (۱۹۹۵) دو فرض و شرط اساسی را در نظر می گیرد:

۱. f_t به صورت ترکیب خطی از متغیرهای X_t است، به بیانی $f_{t \times k} = B_{1 \times k \times p} \cdot X_{t \times p}$

۲. $\tilde{X}_{t \times p}$ و $A_{1 \times p \times k} \cdot f_{t \times k}$ یک تجزیه دائمی - موقتی (P-T) را تشکیل می دهند. به بیان دیگر، جزء $\tilde{X}_{t \times p}$ هیچ اثر دائمی بر بردار متغیرهای X_t ندارد.

شرط اول، عوامل مشترک f_t را قابل مشاهده می سازد و شرط دوم، عوامل مشترک f_t را به عنوان معیار مناسب برای بیان بلندمدت متغیرهای اصلی معرفی می کند. به بیان دیگر، f_t که نشان دهنده جزء دائمی بردار متغیرهای X_t در بلندمدت است، به عنوان نیروی هدایت کننده هم جمعی به حساب می آید. ترکیب خطی فوق و اجزای مشترک توسط مدل تصحیح خطای تصریح شده قابل تخمین است.

$$\Delta X_t = \alpha \beta X_{t-1} + \sum_{j=1}^k \Gamma_j \Delta X_{t-j} + u_t \quad \text{رابطه ۳}$$

تخمین های مربوط به α و β در مدل VECM به ترتیب سرعت تعدیل و رابطه تعادلی بلندمدت را نشان می دهد. با استفاده از تخمین های فوق می توان ماتریس های متعامد^۳ α_{\perp} و β_{\perp} را به دست آورد که عناصر ماتریس α_{\perp} وزن هر یک از بازارها در روند مشترک و عناصر ماتریس

1. Transitory Component
2. Permanent Component
3. Orthogonal Complement matrix

β_{\perp} اهمیت نسبی روند را در هر بازار را نشان می‌دهد. گونزالو و گرنجر (۱۹۹۵) در روش پیشنهاد شده خود برای بررسی روندهای تصادفی مشترک و همچنین تخمین ماتریس‌های متعامد α_{\perp} و β_{\perp} ، سری زمانی X_t را مانند رابطه ۴ تجزیه کردند.

$$X_t = P_t + T_t \quad \text{رابطه ۴}$$

$$P_t = \beta_{\perp} (\alpha_{\perp} \beta_{\perp})^{-1} \alpha_{\perp} X_t = A_1 f_t, \quad \alpha_{\perp} \alpha = 0, \quad \beta_{\perp} \beta = 0$$

$$T_t = \alpha (\beta \alpha)^{-1} \beta X_t = A_2 z_t$$

به‌صورتی که P_t و T_t به ترتیب جزء دائمی و موقت $f_t = \alpha'_{\perp} X_t$ و $z_t = \beta X_t$ است. بر اساس الگوی یادشده، هرگونه تغییر و شوک وارد شده بر جزء دائمی (عامل مشترک) می‌تواند پیش‌بینی بلندمدت را تحت تأثیر قرار داده و آثار بلندمدتی بر رفتار آن بگذارد، در حالی که شوک‌های وارد شده بر جزء موقت، تنها می‌تواند آثار گذرا و کوتاه‌مدتی بر رفتار آن داشته باشد گونزالو و گرنجر (۱۹۹۵).

در نهایت، برای بررسی اینکه آیا ترکیبات خاصی از X_t وجود دارد که ضمن حضور در روابط بلندمدت، بر سایر متغیرهای موجود در الگو تأثیرگذار باشد، ولی خود از آنها تأثیر نپذیرد، از آزمون برون‌زایی ضعیف^۱ استفاده می‌شود. به همین دلیل باید آزمونی به‌صورت زیر روی عناصر سطری ماتریس α در مدل VECM صورت گیرد.

$$H_0: \alpha_{ij} = 0, \quad j = 1, \dots, r \quad \text{رابطه ۵}$$

آنگاه پس از برآورد هر دو الگوی مقید و غیرمقید، آماره آزمون نسبت درست‌نمایی^۲ از طریق رابطه ۶ محاسبه می‌شود.

$$-2 \log(Q) = n \sum_{i=1}^r \log \left| \frac{1 - \hat{\lambda}_i^*}{1 - \hat{\lambda}_i} \right| \sim X^2_{(r*(k-m))} \quad \text{رابطه ۶}$$

که تحت فرضیه صفر $\alpha_{ij} = 0$: H_0 : آماره فوق دارای توزیع مجانب $X^2_{(r*(k-m))}$ است، به‌صورتی که $\hat{\lambda}_i^*$ و $\hat{\lambda}_i$ به ترتیب برآورد مقادیر ویژه الگوی مقید و نامقید برای $i = 1, \dots, r$ ، نشان‌دهنده تعداد قیدهای اعمال شده بر الگو، r تعداد بردارهای هم‌جمعی مدل، K تعداد متغیرهای موجود در الگو و m تعداد متغیرهای درون‌زای مدل است (نوفرستی، ۱۳۸۷: ۱۵۲-۱۴۹).

1. Weakly Exogeneous
2. Likelihood-Ratio Test

داده‌های این تحقیق شامل شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار به‌عنوان نماینده شاخص قیمت بازار سهام است که به‌صورت ماهانه برای ایران و مهم‌ترین شرکای تجاری ایران استفاده شده است. شیوه و ابزار جمع‌آوری اطلاعات در این تحقیق از نوع اسنادی (کتابخانه‌ای و الکترونیکی) است که از طریق مراجعه به سایت بانک مرکزی ایران، مرکز آمار کشورهای منتخب، سایت‌های www.feas.org و www.investing.com و IFS استخراج شده‌اند. با توجه به آمار منتشر شده گمرگ جمهوری اسلامی ایران، برای سال‌های ۹۲ تا شش ماه نخست ۹۴، کشورهای چین، امارات و ترکیه بیشترین حجم تجارت با اقتصاد ایران را داشتند و جزء شرکای اصلی تجاری ایران محسوب می‌شوند. به همین منظور جامعه آماری تحقیق حاضر بازار سهام کشورهای ایران، چین، ترکیه و امارات متحده عربی است.^۱ همچنین دوره بررسی ۳/۲۰۰۷ تا ۸/۲۰۱۵ در نظر گرفته شده است. روش تجزیه و تحلیل این پژوهش روش اقتصادسنجی است. همچنین تخمین مدل و اجرای آزمون‌های لازم در نرم‌افزارهای Eviews6 و R انجام شده است.

یافته‌های پژوهش

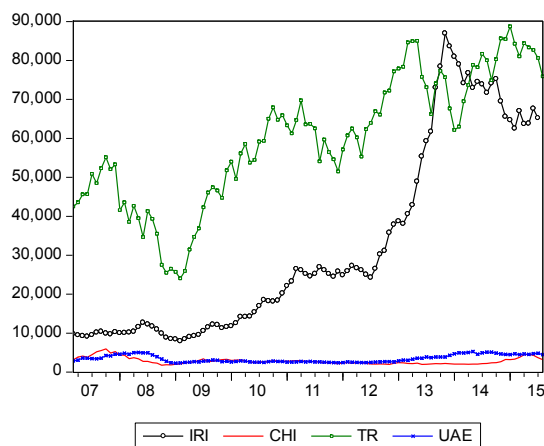
جدول ۲ نمایی از ویژگی داده‌ها و همبستگی ساده بین متغیرهای مدل را توصیف می‌کند. ریسک بالقوه شاخص قیمت به‌وسیله انحراف استاندارد نشان داده می‌شود. با توجه به جدول ۲، بالاترین ریسک بالقوه به‌ترتیب به شاخص قیمت بورس تهران و استانبول تعلق دارد و کمترین مقدار ریسک مربوط به شاخص قیمت بورس شانگهای است. همچنین ماتریس همبستگی بین متغیرها بیان‌کننده این است که شاخص قیمت بورس تهران با شاخص قیمت بورس استانبول و دبی همبستگی مثبت داشته و با شاخص قیمت بورس شانگهای همبستگی منفی دارد. در کنار آن جدول ۲ نشان می‌دهد که بیشترین مقدار همبستگی بین شاخص قیمت بورس تهران و شاخص قیمت بورس استانبول با مقدار تقریبی ۰/۷۹ و کمترین آن با شاخص قیمت بورس شانگهای به مقدار ۰/۲۸ است.

باید توجه داشته باشیم که همبستگی معیار ساده‌ای است و به‌طور کامل پویایی بین متغیرها را منعکس نمی‌کند، به همین منظور در ادامه پژوهش، همگرایی بین متغیرها را به‌طور کامل و با استفاده از روش‌های معتبر بررسی می‌کنیم (شکل ۱).

۱. گفتنی است که برای شاخص بورس اوراق بهادار تهران، شانگهای، دبی و استانبول به‌ترتیب از شاخص TEPIX، شاخص SSE، شاخص ADX و شاخص BIST(XUTUM) استفاده شده است.

جدول ۲. توصیف داده‌ها و همبستگی بین متغیرها

| متغیر | توصیف داده‌ها | TEPIX _{ir} | SSE _{chi} | XUTUM _{tr} | ADX _{uae} |
|---------------------|---------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| Mean | ۳۲۲۹۸/۴۴ | ۲۸۴۱/۷۱۶ | ۵۹۷۰۴/۱۱ | ۳۴۴۵/۱۹۱ | |
| Median | ۲۴۷۴۰/۱۵ | ۲۶۳۵/۲۱۵ | ۶۱۰۰۷/۹۳ | ۳۰۲۴/۲۱۵ | |
| Maximum | ۸۶۹۵۷/۱۰ | ۵۹۵۴/۷۷۰ | ۸۸۷۵۶/۹۱ | ۵۲۵۳/۴۱۰ | |
| Minimum | ۷۹۶۷ | ۱۷۲۸/۷۹۰ | ۲۴۰۲۳/۰۹ | ۲۲۵۵/۸۵۰ | |
| Std. Dev. | ۲۴۸۶۴/۷۹ | ۸۸۰/۹۲۴۶ | ۱۶۸۰۴/۴۶ | ۹۵۲/۷۹۶ | |
| Skewness | -۰/۸۱۶۱ | ۱/۴۶۲۰ | -۰/۲۴۸۰ | ۰/۵۰۶۲ | |
| Jarque-Bera | ۱۴/۵۸۰۲ | ۵۰/۱۷۸۵ | ۳/۶۸۱۰ | ۱۲/۱۵۵۴ | |
| Observations | ۱۰۲ | ۱۰۲ | ۱۰۲ | ۱۰۲ | ۱۰۲ |
| همبستگی بین متغیرها | | | | | |
| TEPIX _{ir} | ۱/۰۰۰۰ | -۰/۲۷۰۳ | -۰/۷۸۸۶ | -۰/۵۷۱۸ | |
| SSE _{chi} | -۰/۲۷۰۳ | ۱/۰۰۰۰ | -۰/۰۸۸۰ | -۰/۲۷۶۱ | |
| XUTUM _{tr} | -۰/۷۸۸۶ | -۰/۰۸۸۰ | ۱/۰۰۰۰ | ۰/۳۱۵۱ | |
| ADX _{uae} | -۰/۵۷۱۸ | -۰/۲۷۶۱ | ۰/۳۱۵۱ | ۱/۰۰۰۰ | |



شکل ۱. روند متغیرها

برآورد مدل و بحث

آزمون ایستایی

قبل از پرداختن به برآورد مدل و بررسی روند تصادفی بین متغیرها، مانایی همه متغیرها بررسی شد تا این اطمینان حاصل شود که هیچ یک از متغیرهای جمعی از مرتبه دو یعنی $I(2)$ نیستند و بدین وسیله از نتایج ساختگی و جعلی اجتناب شود. برای این کار، آزمون‌های دیکی - فولر

تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس - پرون (PP) اجرا شد. نتایج این آزمون‌ها نشان داد تمام متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری مانا هستند (جدول ۳).

جدول ۳. آزمون ریشه واحد

| متغیر | وضعیت عرض از مبدا و روند | آماره محاسبه شده توسط آزمون ADF | آماره محاسبه شده توسط آزمون PP | وضعیت مانایی |
|--------------|----------------------------|---------------------------------|--------------------------------|--------------|
| $TEPIX_{it}$ | با عرض از مبدا و بدون روند | *-۶/۸۱ | *-۶/۸۴ | I(۱) |
| SSE_{chi} | با عرض از مبدا و بدون روند | *-۹/۵۲ | *-۹/۶۱ | I(۱) |
| $XUTUM_{tr}$ | با عرض از مبدا و با روند | *-۹/۷۷ | *-۹/۷۶ | I(۱) |
| ADX_{uae} | با عرض از مبدا و بدون روند | *-۸/۲۳ | *-۸/۴۶ | I(۱) |

* معناداری در سطح ۵ درصد.

تخمین رابطه هم‌جمعی

در این مرحله، به منظور بررسی روابط هم‌جمعی بین متغیرهای مورد بررسی و به دلیل اهمیت آن در تخمین روندهای مشترک، آزمون یوهانس اجرا شد. نتایج آزمون ضمن تأیید رابطه هم‌جمعی، برقراری یک بردار هم‌جمعی ($I=1$) با چهار وقفهٔ بهینه را در سطح معناداری ۵ درصد نشان می‌دهد. وجود تنها یک بردار هم‌جمعی بین چهار بازار، گویای وجود سه روند تصادفی مشترک است که مجموعهٔ چهار متغیر مورد بررسی را هدایت کرده و می‌تواند نشان‌دهندهٔ سرعت پایین همگرایی و کامل نبودن یکپارچگی بلندمدت بین این گروه از متغیرها باشد. نتایج به‌دست آمده در جدول‌های ۴ و ۵ مشاهده می‌شود.

جدول ۴. آزمون تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی

| نوع آزمون | فرضیهٔ صفر | فرضیهٔ مقابل | سطح بحرانی | آمارهٔ آزمون | سطح بحرانی ۵ درصد | احتمال |
|-------------------------|----------------|--------------|------------|--------------|-------------------|---------|
| آزمون اثر | $r = 0$ | $r = 1$ | -۰/۳۴۳۰ | ۵۶/۵۶۶۳ | ۴۰/۱۷۴۹ | *۰/۰۰۰۵ |
| | $0 < r \leq 1$ | $r = 2$ | -۰/۱۱۰۸ | ۱۵/۸۰۴۷ | ۲۴/۲۷۵۹ | ۰/۳۹۳۹ |
| | $1 < r \leq 2$ | $r = 3$ | -۰/۰۴۳۰ | ۴/۴۱۱۶ | ۱۲/۳۲۰۹ | ۰/۶۵۱۳ |
| آزمون حداکثر مقدار ویژه | $2 < r \leq 3$ | $r = 4$ | -۰/۰۰۱۴ | ۰/۱۴۰۵ | ۴/۱۲۹۹ | ۰/۷۵۷۰ |
| | $r = 0$ | $r = 1$ | -۰/۲۴۳۰ | ۴۰/۷۶۱۵ | ۲۴/۱۵۹۲ | *۰/۰۰۰۱ |
| | $0 < r \leq 1$ | $r = 2$ | -۰/۱۱۰۸ | ۱۱/۳۹۳۰ | ۱۷/۷۹۷۳ | ۰/۳۵۰۱ |
| | $1 < r \leq 2$ | $r = 3$ | -۰/۰۴۳۰ | ۴/۲۷۱۱ | ۱۱/۲۲۴۸ | ۰/۵۸۵۷ |
| | $2 < r \leq 3$ | $r = 4$ | -۰/۰۰۱۴ | ۰/۱۴۰۵ | ۴/۱۲۹۹ | ۰/۷۵۷۰ |

* وجود بردار هم‌جمعی در سطح معناداری ۵ درصد

جدول ۵. بردارهای هم‌جمعی و سرعت تعدیل

| $\beta_{TEPIX_{tr}}$ | $\beta_{SSE_{chi}}$ | $\beta_{XUTUM_{tr}}$ | $\beta_{ADX_{uae}}$ | بردارهای هم‌جمعی |
|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|------------------|
| ۱ | ۱۹/۲۵۲۵ | -۰/۷۱۴۵ | -۱۳/۲۷۶۱ | |
| - | [۱۵/۹۳۰۲] | [-۱۰/۵۳۶۴] | [-۹/۳۴۹۶] | |
| $\alpha_{TEPIX_{tr}}$ | $\alpha_{SSE_{chi}}$ | $\alpha_{XUTUM_{tr}}$ | $\alpha_{ADX_{uae}}$ | سرعت تعدیل |
| ۰/۱۲۲۴ | -۰/۰۰۷۱ | -۰/۰۹۰۴ | ۰/۰۰۸۰ | |
| [-۳/۸۵۳۲] | [-۱/۷۲۵۶] | [-۱/۵۰۴۳] | [۲/۸۶۵۸] | |

اعداد داخل کروشه نشان‌دهنده آماره t است.

با توجه به نتایج به‌دست آمده، بردار هم‌جمعی را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$TEPIX_{tr} = \beta_0 + \beta_1 SSE_{chi} + \beta_2 XUTUM_{tr} + \beta_3 ADX_{uae} + u_t \quad (\text{رابطه ۷})$$

$$TEPIX_{tr} = -19.2525 SSE_{chi} + 0.7145 XUTUM_{tr} + 13.2671 ADX_{uae}$$

تحلیل روند مشترک

همان‌طور که بیان شد، برای تخمین و تحلیل روندهای تصادفی مشترک بین متغیرهای مورد بررسی از رویکرد گونزالو و گرنجر (۱۹۹۵) استفاده می‌کنیم. برای این کار به کمک نرم‌افزار R و استفاده از بسته‌های Rcmdr^۱ و Common Trend، به تخمین ماتریس‌های متعامد α_{\perp} و β_{\perp} اقدام شد که به‌ترتیب وزن هر یک از متغیرهای مورد بررسی را در روند مشترک و اهمیت نسبی روند مشترک در هر بازار سهام نشان می‌دهد. نتایج مراحل انجام شده در جدول‌های ۶ و ۷ درج شده است.

جدول ۶. تخمین ماتریس متعامد α_{\perp}

| متغیر | $\hat{\alpha}_{\perp}^1$ | $\hat{\alpha}_{\perp}^2$ | $\hat{\alpha}_{\perp}^3$ |
|---------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| TEPIX _{tr} | -۰/۰۲۷۴ | -۰/۷۳۳۲ | ۰/۰۴۳۹ |
| SSE _{chi} | ۰/۹۹۹۵ | -۰/۰۱۱۹ | ۰/۰۰۰۷ |
| XUTUM _{tr} | -۰/۰۱۱۹ | ۰/۶۷۹۶ | ۰/۰۱۹۱ |
| ADX _{uae} | ۰/۰۰۰۷ | ۰/۰۱۹۱ | ۰/۹۹۸۸ |

جدول ۷. تخمین ماتریس متعامد β_{\perp}

| متغیر | $\hat{\beta}_{\perp}^1$ | $\hat{\beta}_{\perp}^2$ | $\hat{\beta}_{\perp}^3$ |
|---------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| TEPIX _{ir} | -۰/۰۸۴۰۷ | ۰/۰۲۷۰ | ۰/۵۳۹۱ |
| SSE _{chi} | ۰/۳۲۱۱ | ۰/۰۲۱۸ | ۰/۴۳۵۳ |
| XUTUM _{ir} | -۰/۰۲۱۸ | ۰/۹۹۹۲ | -۰/۰۱۳۹ |
| ADX _{uae} | -۰/۴۳۵۳ | -۰/۰۱۳۹ | ۰/۷۲۰۸ |

همان‌طور که مشاهده می‌شود و قبلاً نیز بیان شد، سه روند تصادفی مشترک داریم. با توجه به جدول ۵، شاخص قیمت بورس شانگهای، بیشترین مشارکت در اولین روند مشترک را فراهم می‌کند، در حالی که شاخص قیمت بورس تهران و دبی به ترتیب مهم‌ترین نقش و مشارکت را در روندهای دوم و سوم ایفا می‌کنند. همچنین جدول ۶ نشان می‌دهد که شاخص قیمت بورس تهران نسبت به روند مشترک نخست، بیشترین عکس‌العمل را دارد. به بیان دیگر، روند مشترک نخست دارای بیشترین اهمیت نسبی بر شاخص قیمت بورس تهران (در مقایسه با سایر متغیرها) است؛ در حالی که شاخص قیمت بورس استانبول و دبی به ترتیب نسبت به روندهای دوم و سوم بیشترین عکس‌العمل را نشان می‌دهند.

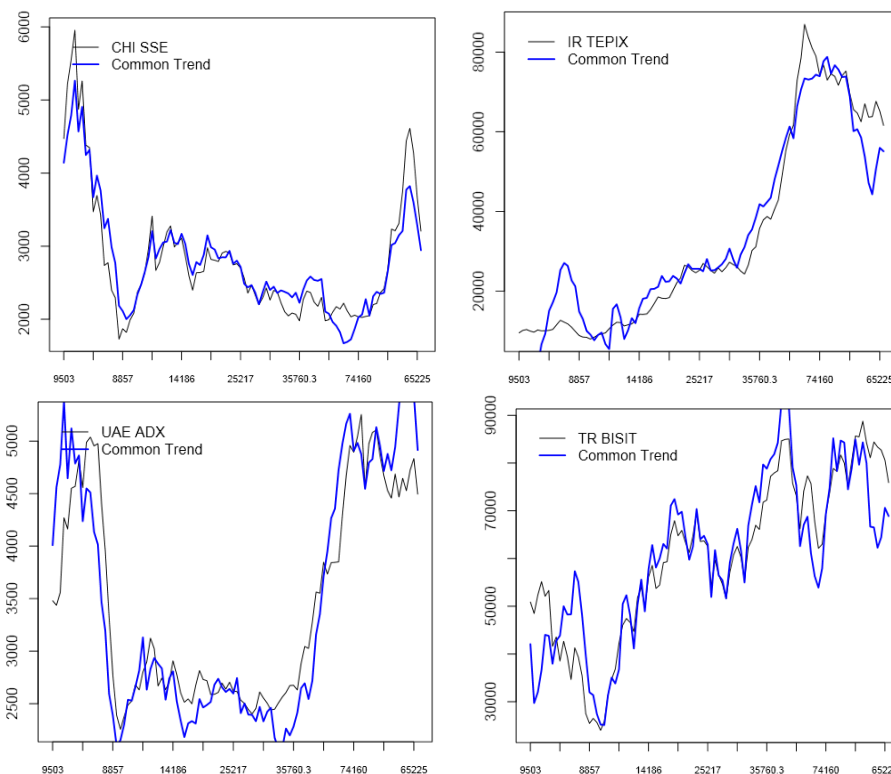
نتایج آزمون برون‌زایی ضعیف نیز برای بررسی این که آیا ترکیبات خاصی از X_t وجود دارد که ضمن حضور در روابط بلندمدت، بر سایر متغیرهای موجود در الگو تأثیرگذار باشد، اما خود از آنها تأثیر نپذیرد، در جدول ۷ آورده شده است. نتایج گویای این است که از چهار متغیر مورد بررسی، فرضیه برون‌زایی ضعیف متغیر شاخص بورس تهران و دبی رد شده و سایر متغیرهای موجود رابطه برون‌زایی ضعیفی دارند. به بیان دیگر، متغیر شاخص بورس تهران و دبی با وجود حضور در رابطه هم‌جمعی بلندمدت، دارای کمترین تأثیرگذاری بر روند مشترک‌اند، اما در عین حال بیشترین عکس‌العمل را نسبت به آن از خود نشان می‌دهند. آنچه بیان شد، تأییدکننده نتایج به‌دست آمده از ماتریس‌های متعامد α_{\perp} و β_{\perp} است.

جدول ۸. آزمون برون‌زایی ضعیف

| متغیر | آماره محاسبه شده LR | درجه آزادی | احتمال |
|---------------------|---------------------|------------|---------|
| TEPIX _{ir} | ۱۲/۶۷۱۱ | ۱ | ۰/۰۰۰۳ |
| SSE _{chi} | ۳/۱۵۳۴ | ۱ | *۰/۰۷۵۷ |
| XUTUM _{ir} | ۲/۶۷۱۳ | ۱ | *۰/۱۰۲۱ |
| ADX _{uae} | ۸/۲۶۸۰ | ۱ | ۰/۰۰۴۰ |

* برون‌زایی ضعیف (H_0) در سطح معناداری ۵ درصد

در نهایت، با پیروی از رویکرد گونزالو و گرنجر (۱۹۹۵) و با استفاده از رابطه ۱۰، به تجزیه جزء دائم و موقت (P-T) هر سری از متغیرها اقدام شد که نتایج مقایسه روند مشترک یا جزء دائمی هر متغیر با رفتار واقعی آن در شکل ۲ نشان داده شده است. تحلیل نمودارهای شکل ۲ نشان می‌دهد با اینکه رفتار واقعی و جزء دائمی متغیرها یکدیگر را دنبال می‌کنند و رابطه بلندمدتی بین آنها وجود دارد، در دوره‌هایی، انحراف‌های کوتاه‌مدت معنادار بین آنها دیده می‌شود که می‌تواند ناشی از شوک‌های کوتاه‌مدت وارد شده در جزء موقتی باشد که آثار کوتاه‌مدت و گذرای بر رفتار واقعی متغیرها می‌گذارد.



شکل ۲. روند مشترک و رفتار واقعی متغیرهای مورد بررسی

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

طی دو دهه اخیر مطالعات فراوانی در زمینه کنش متقابل بازارهای سهام بین‌المللی و منافع ناشی از متنوع‌سازی بین‌المللی سبد دارایی‌ها صورت پذیرفته است. طبق تئوری سبد دارایی‌ها، هنگام

پایین بودن درجه تغییر هم‌جهت در بازارهای سهام، سرمایه‌گذاران از طریق متنوع‌سازی سبد دارایی خود سود می‌برند. از دیدگاه بلندمدت، اگر تغییرات هم‌جهتی بین شاخص بازارهای بین‌المللی سهام وجود داشته باشد، بازارهای یاد شده روند مشترک واحدی با انحرافات موقتی از این روند پیدا می‌کنند که نفع از متنوع‌سازی بلندمدت و بین‌المللی دارایی‌ها را محدود خواهد کرد. از این رو با توجه به مسائل بیان‌شده، این پژوهش تلاش کرد که ضمن بررسی رابطه بین بازار سهام ایران با بازارهای سهام بین‌المللی، روندهای تصادفی مشترک موجود بین بازارهای مذکور را تحلیل کند و پاسخی برای این پرسش بیابد که آیا سهامداران می‌توانند با متنوع‌سازی سبد سهام خود منتفع شوند؟

در این رابطه، بعد از آزمون ریشه واحد، رابطه هم‌جمعی به کمک آزمون یوهانسن - یوسیلیوس برآورد شد که نتایج نشان‌دهنده وجود یک بردار هم‌جمعی بین چهار متغیر بود. وجود رابطه هم‌جمعی، نشان‌دهنده شکل‌گیری سه روند تصادفی مشترک است که کل مجموعه متغیرهای مورد بررسی را هدایت کرده و منعکس‌کننده سرعت پایین همگرایی و کامل نبودن یکپارچگی بلندمدت بین این گروه از متغیرهاست. برای تحلیل روندهای تصادفی موجود نیز از رویکرد گونزالو و گرنجر (۱۹۹۵) استفاده شد. در رهیافت یاد شده، شاخص قیمت بورس شانگهای بیشترین مشارکت و بیشترین وزن (۹۹ درصد) را در روند مشترک اول به دست آورد و سایر شاخص‌ها مشارکت کم‌رنگی در آن داشتند؛ در حالی که شاخص قیمت بورس تهران و دبی به ترتیب بیشترین مشارکت را در روندهای دوم و سوم ایفا کردند. همچنین بر اساس نتایج، شاخص قیمت بورس تهران نسبت به روند نخست، بیشترین عکس‌العمل و تأثیرپذیری را نشان داده است؛ در حالی که شاخص قیمت بورس استانبول و دبی به ترتیب نسبت به روندهای دوم و سوم بیشترین عکس‌العمل را داشتند. نتایج آزمون برون‌زایی ضعیف نیز به نوعی تأییدکننده نتایج بیان شده است؛ به طوری که رد فرضیه برون‌زایی ضعیف برای شاخص قیمت بورس تهران و دبی، گواهی بر این واقعیت است که علی‌رغم حضور متغیرهای فوق در رابطه هم‌جمعی و تأثیرپذیری از سایر متغیرهای موجود، بر رابطه مذکور کمترین تأثیر را می‌گذارند. همچنین نتایج تجزیه دائمی و موقت (P-T) نشان داد که جزء دائم یا روند مشترک تمام متغیرها و رفتار واقعی آنها، یکدیگر را با انحرافات کوتاه‌مدت دنبال می‌کند.

در نهایت، با توجه به نتایج به دست آمده در خصوص تأثیرپذیری شدید شاخص قیمت بازار سهام ایران از بازارهای بین‌المللی مد نظر و همچنین تأثیرگذاری کم‌رنگ آن بر روندهای مشترک موجود با شرکای عمده تجاری، می‌توان گفت که هرچند بورس تهران به دلیل عدم ارتباط گسترده با بورس سایر کشورها مستقل عمل می‌کند، تجربه سال‌های اخیر در خصوص گسترش بحران‌های مالی جهانی نشان داده است که بازار سهام کشور از طریق تعدادی از

شرکت‌های حاضر در آن به دلیل مبادلات تجاری با سایر کشورهای طرف تجارت، تابعی از قیمت‌های جهانی بوده و از فعل و انفعالات جهانی متأثر می‌شود. در کنار آن، وجود رابطه بلندمدت و در نهایت سه روند تصادفی مستقل بین بازارهای مذکور، منعکس‌کننده کامل نبودن فرایند یکپارچگی بلندمدت و سرعت پایین همگرایی بین گروه‌های یاد شده است و ارتباط متقابل محدود بلندمدت و هم‌پیوندی در بازارهای مورد بررسی را گزارش می‌دهد که در این شرایط می‌توان گفت از متنوع‌سازی بین‌المللی سبد دارایی‌ها برای سرمایه‌گذاران این بازارها، منافع بالقوه‌ای کسب می‌شود. نتیجه تحقیق حاضر با نتایج تحقیق پانایوتیس و دیاماتیس (۲۰۰۹)، نعیم محمد (۲۰۰۷) و فیلاکتیس و راوازلو (۲۰۰۵) در زمینه محدود بودن وابستگی و کنش متقابل بین بازارهای سهام بین‌المللی و در نهایت وجود فرصت کسب سود از طریق متنوع‌سازی سبد بین‌المللی دارایی‌ها و سهام همخوانی دارد.

با توجه به مباحث فوق، پیشنهاد می‌شود که تصمیم‌گیرندگان و مقامات اقتصادی کشور در تصمیم‌سازی‌های مالی خود، ضمن مدنظر قرار دادن نوسان شاخص‌های بین‌المللی، برای محدود ساختن آثار سرریز منفی نوسان‌های موجود در بازارهای بین‌المللی و در نهایت بحران‌های مالی جهانی بر بازار سهام داخلی، به کنترل و محدودسازی تحرک آزاد سرمایه و کالا اقدام کنند. از سوی دیگر با برنامه‌ریزی‌های بلندمدت و گسترش صادرات غیرنفتی برای کاهش وابستگی اقتصادی کشور به جهان خارج، از آثار غیرمستقیم اقتصاد جهانی بر بازار سهام داخلی بکاهند.

فهرست منابع

- ابریشمی، ح. (۱۳۸۱). *اقتصادسنجی کاربردی (رویکردهای نوین)*. تهران: انتشارات دانشگاه تهران.
- ابونوری، ا.؛ عبدلهی، م.ر. (۱۳۹۰). ارتباط بازار سهام ایران، آمریکا، ترکیه و مالزی در یک مدل گارچ چند متغیره. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۴(۱۴)، ۷۹-۶۱.
- رضایی، ا.؛ قره‌گوز، ق. (۱۳۸۸). همگرایی مالی در غرب آسیا: یک ارزیابی اقتصادسنجی. *مجموعه مقالات نوزدهمین کنفرانس سالانه سیاست‌های پولی و ارزی*. تهران: پژوهشکده پولی و بانکی.
- زاهدی تهرانی، پ. (۱۳۹۱). تبیین راهبرد سرایت نوسانات بازارهای سرمایه بین‌المللی بر روی اوراق بهادار تهران. *مطالعات مدیریت راهبردی*، (۱۱)، ۱۵۳-۱۳۱.
- ساعی، ا.؛ تقوی، م. (۱۳۸۳). *اقتصاد سیاسی بین‌الملل تلاشی برای کسب قدرت و ثروت* (چاپ سوم). تهران: نشر قومس.
- سید حسینی، س. م.؛ ابراهیمی، س. ب. (۱۳۹۲). بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای سهام؛ مطالعه موردی بازار سهام ایران، ترکیه و امارات. *فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۶(۱۶)، ۹۷-۸۱.

عباسی نژاد، ح؛ گودرزی فراهانی، ی. (۱۳۹۲). *اقتصادسنجی کاربردی با نرم‌افزارهای Eviews و Microfit* (چاپ اول). انتشارات نور علم.

فلیحی، ن.؛ تیموری، م.؛ شاه کرم اوغلی، م. (۱۳۹۳). تحلیل تأثیر بازار بورس بین‌المللی بر بازار بورس ایران: استفاده از رهیافت سیستم دینامیکی و GARCH. فصلنامه علوم اقتصادی، ۸ (۲۷)، ۸۹-۱۰۵.

کریمزاده، م. (۱۳۸۵). بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام با متغیرهای پولی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۸ (۲۶)، ۴۱-۵۴.

نوفرستی، م. (۱۳۸۷). *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی*. (چاپ دوم). مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

یزدان پرست، ع.؛ احدی سرکانی، س.ی. (۱۳۹۲). بررسی ارتباط بحران‌های مالی در بازارهای سرمایه عمده جهان با شاخص‌های سهام بورس اوراق بهادار تهران، قبل، طی و پس از بحران. فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۶ (۱۹)، ۱-۱۲.

- Abasinejad, H. & Gudarzi Farahani, Y. (2014). *Applied econometric, with Eviews and Microfit software*. (1th ed). Noor Elm publication, Tehran. (in Persian)
- Abounoori, E. & Abdollah, M. (2011). Relationship between Iran, USA, Turkey and Malaysia Stock Markets in a Multivariate GARCH Model. *Journal of Securities Exchange*, 4(14), 61-79. (in Persian)
- Abrishami, H. (2002). *Applied Econometrics (New Approaches)*. (1th ed). Publication of Tehran University. (in Persian)
- Diamandis, P.F. (2009). International stock market linkages, Evidence from Latin America. *Global Financial Journal*, 20(1), 13-30.
- Dimitris, B. & Xanthakis, M. (2003). International interdependence and dynamic linkages between developed stock markets. *South Eastern Europe Journal of Economics*, (1), 105-130.
- Eun Cheul, S. & Shim, S. (1989). International transmission of stock market movement. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(2), 241-256.
- Felihi, N. & Teimouri, M. & Shah Karam ughly, M. (2013). Analysis the effect of international stock market on Iran stock market: using of Dynamical systems approach and GARCH. *Quarterly of economy science*, 8 (27), 89-105. (in Persian)
- Flad, M. & Jung, T.R.C. (2005). A common factor analysis for the US and German stock markets during overlapping trading hours, Available at: <http://www.sciencedirect.com>.
- Gonzalo, J. & Granger, C.W. (1995). Estimation of common long memory component in cointegration systems. *Journal of Business and Economic Statistics*, (13), 27-35.

- Karimzade, M. (2006). Investigation of long term relation of stock price index with Monterey variables. *Quarterly of Iran economy investigations*. 8 (26), 41-54. (in Persian)
- Kasa, K, (1992). Common stochastic trends in international stock markets. *Journal of Empirical Finance*, (1), 343-364.
- Noufarasti, M. (2008). *Unit Root & Co-Integration in Econometrics*. (2nd ed). Publication of cultural service of Rasa (in Persian)
- Ozdemir, Z.A. & Cakan, E. (2007). Non-linear dynamic linkages in the international stock markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 377(1), 173-180.
- Phylaktis, K, & Ravazzolo, F, (2005). Stock market linkages in emerging markets: implications for international portfolio diversification, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, No.15: 91-106.
- Rezaei, E. & Garegoz, G. (2009). Financial convergence in west of Asia: econometrics evaluation. *Complex articles of 19th annual conference of monetary and Foreign Exchange*. Tehran. Monetary and bank institute. (in Persian)
- Saei, A. & Taghavi, M. (2004). *International Political Economy. The Struggle for Power and Wealth*. Ghoomes Publishing, Tehran. (in Persian)
- Seied Hosseini, S. M. & Ebrahimi, S. B. (2014). Investigation of Latm permeation between stock markets: (Case Study: Iran, Turkey, Emirate Stock Market). *Quarterly of financial knowledge*. Aanalysis of stock exchange, 6 (19), 81-97. (in Persian)
- Syllignakis, M. & Kouretas, G.P. (2010). German, US and Central and Eastern European stovk market integration. *Open Economics Review*, 21(4), 607-628.
- Wong, W. & Terrel, R.D & Lim, K. (2004). The relationship between stock market of major developed countries and Asian emerging markets. *Journal of Applied Mathematics and Decision Sciences*, 8(4), 201-208.
- Yazdan Parast, A. & Vahedi Serkani, S. Y. (2014). Investigation of the relationship of financial crisis in main world stock markets with stock indexes of Tehran stock exchange, before, current and after crisis. *Scientific- investigation finance knowledge quarterly of analysis of stock exchange*, 6 (19), 1-12. (in Persian)
- Zahedi Teharani, P. (2012). Explained of strategy of fluctuation permeation of international investment markets on Tehran stock exchange. *Strategy management studies*, 3(11), 131-153. (in Persian)