فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال هشتم/ شماره بیست‌ونهم/ بهار ۱۳۹۸

بررسی روابط بین بورس های تهران و استانبول: علیت و همجمعی

جواد شکرخواه
استادیار، گروه حسابداری ،دانشگاه علامه طباطبائی،تهران، ایران (نویسنده مسئول)
j_shekarkhah@yahoo.com

سینا عنایت‌الهی
دانشجوی دکتری مهندسی مالی، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران.
s.enayatollahi@atu.ac.ir

احمد موید فرد
کارشناسی ارشد اقتصادنظری، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
moiedf.a2012@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۳/۱۴ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۶/۲۰

چکیده

بازارهای سهام یکی از مهم‌ترین اجزاء اقتصاد هر کشوری محسوب می‌شوند که شناخت عوامل موثر بر آنها به داشتن اقتصاد پویا و با شاخص‌های مطلوب یاری می‌رساند. همچنین بررسی روابط بین بورس‌های مختلف از سویی به شناخت بهتر جریان سرمایه و از سویی دیگر به تصمیم‌گیری بهتر در مورد سیاستگذرای و سرمایه-گذاری در بازار سرمایه منجر می‌شود. در این مقاله به ارتباط بین بورس‌های تهران و استانبول با استفاده از داده های روزانه و در دوره ۱۳ مارس ۲۰۰۱ تا ۶ نوامبر ۲۰۱۵ پرداخته شده است. آزمون علیت گرنجر برای بررسی رابطه علیت و آزمون همگرایی یوهانسون برای بررسی رابطه هم جمعی و بلندمدت بین متغیرها استفاده شده است. نتایج حاکی از وجود رابطه علیت یک‌طرفه از بورس استانبول به بورس تهران می‌باشد به این معنی که تغییرات بورس استانبول بر بورس تهران اثرگذار بوده و نه بالعکس. آمارهای توصیفی نیز وجود یک همبستگی بالا بین این دو بورس را نشان می‌دهد. در پایان نیز نتایج آزمون همگرایی یوهانسون وجود بردار همگرایی بین این دو بورس و وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت را تائید نمی‌کند.

واژه‌های کلیدی: بورس تهران، بورس استانبول، علیت گرنجر، آزمون همگرایی یوهانسون.

۱- مقدمه

کشورهای ایران و ترکیه دو کشور مهم در منطقه خاورمیانه محسوب می‌شوند که از منظر متغیرهای جمعیتی و فرهنگی مشابهت‌های زیادی دارند. ازتباط اقتصادی این دو کشور در سال‌های اخیر نشان از یک افزایش فوق‌العاده داشته است. بطوریکه حجم تجارت بین دو کشور چندبرابر گردیده است. آمار تجارت بین دو کشور حاکی از این است که حجم مبادلات طرفین از ۱/۲ میلیارد دلار در سال ۲۰۰۱ به ۱۶ میلیارد دلار در سال ۲۰۱۲ رسیده است. که با توافقات طرفین انتظار افزایش آن در سال‌های پیش رو مورد انتظار است. نکته مورد توجه دیگر آمار ورود خروج مسافران ایرانی به این کشور است که سالانه حدود چند میلیون ایرانی به این کشور سفر می‌کنند و در واقع یکی از مقاصد اول گردشگری و کسب‌وکار برای ایرانیان محسوب می‌گردد. به دلیل این ارتباطات گسترده ارتباط بین بورس‌های تهران و استانبول به دلیل تاثیرپذیری بازارهای سهام از شرایط اقتصادی و تاثیرپذیری متقابل اقتصادی دو کشور، موضوعی دور از نظر نیست.

یکپارچه‌سازی بورس‌ها و انتقال سرمایه‌ها بین بازارهای سهام تا پیش از دو دهه گذشته مفهوم متداولی برای مسئولان و فعالان بازار نبود اما در بیست سال اخیر این موضوع به پدیده‌ای فراگیر و جهانی تبدیل‌شده است. تلفیق بازارهای اوراق بهادار یکی از مهم‌ترین تغییرات در بازار مالی جهانی و به‌عنوان سندی از جهانی‌سازی اقتصادها، به‌حساب می‌آید. البته باید توجه داشت که موانع ورود خروج سرمایه بین دو کشور و مسائل سیاسی و نهادی بر چگونگی یکارچه‌سازی و همگرایی بازارهای سهام بسیار موثر است. وجود ریسک بالا و موانع انتقال زیاد عملا یکپارچه‌سازی را منتفی می‌سازد. بنظر می‌رسد با برطرف شدن برخی از موانع بین دو کشور ایران و ترکیه در چارچوب توافقات سیاسی مانند لغو ویزا و توافقات ترجیحی موجبات انتقال سرمایه بین دو کشور را سهل‌تر ساخته است.

سابقه بورس در هردو کشور از مدت زمان طولانی در مقایسه با کشورهای اروپایی برخوردار نیست. فعالیت بورس تهران در برهه‌هایی با وقفه روبرو بوده است. این بورس از پانزدهم بهمن سال ۱۳۴۶ فعالیت خود را با انجام چند معامله بر روی سهام بانک توسعه صنعتی و معدنی آغاز کرد. بورس استانبول نیز در سال ۱۹۸۶ تأسیس‌شده است و تحت ۴ طبقه‌بندی کلی شامل سهام، اوراق قرضه، شرکت‌های نوظهور[1] و اوراق بهادار خارجی فعالیت می‌کند.

مطالعات متعددی سطح همگرایی بین بازارهای سهام جهان را مورد مطالعه قرار داده‌اند و وجود رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین قیمت‌های بازارهای سهام در کشورهای مختلف را مورد تایید قرار داده‌اند این موضوع خود نشان از این دارد که در مواردی همگرایی بین بازارها امر محتملی است. و در مواردی بین بازارها همگرایی برقرار است. وجود همگرایی بین بازارها از دو جهت برای سرمایه‌گذاران و سیاستگذاران دارای اهمیت است. برای سرمایه‌گذاران سطح همگرایی بر فرصت‌های تنوع‌سازی سبد دارایی بین‌المللی اثرگذار است و این فرصت را برای آنها فراهم می‌کند تا سرمایه خود را به شکل کارایی تخصیص دهند (Narayan et al., 2011).

از سوی دیگر، همگرایی منطقه‌ای می‌تواند به توسعه پایه سرمایه و طیف محصولاتی که بازار سرمایه داخلی را برای رقابت در سطح جهانی تقویت می‌کند منجر شود. همچنین با فرض کاهش احتمال شوک‌های نامتقارن،

همگرایی بازار مالی برای ثبات مالی می‌تواند مفید باشد که این امر باعث ارتقای ظرفیت اقتصادی برای مهار شوک‌های اقتصادی می‌شود (Beine et al., 2010؛ Umutlu et al., 2010).

امروزه ارتباط وهمگرایی بین بازارهای سهام یکی از موضوعات مطرح و اثرگذار برای سرمایه‌گذاران است. همگرایی افزایش یافته بین بازارهای سهام در جهان سرمایه‌گذاران را برای جستجوی سبدهای دارایی با بازده بیشتر و ریسک کمتر تشویق می‌کند. بازارهای سهام در کشورهای مختلف تحت تاثیر عوامل مختلفی قرار دارند که سرمایه‌گذاران با استفاده از این آگاهی به سرمایه‌های خود را تنوع می‌بخشند و می‌دانند بازارهای سهام داخلی تحت تاثیر عواملی قرار دارند که بازارهای دیگر نسبت به آنها کمتر اثرپذیر و یا بدون اثرپذیری است. در تئوریهای نوین سبد دارایی، سود حاصل از تنوع‌بخشی از دارایی‌هایی بدست می‌آید که همبستگی کمتری بین دارایی‌های یک سبد متعلق به یک سرمایه‌گذار باشد. انگیزه برای سرمایه‌گذاری در بازارهای بین‌المللی از همبستگی پایین بین بازده دارایی‌ها در مقایسه با بازار سهام داخلی بدست می‌آید (Gupta & Guidi, 2012).

همچنانکه که همبستگی و همگرایی بین بازده بازارهای جهان در کشورهای توسعه‌یافته افزایش می‌یابد سرمایه‌گذاران برای بدست آوردن سودهای بالاتر از تنوع‌بخشی به دنبال بازارهای نوظهور می‌گردند با این باور که همبستگی بین بازارهای نوظهور و توسعه‌یافته پایین است (Driessen & Laeven, 2007).

سیدحسینی و ابراهیمی (۱۳۹۲) با مقاله‌ای به بررسی سرایت ارتباط بین بازارهای سهام تهران، استانبول و دوبی پرداخته‌اند. نتایج بدست آمده از این مطالعه نشان داد که سرایت معنادار تلاطم ازبازار سهام دوبی به بورس تهران وجود دارد که به شکل معکوس صادق نیست. بین بازار سهام تهران و استانبول اثر خاصی مشاهده نشد. همچنین بین بازار دبی به ترکیه نیز سرایت محدودی قابل مشاهده بود.

بالیوس و زانتاسیک[۲] وابستگی متقابل بین‌المللی و رابطه پویای بین بازارهای سهام پیشرفته به‌ویژه بین کشورهای آمریکا، آلمان، فرانسه، ایتالیا، اسپانیا، انگلستان، و ژاپن را بررسی کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که بازار سهام آمریکا در ایالت متحده بازاری پیشتاز است و بازار سهام انگلستان نیز در اروپا پیشتازی می‌کند. از طرفی دیگر سینگ (۲۰۱۰) رابطه بین بازار سهام چین و هند را در مقایسه با چندین بازار سهام پیشرفته مانند آمریکا، انگلستان، ژاپن و هنگ‌کنگ موردبررسی قرار داده است. نتایج تجربی نشان داده است که بازار سهام چین و هند بر اساس تجزیه‌وتحلیل گرنجر با تمام بازارهای توسعه‌یافته در ارتباط است.

پیلاکیتاسیا و راواذولوب[۳] (۲۰۰۵) رابطه پیوستگی بازار سهام را با توجه به مفاهیم تنوع سرمایه بین‌المللی بین سال‌های ۱۹۸۸-۱۹۸۰ را موردبررسی قرار داده‌اند. نتایج تجربی دهه ۱۹۸۰ حاکی از آن است که کاهش محدودیت‌های مالکیت‌های خارجی برای جلب‌توجه سرمایه‌گذاران کافی نیستند و عوامل دیگر بایستی تنوع تصمیم‌گیری در اوراق بهادار را تحت تأثیر قرار دهند. از طرفی دیگر نتایج تجربی دهه ۱۹۹۰ نشان می‌دهد که کاهش محدودیت‌ها پیوستگی بازارهای بین‌المللی را تقویت می‌بخشند.

خان[۴] (۲۰۱۳) به‌طور تجربی وجود هم انباشتگی و رابطه بین‌المللی بورس بخارست و بازارهای سهام کشورهای پیشرفته مانند فرانسه، آلمان و یونان را تجزیه‌وتحلیل کرد. این مطالعه تجربی بین ماهه‌ای دسامبر ۲۰۱۲ و ژانویه ۲۰۱۳ صورت گرفته است که به دو زیر دوره تقسیم‌شده است تا تأثیرات پیش از بحران و پس از

بحران را بررسی کند. بر اساس تجزیه‌وتحلیل دوره اول- ژانویه ۲۰۰۳ تا دسامبر ۲۰۰۷- مشخص می‌شود که هیچ علیت خاصی بین کشورهای یونان و رومانی ،آلمان و رومانی و همچنین فرانسه و رومانی وجود ندارد. دومین دوره آنالیز – ژانویه ۲۰۰۸و دسامبر ۲۰۱۲ حاکی از آن است که از یونان به رومانی علیت گرنجری یک‌طرفه است اما از طرف رومانی به یونان علیتی وجود نداشته و همچنین علیت خاصی بین آلمان و رومانی و فرانسه و بازار سهام رومانی برقرار است.

بیرو[۵] (۲۰۱۴) وجود رابطه علت و معلولی پویا بین بازارهای سهام پیشرفته اسپانیا و کانادا را موردبررسی قرار داده است. یافته‌های محقق قبلی نتایج تجربی آزمون علیت گرنجر بین بازارهای سهام کشورهای پیشرفته اسپانیا و کانادا، فرصت‌های مهم سرمایه‌گذاری بر اساس اوراق بهادار بین‌المللی و استراتژی مدیریت بحران را مورد اهمیت قرار داده است. علیت گرنجر به‌طور همزمان بین اسپانیا و کانادا بر اساس رابطه بازخورد در جریان است.

سمینیکاو و بیرو[۶] (۲۰۱۴) رابطه بین‌المللی بازارهای سهام کشورهای لاتین را در اصطلاح بحران مالی جهانی در بررسی موردی بین اسپانیا و ایتالیا موردبررسی قرار داده‌اند. آنالیز تجربی حاکی از آن است که علیت خاصی بین اسپانیا و ایتالیا، رومانی و ایتالیا، و حتی بین رومانی و اسپانیا در دوره زمانی مشخص‌شده یعنی بین ژانویه ۲۰۰۷ و آپریل ۲۰۱۳ وجود نداشته است.

در این مقاله به دنبال بررسی فرضیه‌های زیر می‌باشیم:

۱) از بورس تهران به بورس استانبول رابطه علیت وجود دارد.
۲) از بورس استانبول به بورس تهران علیت وجود دارد.
۳) رابطه بلندمدت و تعادلی (همگرایی) بین دو بورس تهران و استانبول وجود دارد.

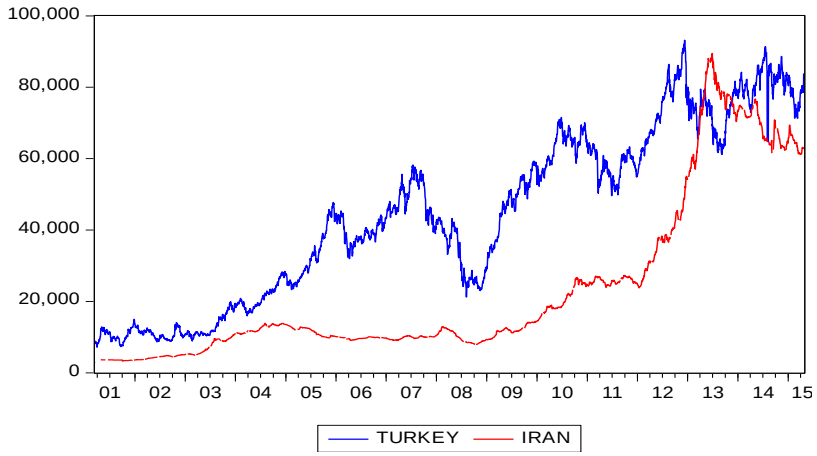
۲- روش‌شناسی پژوهش

در این مقاله ابتدا از منظر آمار توصیفی بورس‌های تهران و استانبول موردبررسی قرارگرفته سپس با استفاده با انجام آزمون‌های لازم از قبیل تعیین مرتبه ایستایی و تعیین وقفه بهینه جهت علیت این دو بورس با استفاده از آزمون علیت گرنجر[۷] موردبررسی قرارگرفته است. سپس با استفاده از آزمون هم جمعی یوهانسون[۸] رابطه بلندمدت بین این دو بورس موردبررسی قرارگرفته است.

داده‌های موردنیاز برای انجام آزمون‌ها و بررسی بورس‌های تهران و استانبول از آرشیو سایت‌های این دو بورس استخراج‌شده است و متغیر موردبررسی شاخص بازده کل است. داده‌ها روزانه و دوره موردبررسی از ۱۳ مارس سال ۲۰۰۰ میلادی تا ۶ نوامبر ۲۰۱۵ است.

همان‌طور که از نمودار ۱ قابل‌مشاهده است روند شاخص بازده کل در هر دو بورس بطور کلی صعودی می‌باشد. اما نکته قابل‌توجه که از نمودار ۱ قابل‌مشاهده است همراهی و هم‌روندی این دو شاخص است. بطوریکه از سال ۲۰۰۱ تا سال ۲۰۱۳ این دو شاخص با روندی تقریباً مشابه در حال افزایش بوده‌اند اما از سال ۲۰۱۳ روند این دو شاخص معکوس شده است. که می‌تواند نشان‌دهنده‌ی نکات جالبی در زمینه انتقال سرمایه‌ی سرمایه‌گذاران از سال ۲۰۱۳ به بعد باشد. البته برای مقایسه این دو متغیر نیاز داریم که این روند هر دو شاخص ایستا

باشد. آزمون متعارف دیکی فولر نشان می‌دهد که این شاخص در مرتبه اول ایستا هستند. بنابراین نمی‌توان آنها را مقایسه کرد اما با استفاده از آزمون زیوت اندروز که مانایی را با وجود شکست ساختاری بررسی می‌کند مشخص است که این دو شاخص هر دو در سطح ایستا هستند و از این منظر قابل مقایسه‌اند.



نمودار ۱- روند شاخص بازده کل از سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۵

آمارهای توصیفی این دو بورس در جدول ۱ ارائه‌شده است. همان‌طور که از جدول ۱ قابل‌مشاهده است و از نمودار ۱ می‌توان مشاهده کرد بورس ایران دارای نوسانات بیشتری در این سال‌ها بوده است. بررسی همبستگی بین این دو شاخص حاکی از همبستگی نسبتاً بالایی بین این دو بورس می‌باشد. میزان همبستگی بین این دو شاخص ۰/۷۹ است.

جدول ۱- آمار توصیفی شاخص کل بورس تهران و استانبول

ویژگی آماری	تهران	استانبول
میانگین	۲۲۸۹۳/۳۷	۴۴۴۶۴/۸۵
میانه	۱۱۸۱۹	۴۴۲۳۳/۳۶
حداکثر	۸۹۵۰۰/۶۰	۹۳۱۷۸/۸۷
حداقل	۲۹۷۳	۷۱۵۹/۶۶۰
انحراف معیار	۲۲۷۳۱/۱۱	۲۴۱۹۱/۴۴
تعداد مشاهدات	۳۴۶۱	۳۶۸۷

۳- بررسی آزمون ریشه واحد

در تحلیل‌های اقتصادسنجی کاربردی جهت برآورد روابط بلندمدت بین متغیرها، میانگین و واریانس آنها باید در طی زمان ثابت در نظر گرفته شده و فرض می‌شود کوواریانس متغیر در طول زمان فقط به میزان وقفه یا فاصله آنها بستگی داشته و ارتباطی به زمان نداشته باشد. در واقع بطور ضمنی فرض می‌کنیم متغیرها دارای ثبات رفتاری هستند اما در تحقیقات کاربردی معلوم شده است که در بیشتر موارد ثبات رفتاری متغیرهای سری زمانی تحقق پیدا نمی‌کند بنابراین استفاده از آزمون‌های t و f جهت استنباط آماری در مدل‌هایی که در آنها ثبات رفتاری یا ایستایی متغیرها تحقق نیافته است دارای اعتبار نبوده و نتایج گمراه‌کننده‌ای خواهد داشت (محمدی و عیدی زاده، ۱۳۹۳).

بنابراین لازم است تا نسبت به ایستایی متغیرهای مورد استفاده اطمینان حاصل شود. در بسیار موارد وجود ریشه واحد یا ناایستایی در متغیرهای سری زمانی اقتصاد کلان ممکن است ناشی از عدم توجه به شکست ساختاری در روند این متغیرها باشد. از این رو لازم است تا وجود شکست ساختاری در متغیرها مورد بررسی قرار گیرد (نوفرستی، ۱۳۷۸). جهت انجام این آزمون می‌توان از آزمون شکست ساختاری زیورت و اندروز استفاده کرد.

در این قسمت از دو آزمون ایستایی برای بررسی ایستایی شاخص‌ها استفاده شده که یکی در حالت متعارف یعنی بدون فرض وجود شکست ساختاری (آزمون دیکی فولر) در رفتار متغیرها و دیگر ی با وجود فرض شکست ساختاری (آزمون زیوت اندروز) می‌باشد. در ادامه به معرفی روش زیوت اندروز پرداخته می‌شود.

۳-۱- آزمون ریشه واحد زیورت و اندروز

آزمون زیورت و اندروز (۱۹۹۲)، آزمونی برای پیدا کردن درون‌زای تاریخ تغییر جهت ساختاری است. این آزمون از سایر آزمون‌های ریشه واحد معمول متفاوت‌تر است. آنها (زیورت و اندروز) با گسترش آزمون پرون (۱۹۸۹) آزمون ایستایی خود را ارائه کردند (اصغرپور و همکاران، ۱۳۸۷). در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد عبارت است از:

$$H_0 : y_t = \mu + y_{t-1} + e_t \qquad (۳-۳)$$

و فرضیه مقابل آن از سه الگو (بسته به فرضیه رقیب) تبعیت می‌کند:

H_1:

مدل ۱
$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(T_b) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j^A \Delta y_{t-1} + \hat{e}_t$$

مدل ۲
$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t(\hat{T}_b) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j^B \Delta y_{t-1} + \hat{e}_t$$

مدل۳
$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{T}_b) + \hat{\gamma}^C DT_t(\hat{T}_b) + \hat{\beta}^C \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j^C \Delta y_{t-1} + \hat{e}_t$$

مدل ۱ بیانگر تغییر در عرض از مبدا، مدل ۲ بیانگر تغییر در شیب و مدل ۳ بیانگر تغییر در عرض از مبدا و تغییر در شیب تابع روند است.

DU، یک متغیر مجازی است که کمیت آن برای سال‌های $t \succ TB$ برابر یک و برای بقیه‌ی سال‌ها برابر صفر است. DT_t نیز یک متغیر مجازی روند است که کمیت آن برای سال‌های $t \succ TB$ برابر $DT_t = t-TB$ است و برای بقیه سال‌ها صفر است و TB سال شکست ساختاری است. آنها پیشنهاد می‌کنند که نقطه‌ی شکستگی (تاریخ تغییر جهت ساختاری)، مابین ۷۰ درصد حجم نمونه قرار دارد، یعنی $0.15T \leq TB \leq 0.85T$ است.

برای هر یک از سال‌ها، مدل‌های ۱، ۲ و ۳ بسته به فرضیه‌های رقیب، به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده می‌شود و پایین‌ترین آماره‌ی t مربوط به هر یک از رگرسیون‌ها با توجه به مقدار وقفه بهینه، به عنوان سال شکست ساختاری یا تغییر جهت ساختاری انتخاب می‌شود.

جدول ۲- نتایج آزمون ایستایی دیکی فولر

متغیر	آماره	مرتبه ایستایی	احتمال
تهران	-۲۸/۴۱	I(1)	۰/۰۰
استانبول	-۱۲/۱۸	I(1)	۰/۰۰

جدول ۲- نتایج آزمون ایستایی زیوت اندروز

متغیر	آماره	مرتبه ایستایی	احتمال
تهران	-۴/۷۳	I(0)	۰/۰۰۶
استانبول	-۴/۸۴	I(0)	۰/۰۰۴

۳-۲- آزمون علیت گرنجر

در ادامه به بررسی رابطه علیت بین این دو متغیر پرداخته شده است. بطور کلی ضریب همبستگی به عنوان سنجه‌ای از همراهی تغییرات بین دو بازار است. اما این ضریب نمی‌تواند علت تغییرات بین دو متغیر را آشکار سازد یا به تعبیر دیگر تعیین کند تغییرات کدامیک از متغیرها بر متغیر دیگر اثرگذار بوده است. گرنجر (۱۹۶۹)[9] با ارائه مدل زیر روشی را برای بررسی جهت علیت بین دو متغیر بیان نمود:

$$y_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \beta_i x_{t-i} \qquad (۲)$$

$$x_t = \sum_{i=1}^{n} c_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_i y_{t-i} \qquad (۳)$$

حال پس از برآورد مدل فوق اگر ضرائب β_i از نظر آماری معنی‌دار باشند، گفته می‌شود که متغیر x_t علیت گرنجری متغیر y_t است و اگر ضرائب d_i نیز به لحاظ آماری معنی‌دار باشند، متغیر y_t نیز علیت

گرنجری متغیر x_t می‌باشد. اگر تنها یکی از ضرائب معنی دار باشد، رابطه علیت بین دو متغیر یک طرفه و اگر هر دو معنی‌دار باشند، رابطه علیت دوطرفه است که این به معنی وجود یک رابطه بازخوردی بین دو متغیر می-باشد (رحمانی و همکاران، ۱۳۹۲).

قبل از برآورد مدل، ابتدا بایستی طول وقفه بهینه متغیرها را بدست آوریم. این مرحله بسیار مهم است زیرا نتایج آزمون علیت به تعداد وقفه‌ها بستگی دارد. به‌طورکلی، تعداد بیش‌ازحد کم یا زیاد ممکن است مشکلاتی ایجاد کند. تعداد وقفه‌های بیش‌ازحد، به این معنی است که برخی از متغیرهای مهم از مدل حذف می‌شود. بنابراین، نتایج نادرست به دست خواهد آمد. برای انجام آزمون علیت گرنجر ابتدا وقفه بهینه با استفاده از مدل VAR[۱۰] تعیین شد با استفاده از معیار شوارتز بیزین به دلیل تعداد وقفه کمتر و درنتیجه وجود درجه آزادی کمتر انتخاب شد سپس آزمون علیت برآورد گردید. نتایج این آزمون در جدول (۳) گزارش‌شده است که حاکی از وجود رابطه‌ی علیت یک‌طرفه از بورس استانبول به بورس تهران دارد.

جدول ۳- نتایج آزمون علیت گرنجری دو طرفه

علیت	آماره F	احتمال
علیت یک‌طرفه از بورس استانبول به تهران	۴/۲۹	۰/۰۱۳
علیت یک‌طرفه از بورس تهران به استانبول	۱/۵۵	۰/۲۱۱

همان‌طور که از جدول (۳) قابل‌مشاهده است به دلیل معناداری آماره F به میزان ۴/۲۹ و احتمال کمتر از ۰/۰۱۳ و معناداری در سطح اطمینان ۹۵ درصد رابطه علیت یک‌طرفه‌ای از بورس استانبول به بورس تهران وجود دارد اما به دلیل اینکه آماره F بدست آمده از آزمون علیت بورس تهران به استانبول معنادار نیست، وجود رابطه علیت یک‌طرفه از بورس تهران به استانبول را نمی‌توان پذیرفت. بنابراین، نتایج بدست آمده وجود رابطه علیت دوطرفه بین دو بورس را تائید نمی‌کند.

نتایج بدست آمده این موضوع را تایید می‌کند که تغییرات شاخص بورس استانبول بر شاخص بورس تهران تاثیرگذار است و تغییرات بورس تهران بر استانبول اثرگذار نیست. به عبارتی با تغییر در شاخص بورس استانبول می‌توان انتظار اثرگذاری آن بر بورس تهران را داشت. شاید یکی از دلایل این اثرگذاری اندازه بزرگتر بورس استانبول نسبت به تهران و شرایط مطلوب‌تر اقتصادی این کشور در دوره زمانی مورد نظر باشد.

۳-۳- آزمون همگرایی یوهانسون

ازآنجاکه متغیرهای موردبررسی در سطح مانا نیستند و درجه ایستایی یکسانی دارند، بنابراین برای تحلیل و برآورد هم انباشتگی متغیرها از آزمون هم انباشتگی یوهانسون استفاده‌شده است. یعنی آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر مورداستفاده قرارگرفته است. پس از تشخیص و برآورد بردارهای هم جمعی و نرمال‌سازی این بردارها معنی‌داری ضرایب توسط آزمون نسبت حداکثر راست نمایی بررسی‌شده است. تحلیل‌های هم جمعی به

روش یوهانسون مستلزم تعیین طول وقفه بهینه با استفاده از الگوی VAR می‌باشد که در این مقاله طول وقفه بر اساس معیار اطلاعاتی بیزین شوارتز برابر ۲ در نظر گرفته‌شده است. به دلیل اصل امساک معیار شوارتز بیزین وقفه‌ی پایین‌تری را از دیگر معیارها مانند آکاییک و حنان کویین ارائه می‌دهد.

جدول ۴- نتایج آزمون همگرایی یوهانسون

آزمون اثر		آزمون حداکثر مقدار ویژه	
آماره آزمون	مقدار بحرانی	آماره آزمون	مقدار بحرانی
۸/۱۵	۱۵/۴۹	۷/۱۹	۱۴/۲۶
۰/۹۵	۳/۸۴	۰/۹۵	۳/۸۴

همان‌طور که از جدول ۴ قابل‌مشاهده است نتایج حاصل از آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین بورس‌های تهران و استانبول را تائید نمی‌کند. مقدار آماره آزمون برای دو متغیر در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیست و این دو بورس از رابطه تعادلی بلندمدت برخوردار نیستند.

در واقع آزمون همگرایی به رابطه تعادلی به معنای حرکت شاخص بورس‌ها به شکل تعادلی و همگرا شدن حرکت آنها در بلندمدت اشاره دارد. رد شدن وجود همگرایی به مفهوم عدم وجود حرکت همگرا و تعادلی در بلندمدت بین شاخص بورس‌های تهران و استانبول است. اگر بپذیریم که بورس نشان‌دهنده‌ی شرایط اقتصادی یک کشور است این موضوع به عدم همگرایی اقتصادهای ایران و ترکیه نیز علاوه بر بازده آنها در بلندمدت می‌تواند دلالت داشته باشد.

۴- نتیجه‌گیری و بحث

نتایج حاصل از این مقاله نشان می‌دهد که علیت یک‌طرفه‌ای از بورس استانبول به بورس تهران در دوره ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۵ برقرار بوده است و عکس آن صحیح نیست. به‌عبارت‌دیگر تغییرات در بورس استانبول باعث تغییرات در بورس تهران می‌شود ولی بورس تهران اثری بر بورس استانبول ندارد. درواقع طبق نتایج بدست آمده بورس استانبول از بورس تهران متأثر نیست. همچنین نتایج حاصل از آزمون همگرایی یوهانسون نشان می‌دهد که رابطه تعادلی بلندمدت بین دو بورس وجود ندارد.

نتیجه بدست آمده از آزمون علیت بیانگر این است که برای سرمایه‌گذاری و تخصیص سرمایه بین این دو کشور تاثیرات بورس استانبول را باید بیشتر مورد توجه قرار داد و تغییرات بورس استانبول برای بررسی همزمان این دو بورس مهمتر است. نتایج حاصل از آزمون همگرایی نیز نشان‌دهنده‌ی عدم وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین بازار سهام این دو کشور است. به این معنی که اگر بازارهای سهام این دو کشور نمودی از اقتصادهای آنها بدانیم در بلندمدت بین بازارهای سهام واقتصاد این دو کشور هماهنگی در متغیرها دیده نمی-

شود. اگر شاخص کلی را به عنوان بازده سرمایه در دو کشور فرض کنیم مشخصا نمی‌توانیم این مطلب را ابراز کنیم که بازده‌ها به سمت یکسانی و همگرایی در بازده مورد مطالعه سیر کرده‌اند.

مقایسه نتایج بدست آمده با سایر مطالعات پیشین حاکی از تایید مطالعات پیشین در این زمینه است. بطوریکه مطالعات نشان می‌دهد هر چقدر که محدودیت‌ها کمتر و بازارهای سرمایه از اندازه بزرگتری برخوردار باشند ارتباط و همگرایی بیشتری در میان آنها وجود دارد به این معنی که هر چقدر به سمت کشورهای توسعه یافته با بازارهای بزرگ حرکت کنیم رابطه مشخص و همگرایی بین آنها وجود دارد و هرچقدر که به سمت کشورهای در حال توسعه با بازارهای سرمایه کوچک و محدودیت‌های زیاد در روابط اقتصادی حرکت کنیم این رابطه کمرنگ‌تر می‌شود.

در پایان پیشنهاد می‌شود تا محدودیت‌های موجود در ایجاد رابطه بورس تهران با سایر بازارهای سرمایه مورد مطالعه قرار گیرد تا فرصت‌ها و تهدیدهای احتمالی در این زمینه شناخته شود و با چشم باز بورس تهران به سمت پیوستن به بازارهای سرمایه جهان قدم بردارد.

فهرست منابع

* اصغرپور، حسین، بهبودی، داوود و محمدحسین قزوینیان (۱۳۸۷). "شکست ساختاری: مورد مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی در ایران". فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۱۹، صص ۱۲۲-۱۰۵.
* رحمانی، تیمور؛ بهپور، سجاد و علی حسین استادزاد (۱۳۹۲). "بررسی رابطه بین رشد بهره‌وری و نرخ بیکاری در ایران: رویکرد سیستم معادلات همزمان". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۶۷، صص ۱۷۰-۱۵۳.
* سیدحسینی، محمد و بابک ابراهیمی (۱۳۹۲). " بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای سهام؛ مطالعه موردی بازار سهام ایران، ترکیه و امارات". فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره نوزدهم، صص ۹۷-۸۱.
* عسکری فیروزجایی، احسان و کامران سلمانی (۱۳۹۴)، همگرایی و ادغام بورس‌ها در عرصه جهانی، انتشارات بورس اوراق بهادار تهران.
* محمدی، حسین و شهرام عیدی زاده (۱۳۹۳). اقتصادسنجی سری‌های زمانی با Eviews. نشر علم، چاپ اول.
* نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ دوم.
* Abimanyu, Y., et.al,, 2008, International Linkages to the Indonesian Capital Market: Cointegration Test, Jakarta, Capital Market and Financial Institution Supervisory Agency, Ministry of Finance of Indonesia.
* Barari, M., Lucey, B., Voronkova, S. (2008). Reassessing co-movements among G7 equity markets: Evidence from iShares. Applied Financial Economics, 18, 863–877.
* Beine, M., Cosma, A., & Vermeulen, R. (2010). The dark side of global integration: Increasing tail dependence. Journal of Banking & Finance, 34(1), 184-192.

* Balios, D., Xanthakis, M. , 2003, International interdependence and dinamic linkages between developed stock markets, South Eastern Journal of Economics, pp. 105-130.
* Birău, F.R, 2014a, Investigating Long-Term Behavior Of Milan Stock Exchange: An Empirical Analysis, Journal of Management and Social Science (JOMASS), Volume 1, Issue 2, © Blue Square Publishing House, pp. 29-37, ISSN 2348-631.
* Birău, F.R , 2014b, Analyzing Dynamic Causal Linkages Between Developed Stock Markets Of Spain And Canada, International Journal Of Core Engineering & Management (IJCEM), Volume 1, Issue 2, pp. 1-9, ISSN: 2348 9510.
* Birău, F.R, Trivedi, J., 2013, Analyzing cointegration and international linkage between Bucharest stock exchange and European developed stock markets, NAUN International Journal of Economics and Statistics, Issue 4, Volume 1, pp. 237-246, ISSN: 2309-0685.
* Driessen, J., & Laeven, L. (2007). International portfolio diversification benefits: Cross-country evidence from a local perspective. Journal of Banking and Finance, 31(6), (1693–1712.
* Gupta, R., & Guidi, F. (2012). Cointegration relationship and time varying co-movements among Indian and Asian developed stock markets. International Review of Financial Analysis, 21, 10-22.
* Khan, T.A, 2011, Cointegration of International Stock Markets: An Investigation of Diversification Opportunities, Undergraduate Economic Review, Volume 8, Issue 1.
* 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.
* New.tse.ir,. 2015. Tehran Stock Exchange. Retrieved 15 November 2015, from http://new.tse.ir/
* Phylaktisa, K., Ravazzolob, F., 2005, Stock market linkages in emerging markets: implications for international portfolio diversification, Elsevier, Int. Fin. Markets, Inst. and Money 15, pp. 91–106.
* Siminică, M., Birău, R., 2014, Investigating International Causal Linkages Between Latin European Stock Markets In Terms Of Global Financial Crisis : A Case Study For Romania, Spain And Italy, International Journal of Business Quantitative Economics and Applied Management Research (IJBEMR), Volume 1, Issue 1.
* Singh, G.S.P. , 2010, Chinese and Indian Stock Market Linkages with Developed Stock Markets, Asian Journal of Finance & Accounting, Vol. 2,No. 2: E2.
* Umutlu, M., Akdeniz, L., & Altay-Salih, A. (2010). The degree of financial liberalization and aggregated stock-return volatility in emerging markets.Journal of banking & finance, 34(3), 509-521.
* Yuksel, E., & Bayrak, O. T. (2012). Cyclical Behavior of Stock Exchange Index by Sectors: A Case from Turkey. Procedia-Social and Behavioral Sciences, 62, 947-951.

یادداشت‌ها

[1] . Emerging Companies
[2] . Balios & Xanthakis
[3] . Phylaktisa and Ravazzolob
[4] . Khan
[5] . Birău
[6] . Siminică
[7] . Granger Causality Test
[8] . Johansen Cointegration Test
[9] . Granger, C. W. J. (1969)
[10] . Vector Autoregressive