دو فصلنامه علمی- پژوهشی تحقیقات مالی اسلامی، سال پنجم، شماره اول (پیاپی ۹)، پاییز و زمستان ۱۳۹٤، صص ۱۵۵-۱۸۰

تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی بورس اوراق بهادار تهران و بازار سهام اسلامی در کشورهای منتخب

محمدرضا اسکندری عطا*
ایمان روستا**

تاریخ دریافت: ۹٤/۱۰/۰۵
تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۱/۲٤

چکیده

روند جهانی شدن اقتصادها و یکپارچگی آنها در سال‌های اخیر از رشد چشمگیری برخوردار بوده است و همگرایی بخش‌های مختلف اقتصادی، از جمله بازارهای مالی را بیش از پیش در کانون توجهات قرار داده است. این روند رو به رشد علاقه سرمایه‌گذاران را به موضوع همگرایی در میان بازارهای سهام دنیا تقویت کرده است و سرمایه‌گذاران به صورت تجربی علاقه وافری به آگاهی ارتباط بین بازارهای سهام مختلف، به منظور ایجاد یک پرتفوی پر بازده، از خود نشان می‌دهند. بنابراین تعیین میزان همگرایی بازار بورس تهران، به عنوان قلب اقتصاد مالی یک اقتصاد اسلامی، با سهام‌های اسلامی سایر کشورها می‌تواند در تصمیم سرمایه‌گذاران در انتخاب یک پرتفوی بهینه مثمر ثمر باشد. بر همین اساس تحقیق حاضر با بهره‌گیری از روش‌های تحلیل هم‌انباشتگی ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین شاخص سهام ایران و شاخص‌های سهام اسلامی در کشورهای منتخب را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده است. این تحقیق در بازه زمانی می ۲۰۰۲ تا دسامبر ۲۰۱٤ با استفاده از شاخص‌های بورس کشورهای مختلف به صورت ماهانه انجام شده است. نتایج حاکی از آن است که اولاً بین شاخص سهام تهران و شاخص سهام اسلامی کشورهای انگلیس، آمریکا، کشورهای عربی و شاخص جهانی اسلامی در کوتاه‌مدت ارتباط ضعیفی وجود دارد؛ ثانیاً بین این شاخص‌ها در بلندمدت هیچ‌گونه همگرایی و رابطه‌ای مشاهده نمی‌گردد. که این نتیجه می‌تواند نشان‌دهنده فاصله بازار سهام ایران از تعریف شاخص اسلامی باشد.

واژگان کلیدی

بورس اوراق بهادار تهران، شاخص سهام اسلامی، شاخص بورس کشورها، هم انباشتگی
طبقه‌بندی JEL: G15, G11, F65, F36

* دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول) eskandariata86@gmail.com
** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شیراز i.rousta@gmail.com

مقدمه

بازارهای مالی به عنوان یکی از مهمترین و حساس‌ترین ارکان اقتصاد، به شدت بر بخش‌های واقعی اقتصاد تأثیرگذار است و از سایر بخش‌ها (نه لزوماً در کوتاه‌مدت) تأثیر می‌پذیرند. افزایش یکپارچگی در میان بازارهای سهام کشورهای مختلف، سرمایه‌گذاران بین‌المللی را به جستجو برای فرصت‌های جدید سرمایه‌گذاری به منظور کاهش ریسک پرتفوی سرمایه‌گذاری سوق داده است. زمانی که شاخص‌های سهام کشورهای مختلف روند یکسانی را دنبال نکنند، سرمایه‌گذاران یا سرمایه‌گذاری بین‌المللی می‌توانند پرتفوی‌هایی با ریسک کمتر را تشکیل دهند و سبد متنوع‌تری داشته باشند.

بازار بورس نه تنها از اقتصاد ملی، بلکه از اقتصاد جهانی نیز تأثیر می‌پذیرد. به عنوان مثال، بحران بزرگ دهه ۱۹۳۰ و رکود اغلب کشورهای سرمایه‌داری از بورس اوراق بهادار نیویورک شروع شد. همچنین، بحران سال ۱۹۹۷ کشورهای جنوب شرقی آسیا که از بازارهای مالی آن کشورها شروع شد، بر اقتصاد جهانی و از جمله بر اقتصاد ایران از طریق کاهش تقاضای کشورهای مزبور برای نفت خام و سقوط قیمت نفت تأثیر داشت. ملاحظه می‌شود که بین تحولات بورس و رکود و رونق اقتصادی رابطه معنی‌داری وجود دارد (جعفر عبدی، ۱۳۸۹).

اقتصاد ایران به عنوان یکی از اقتصادهای مهم منطقه خاورمیانه نقش ایفا می‌کند و همانند سایر کشورها، بازار اوراق بهادار آن نقش غیرقابل‌انکاری در جمع‌آوری نقدینگی، هدایت سرمایه‌های سرگردان به سمت بخش‌های مولد، تقویت سرمایه‌گذاری و غیره بازی می‌کند. شناسایی ارتباط بین این بازار و بازارهای هم نوع اسلامی در کشورهای منتخب، تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران را بهینه‌تر می‌کند. از طرف دیگر ظهور واژه‌هایی نظیر «متنوع‌سازی بین‌المللی[1]» لزوم بررسی ارتباط بین بازارهای سهام داخلی با سایر بازارهای رقیب، مانند بازارهای سهام اسلامی در سایر کشورها را بیشتر از قبل کرده است. همچنین بررسی شکاف بین بازار سهام ایران با بازارهای سهام اسلامی و مسیر همگرایی احتمالی آنها، یک دید اجمالی در خصوص نزدیک یا دور بودن بازار سهام ایران به شاخص سهام اسلامی براساس تعریف جهانی آن به ما می‌دهد.

با توجه به مطالب فوق در این تحقیق این مسأله مورد بررسی قرار می‌گیرد که بازار اوراق بهادار تهران اولاً با بازار بورس اسلامی کدام کشورهای منتخب ارتباط دارد و ثانیاً در صورت معنادار بودن ارتباط، جهت عِلّی آن چگونه است و در بلندمدت این همگرایی به چه صورت است. به طور خلاصه، این تحقیق در پی یافتن پاسخ مناسبی برای این سؤال می‌باشد که نوسانات و شوک‌های اقتصاد جهانی تا چه اندازه برمکانیسم تعیین قیمت اوراق بهادار در بازار بورس اوراق بهادار تهران از طریق شاخص سهام اسلامی تأثیرگذار است.

۱. چارچوب نظری

با جهانی شدن تجارت و سرمایه‌گذاری، تعاملات بین بازارهای مالی بین‌المللی افزایش یافته است و بحث‌های یکپارچه‌سازی مالی و ادغام بازارهای مالی بیش از پیش در کانون توجهات قرار گرفته است. از مهمترین نهادهای مالی اقتصادی یک کشور می‌توان به سازمان بورس اوراق بهادار اشاره کرد که وظیفه‌ای مهم در جذب سرمایه‌های راکد و هدایت آن به سمت بنگاه‌های نیازمند به آن سرمایه‌ها دارد تا بدین وسیله بتواند مقدمات رشد اقتصادی را فراهم نماید. همان طور که در نتیجه تحقیقات بسیاری مشاهده گردیده است، عوامل متعددی مانند عوامل سیاسی، اجتماعی، فرهنگی و اقتصادی بر عملکرد این سازمان در تحقق اهداف و وظایف آن تأثیر دارد. تأثیر متغیّرهای کلان اقتصادی در تحقیقات متعددی بررسی و تأیید شده است. عوامل اقتصاد برون مرزی خارجی نیز می‌توانند برعملکرد بورس داخلی تأثیرگذار باشند. برای مثال، در زمان‌های رونق و رکود اقتصادی در دنیای خارج به لحاظ ارتباط متقابل، تا حدودی به دلایل مبادلات تجاری کالا و یا مسائل روانی با دنیای داخل، می‌توانند بازار بورس داخلی را تحت تأثیر قرار دهند. در واقع، دوره‌های رونق و رکود در دنیای خارج، بربازار بورس داخل تأثیرگذار بوده و لذا، افزایش و کاهش شاخص‌های بورس آنها می‌تواند برشاخص بازار بورس داخلی مؤثر واقع گردد. بورس اوراق بهادار تهران در عین رویارویی با شرایط اقتصادی ناپایدار دهه اخیر از تأثیر این نوسانات مستثنا نبوده است. در این بین شناسایی ارتباط بین این بازار با سایر بازارهای مالی اسلامی زمینه

تجزیه و تحلیل و تصمیم‌گیری بهتر را برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌آورد (مقاره عابد، ۱۳۸۹).

معامله در یک بازار بدون توجه به چگونگی بازارهای دیگر پرمخاطره خواهد بود، چرا که بازارهای مالی غالباً نمی‌توانند در محیطی جدا از هم عمل کنند (مورفی[۲]، ۲۰۱۰). مدیران پرتفوی به منظور بهره‌گیری از متنوع سازی سرمایه‌گذاری خود از طرفی و سیاست‌گذاران جهت از بین بردن اثر منفی بحران‌های بین‌المللی روی اقتصاد داخلی از طرف دیگر، علاقه‌مند هستند در خصوص اثر شاخص‌های سایر سهام‌های بین‌المللی بر بازار بورس داخل شناخت کسب کنند (زاهدی، ۱۳۹۱). لذا، شناسایی میزان تأثیرگذاری شاخص‌های مختلف از جمله شاخص اسلامی در نقاط مختلف جهان بر بورس اوراق بهادار تهران و تعیین ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین بازارهای مالی اسلامی بر بازار سهام تهران کمک شایانی به مدیران پرتفوی، سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران خواهد کرد.

۱-۱. شاخص

شاخص‌ها ابزارهای سودمندی برای ردیابی روندهای بازار، به خصوص در کوتاه‌مدت هستند. شاخص‌های بورس معمولاً به عنوان یکی از معیارهای مهم رونق یا رکود اقتصاد داخلی نیز به کار می‌روند. بورس اوراق بهادار تهران از فروردین ماه ۱۳٦۹ اقدام به محاسبه و انتشار اولین شاخص خود عنوان شاخص قیمت نمود و به تدریج شاخص‌های دیگری به جمع نماگرهای بورس تهران افزوده شد. شاخص‌هایی که به طور معمول توسط بورس تا سال ۱۳۸۷ محاسبه و اعلام می‌شد، شاخص‌های کل قیمت، بازده نقدی، قیمت و بازده نقدی، ۵۰ شرکت فعال و شاخص صنایع را در برمی‌گرفت. اخیراً تغییراتی نسبت به رویه سال‌های قبل در این مجموعه صورت گرفت و به این ترتیب در حال حاضر به جای شاخص‌های کل قیمت، بازده نقدی و قیمت و بازده نقدی تنها یک شاخص با عنوان شاخص کل بورس (TEPIX)[۳] محاسبه و اعلام می‌شود (اکباتانی، ۱۳۷۳).

۱-۱-۱. شاخص قیمت MSCI[۴]

این شاخص عملکرد قیمت بازارها را بدون در نظر گرفتن سود تقسیمی سهام اندازه‌گیری می‌کند. در هر روز، بازده قیمت هر شاخص نشان‌دهنده مجموع بازده‌های سرمایه‌گذاری شده و بازدهی ناشی از نوسانات نرخ ارز شناور می‌باشد.

به منظور احتساب شاخص هر کشور، کلیه اوراق بهادار فهرست شده در بازار شناسایی می‌شوند. اوراق بهادار با نرخ شناور تعدیل شده، مطابق با استانداردهای جهانی طبقه‌بندی صنایع طبقه‌بندی و محاسبه می‌شوند، با اینکه شاخص‌های بین‌اللملی سرمایه (MSCI) رابطه بسیار نزدیکی با شاخص‌های استاندارد منتشرشده دارند، درعین‌حال این مزیّت را دارند که در تمام کشورها به صورت یکنواختی محاسبه شده‌اند و مبری از اوراق بهاداری هستند که در بورس‌های اوراق بهادار متفاوتی لیست شده‌اند (MSCI PRICE INDEX, 2015).

۱-۱-۲. شاخص اسلامی[۵]

شاخص‌های اسلامی MSCI از سلسله اصول سرمایه‌گذاری شریعت تبعیت می‌کنند. شاخص اسلامی براساس شاخص سهام MSCI (یا ترکیبی از شاخص‌های سهام MSCI) به غیر از تمام اوراق ناسازگار با اصول اساسی در تعریف شاخص اسلامی می‌باشد. اصول اساسی شاخص اسلامی توسط کمیته مشاوران شریعت MSCI که از محققین مطیع شریعت می‌باشند تدوین شده است (سلسله اصول شاخص اسلامی MSCI، 2015).

۱-۲. متنوع‌سازی[۶]

هدف سرمایه‌گذاران حداکثر کردن بازده مورد انتظار همزمان با کاهش ریسک است[۷]. بازده در فرآیند سرمایه‌گذاری نیروی محرکی است که انگیزه ایجاد می‌کند و پاداشی[۸] برای سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود. اطلاع از مفهوم همبستگی برای ایجاد یک پرتفوی کارا ضروری است. برای کاهش ریسک یک پرتفوی بهترین کار این است که اجزای پرتفوی به گونه‌ای انتخاب شوند که با یکدیگر همبستگی معکوس یا همبستگی مستقیم کمی داشته باشند. استفاده از دارایی‌هایی که با یکدیگر همبستگی معکوس

دارند باعث کاهش تغییرپذیری کلی بازده‌های پرتفوی می‌شود. حتی اگر دارایی‌های موجود در یک پرتفوی با یکدیگر همبستگی معکوس هم نداشته باشند، هرچه همبستگی آنها کمتر باشد، ریسک پرتفوی کمتر می‌شود. برخی دارایی‌ها هیچ‌گونه همبستگی با یکدیگر ندارند یعنی رابطه متقابلی بین بازده‌های آنها برقرار نیست. استفاده از دو دارایی که دارای ضریب همبستگی کامل مستقیم هستند، نمی‌تواند ریسک پرتفوی را کمتر از ریسک کم ریسک‌ترین دارایی موجود در آن پرتفوی کند. در مقابل استفاده از دو دارایی با همبستگی مستقیم که میزان همبستگی آنها کمتر از +۱ (همبستگی کامل مستقیم) است، می‌تواند ریسک پرتفوی را کمتر از ریسک هر یک از آن دو دارایی (به طور مجزا) کند و حتی برخی شرایط به صفر برساند (راعی و پویانفر، ۱۳۹۳).

۲. مطالعات تجربی

مطالعات تجربی در رابطه با همبستگی بازارهای سهام، نتایج پایداری را نشان نداده است. این نتایج، براساس دوره نمونه انتخابی، انتخاب بازارها، تکرار مشاهدات (روزانه، هفتگی یا ماهیانه) و روش‌های متفاوت به کار گرفته شده برای بررسی میزان وابستگی بازارهای سرمایه، متفاوت است.

آکتار[۹] (۲۰۰۹)، با استفاده از روش‌های هم انباشتگی یوهانسون، مدل تصحیح خطای برداری، و آزمون گرنجر به آزمایش همراهی بین قیمت سهام در بازارهای ترکیه، روسیه و مجارستان در بازه زمانی ژانویه ۲۰۰۰ تا اکتبر ۲۰۰۸ براساس داده‌های روزانه پرداخته است. نتایج نشان‌دهنده وجود هم انباشتگی میان شاخص سهام این کشورها می‌باشد. علاوه‌بر این آزمون گرنجر نشان‌دهنده عِلّیت دوسویه برای شاخص سهام ترکیه و روسیه بود درحالی‌که بازار سهام مجارستان بر ترکیه اثر می‌گذارد ولی برعکس آن صادق نیست.

چیتدی[۱۰] (۲۰۱۰)، با به‌کارگیری آزمون‌های ریشه واحد، آزمون عِلّیت گرنجر، آزمون هم انباشتگی و مکانیسم تصحیح خطا، میزان هم انباشتگی بازار سهام هند و کشورهای توسعه یافته‌ای مانند آمریکا، بریتانیا، ژاپن، فرانسه و استرالیا از سال ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۷ را بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که به جز بازارهای بریتانیا و استرالیا،

بازارهای فرانسه، ژاپن، آمریکا بر بازار سهام هندوستان در کوتاه‌مدت تأثیرگذار است. این تحقیق نشان داده است که در دوره مطالعه، بازارهای کشورهای توسعه یافته مانند آمریکا، بریتانیا، ژاپن، فرانسه و استرالیا به شدت با بازار هند در بلندمدت هم‌انباشتگی داشته‌اند.

تنجا[۱۱] (۲۰۱۱)، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت میان بازارهای اصلی سهام دنیا با برگزیدن بازار سهام هند به عنوان یک مورد خاص با استفاده از داده‌های ماهیانه دوره ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۰ را بررسی کرده است. نتایج نشان‌دهنده رابطه عِلّیت گرنجر یک سویه برای CNX500 S&P و رابطه دو طرفه عِلّیتی گرنجر برای BSE SenSex است. نتایج این پژوهش، وجود رابطه بلندمدت در میان بازارهای سهام هند با بازارهای سهام ایالت متحده آمریکا، فرانسه، ژاپن، تایوان و سنگاپور می‌باشد.

سیارات و همکاران (۲۰۱۱)[۱۲]، رابطه همراهی را در بازار سرمایه پاکستان با بازارهای هندوستان، چین، اندونزی، سنگاپور، تایوان، مالزی، ژاپن، آمریکا و بریتانیا با استفاده از آزمایش هم‌انباشتگی بر روی قیمت‌های ماهیانه سهام بازه زمانی جولای ۱۹۹۸ تا ژوئن ۲۰۰۸ بررسی کرده‌اند. نتیجه این مطالعه آشکار کرد که هیچ هم‌گرایی میان بازار سرمایه پاکستان با بازارهای بریتانیا، آمریکا، تایوان، مالزی و سنگاپور وجود ندارد. در نتیجه سرمایه‌گذاران می‌توانند ریسک سرمایه‌گذاری را از طریق سرمایه‌گذاری در این کشورها کاهش دهند. نظر به اینکه قیمت‌های سهام در پاکستان در موازات قیمت‌های سهام در اندونزی، چین، ژاپن و هند حرکت می‌کند، در نتیجه فرصتی برای به حداقل رساندن ریسک برای سرمایه‌گذاران از طریق سرمایه‌گذاری اوراق بهادر بین‌المللی در این کشورها وجود ندارد. علاوه‌بر این نقشی برای ساختار بازار سهام پاکستان در همگرایی با بازارهای انتخاب شده یافت نشد.

آفتاب خان و منصور مسیح (۲۰۱٤)[۱۳]، در مقاله‌ای تحت عنوان «همبستگی بین بازار سهام اسلامی و بازار کالا با بهره‌گیری از مدل گارج DCC» به صورت بخشی ارتباط بین بازار سهام اسلامی و بازار کالا را در فاصله زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۳ مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های آنها حکایت از این دارد که اولاً بحران مالی ۲۰۰۸ رابطه کوتاه‌مدت بین دو بازار را سست کرده است. دوماً رابطه بین بخش انرژی و سهام

اسلامی با وجود نوسانات زیاد، عموماً یک همبستگی مثبت داشته‌اند (به جز در دوران بحران‌های مالی). از طرف دیگر بخش فلزات گران‌بها مثل طلا نیز دارای یک همبستگی منفی با سهام اسلامی بوده است که نشان می‌دهد می‌توان در دوران بحران‌های مالی از این گروه کالایی برای متنوع‌سازی پرتفو استفاده کرد.

ابونوری و عبدالهی (۱۳۸۹)، به ارزیابی ماهیت تعاملات بین بازده بازارهای سهام چهار کشور ایران، آمریکا، ترکیه و مالزی با استفاده از مدل خود رگرسیون ناهمسان واریانس شرطی چند متغیّره پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که از بازده‌های بازارهای سهام ایالات متحده بر این بازارها به استثنای ایران، اثرات مثبت و معنی‌داری تحمیل شده است. همچنین شواهدی قوی مبنی‌بر وجود اثرات آرچ و گارچ در چهار کشور مشاهده شد که نشان‌دهنده اثرپذیری نوسانات این بازارها از شوک‌ها و نوسانات با وقفه خود می‌باشد.

جعفر عبدی (۱۳۸۹)، به بررسی ارتباط میان بازارهای سهام تهران و دبی با استفاده از مدل FIVECM جهت شناسایی سرایت در بازدهی و همچنین مدل FIGARCH چند متغیّره جهت شناسایی سرایت تلاطم میان بازارها پرداخته است. نتایج بیانگر فقدان سرایت در بازدهی میان بازارهای سهام تهران و دبی، لکن وجود اثرات سَرریز تلاطم از بازار جهانی طلا به بازار سهام دبی و از بازار سهام دبی به بازار سهام تهران بوده است.

مقاره عابد (۱۳۸۹)، طی پژوهشی اثر سرایت بحران جهانی از مسیر شاخص‌های بین‌المللی اس اند پی ۵۰۰ و فوتسی ۱۰۰ بر شاخص کل قیمت بازار سهام را با استفاده از آزمون سرایت DFGM بررسی نموده است. نتایج حاکی از سِرایت بحران جهانی به شاخص کل قیمت بازار سهام تهران می‌باشد. همچنین بحران، شاخص صنعت را نیز تحت تأثیر قرار داده و موجب کاهش ارزش این شاخص شده است، ولی شاخص‌های واسطه‌گری مالی بی‌تأثیر بوده است. علاوه‌بر این یافته‌ها عدم وجود سرایت بحران به شاخص بازار دوم را نشان می‌دهند، اما سرایت بحران به شاخص بازار اول و در نتیجه آن کاهش ارزش این شاخص را تأیید می‌کنند.

زاهدی تهرانی (۱۳۹۱)، به آزمون سَرریز بازده و نوسانات بورس‌های جهانی و نیز شاخص قیمت فلزات اساسی بر بازده و نوسانات بازده بورس اوراق بهادار تهران با

استفاده از داده‌های هفتگی شاخص قیمت فلزات اساسی، شاخص قیمت اس اند پی ۵۰۰ و فوتسی ۱۰۰ و شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل واریانس ناهمسان شرطی پرداخته‌اند. نتایج حاکی از عدم وجود همبستگی شرطی بین بازده شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران با بازده فوتسی ۱۰۰ و بازده شاخص فلزات اساسی می‌باشد.

۳. روش پژوهش

این تحقیق بازارهای بورس ایران، شاخص سهام اسلامی کشورهای آمریکا، انگلیس، مالزی، مصر، امارات، کشورهای عربی، ترکیه و شاخص اسلامی جهانی، را مورد تجزیه تحلیل قرار می‌دهد. بازه زمانی این تحقیق در فاصله زمانی می ۲۰۰۲ الی دسامبر ۲۰۱٤ می‌باشد. جامعه آماری برای این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار ایران و کشورهای تحت مطالعه می‌باشد.

روش نمونه‌گیری در این مطالعه براساس معیارهایی از قبیل قلمرو مکانی، قلمرو زمانی و همگنی شاخص‌ها انتخاب شده است که براساس آن داده‌های مورد نیاز، به صورت ماهانه، از پایگاه اطلاعاتی «شاخص بین‌المللی سرمایه‌ای مورگان استنلی[۱٤]» أخذ شده‌اند. همچنین مراجعه به پایگاه‌های معتبر از جمله MSCI و یاهو فایننس و استفاده از سایت بورس اوراق بهادار تهران بخش دیگری از تأمین داده‌ها را شامل می‌شود.

برای کشف روابط میان شاخص‌های کشورهای منتخب و نیز رابطه علت و معلولی میان آنها از روش اقتصادسنجی استفاده شده است. به این صورت که ابتدا به کمک روش‌های ارزیابی داده‌های سری‌های زمانی، فرآیند مانایی داده‌ها بررسی شد سپس به منظور ارزیابی رابطه بلندمدت بین شاخص‌ها آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس مورد استفاده قرار گرفت و برای برآورد رابطه کوتاه‌مدت و تخمین مدل هم‌انباشته از آزمون علیت گرانجر و روش دو مرحله‌ای انگل-گرانجر با مکانیسم تصحیح خطا استفاده شده است.

۳-۱. مانایی یا ایستایی

گام نخست در تحلیل الگوهای پویا، بررسی ایستایی متغیّرها می‌باشد که در ادامه به آن می‌پردازیم. هر سری زمانی را می‌توان محصول تولید یک فرایند تصادفی دانست و مجموعه پیوسته از داده‌ها یک تحقق واقعی از فرایند تصادفی اصلی می‌باشد. به طور کلی یک فرایند تصادفی هنگامی مانا نامیده می‌شود که میانگین، واریانس و کواریانس در طی زمان برای هر وقفه ثابت باشد (گجراتی، ۱۳۹۰).

مانایی یا نامانایی یک سری زمانی می‌تواند تأثیر جدی بر رفتار و خواص آن داشته باشد. به عنوان مثال وقتی یک شوک به یک سری زمانی باثبات (مانا) وارد می‌شود، اثرات آن بر متغیّر مورد نظر میراست و به تدریج از بین می‌رود. یعنی اثر شوک مورد نظر در زمان t کمتر از زمان t-1 می‌باشد. در مقابل داده‌های نامانا به گونه‌ای هستند که دوام و ماندگاری اثر شوک‌های وارده، نامحدود است به طوری که برای یک سری نامانا اثر شوک در زمان t کمتر از دوره قبل نخواهد بود (سوری، ۱۳۹٤).

۳-۲. هم‌انباشتگی[۱۵]

هم‌انباشتگی راهی برای عبور از انباشتگی است. برای جلوگیری از رگرسیون کاذب بایستی ابتدا متغیّرها را تبدیل به متغیّرهای مانا نمود و سپس رگرسیون مورد نظر را بر آورد نمود. به عنوان مثال به جای اینکه از مقادیر متغیّرها استفاده کنیم از تفاضل مرتبه اول آنها استفاده می‌کنیم .اما این امر باعث از دست دادن اطلاعات مربوط به مقادیر اصلی متغیّرها می‌شود. برای حفظ این اطلاعات ارزشمند راه دیگری مطرح شده است که با استفاده از آن می‌توان هم از مقادیر اصلی متغیّرها استفاده نمود و هم بتوان مانع از رگرسیون کاذب شد. این روش موسوم به هم انباشتگی است (سوری، ۱۳۹٤).

به طور کلی مجموعه‌ای از متغیّرها را هم انباشته گویند که ترکیب خطی از آنها مانا باشد. بنابراین هم‌انباشتگی می‌تواند بیانگر رابطه بلندمدت یا یک پدیده تعادلی بلندمدت بین سری‌های زمانی باشد که در کوتاه‌مدت ممکن است آنها از این رابطه تعادلی منحرف شوند ولی مجدداً به آن برمی‌گردند.

یکی از روش‌های مورد استفاده در برآورد رابطه بلندمدت آزمون هم انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس می‌باشد. در این روش، ابتدا مرتبه جمعی بودن متغیّرهای الگو

تعیین و بعد برای تعیین تعداد وقفه بهینه از معیاراطلاعات آکائیک[۱۶]، شوارتز بیزین[۱۷] و حنان کوئین[۱۸] استفاده می‌شود و برای تعیین تعداد بردارهای هم جمعی از آزمون اثر[۱۹] و آزمون حداکثر مقدار ویژه[۲۰] استفاده می‌شود. دلیل استفاده از روش هم انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس[۲۱] این است که این روش بیش از یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیّرهای مدل را در نظر گرفته و در صورت استفاده از این روش، تخمین زننده‌ها دارای کارایی مجانبی خواهند بود. آزمون فرضیه مورد استفاده به این صورت است که r را وجود بردار هم‌انباشته در نظر می‌گیریم و اگر $H_0: r = 0$ باشد به این معنا است که بین شاخص مدنظر هم‌انباشتگی وجود ندارد و اگر فرضیه بالا رد شود به معنی وجود هم‌انباشتگی و یا به عبارتی رابطه بلندمدت بین متغیّرهای مدنظر می‌باشد.

۳-۳. علّیت

اگرچه آزمون هم جمعی، وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیّرها را معین می‌نماید، اما جهت رابطه عِلّیت را نمی‌تواند مشخص کند.

عِلّیت یکی از مسائل اساسی در بررسی رابطه بین متغیّرهای اقتصادی است. زیرا تعیین جهت عِلّیت موضوع در خور توجهی در اقتصاد است. تعیین جهت علیت برای متغیّرهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد که مبانی نظری صریحی در مورد آنها وجود ندارد. یکی از مثال‌های معروف در اقتصاد که مورد مجادله می‌باشد مربوط به رابطه بین تولید ناخالص ملی و حجم پول است.

سؤال این است که آیا رشد پول موجب رشد تولید ناخالص ملی می‌شود یا اینکه ابتدا تولید ناخالص ملی افزایش می‌یابد و سپس موجب افزایش نیاز به پول می‌گردد و به دنبال آن بانک مرکزی حجم پول را افزایش می‌دهد. روش مرسومی که برای بررسی عِلّیت مطرح شده است مرسوم به آزمون عِلّیت گرانجر[۲۲] است. در این روش معادلات زیر مورد بررسی قرار می‌گیرند (گجراتی، ۱۳۹۰):

$$Y_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \beta_j Y_{t-j} + U_t \qquad \text{رابطه (۱)}$$

$$X_t = \sum_{i=1}^{n} a_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} b_j Y_{t-j} + V_t \qquad \text{رابطه (۲)}$$

بر اساس رابطه (۱) و (۲) می‌توان بدین صورت بحث نمود که:

الف) اگر $\sum\alpha_i \neq 0$ و $\sum b_j = 0$ بوده و از نظر آماری معنی‌دار باشد در این صورت عِلّیت از X به Y است.

ب) اگر $\sum\alpha_i = 0$ و $\sum b_j \neq 0$ باشد در این صورت عِلّیت از Y به X است.

ج) اگر $\sum\alpha_i \neq 0$ و $\sum b_j \neq 0$ در این صورت عِلّیت دو طرفه است.

د) اگر $\sum \alpha_i = 0$ و $\sum b_j = 0$ این دو متغیّر مستقل‌اند و رابطه‌ای با هم ندارند.

۳-٤. مدل تصحیح خطا (ECM)[۲۳]

هنگامی‌که در دهه ۱۹۷۰ مفهوم نامانایی برای اولین بار مطرح شد، اولین واکنش‌ها مانا کردن سری‌های زمانی توسط تفاضل مرتبه اول بود. اما بدیهی است که وقتی رابطه بین خود متغیّرها مدنظر باشد، این روش نمی‌تواند مناسب باشد و نمی‌تواند راه‌حل‌های بلندمدت را توصیف کند و با تفاضل‌گیری، اطلاعات بلندمدت از بین می‌رود. به عنوان مثال در معادله زیر که دو متغیّر I(1) هستند برای حل مشکل ریشه واحد و نامانایی مجبوریم از تفاضل مرتبه اول استفاده کنیم (سوری، ۱۳۹٤):

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t + U_t \qquad \text{رابطه (۳)}$$

یکی از خصوصیات روابط بلندمدت، همگرایی متغیّرها به سمت مقادیر بلندمدت خود می‌باشد. بنابراین در چنین شرایطی تفاضل‌ها برابر صفر خواهند بود و لذا معادله گویای هیچ نکته خاصی نیست. اما دسته‌ای از مدل‌ها هستند که می‌توانند بر این مشکل غلبه کنند. این مدل‌ها از ترکیب تفاضل‌های مرتبه اول و مقادیر تأخیری برای متغیّرهای هم‌انباشته استفاده می‌کنند، مثلاً:

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t + \beta_2 (Y_{t-1} - \gamma X_{t-1}) + U_t \qquad \text{رابطه (٤)}$$

این مدل موسوم به مدل تصحیح خطا یا مدل تصحیح تعادل است. جمله $Y_{t-1} - \gamma X_{t-1}$ معروف به جمله تصحیح خطاست، مشروط براینکه Y_t و X_t با ضریب γ هم‌انباشته باشند، لذا استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)[۲٤] می‌تواند معتبر باشد و استنتاج‌های آماری دچار خدشه نمی‌شوند. بنابراین تغییرات Y یکی ناشی از تغییرات X و دیگری ناشی از تصحیح خطا یا تصحیح عدم تعادل است. بر این اساس γ

بیانگر رابطه بلندمدت بین X و Y است درحالی‌که β_1 رابطه کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد. همچنین β_2 سرعت تعدیل در بازگشت به تعادل است و نشان می‌دهد که چه درصدی از تعادل دوره قبل، در دوره جاری اصلاح می‌شود.

۳-۵. روش هم‌انباشتگی انگل-گرانجر[۲۵] و مکانیسم تصحیح خطا

سؤال اساسی این است که اگر داده‌های سری زمانی نامانا ولی مدل دارای هم‌انباشتگی باشد، ضرایب آن را چگونه برآورد کنیم. یکی از روش‌ها، روش انگل-گرانجر دو مرحله‌ای است:

- مرحله اول: ابتدا باید مطمئن شویم که همه سری‌های زمانی، I(1) هستند و سپس معادله هم‌انباشته را که بیانگر رابطه بلندمدت بین متغیّرها است با روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی برآورد می‌کنیم، اما هیچ‌گونه استنتاجی را بر مبنای ضرایب معادله انجام نمی‌دهیم. بعد از تخمین رگرسیون از معادله، باقیمانده‌ها (u_t) را حساب کرده و آزمون مانایی را برای آن انجام می‌دهیم. در صورتی که باقیمانده‌ها I(0) باشند نشان‌دهنده هم‌انباشتگی بلندمدت است و می‌توان به مرحله دوم رفت.
- مرحله دوم: باقیمانده‌های مرحله اول (u_t) را به عنوان متغیّری در نظر می‌گیریم که بیانگر جمله تصحیح خطا است. مدل تصحیح خطا برای حالتی که یک متغیّر توضیحی داشته باشیم عبارت است از:

رابطه (۵) $$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t + \beta_2 \hat{u}_{t-1} + v_t$$

رابطه (٦) $$\hat{u}_{t-1} = Y_{t-1} - (\hat{\alpha} + \hat{\gamma} X_{t-1})$$

حال براساس روابط (۵) و (٦) می‌توان استنتاج‌های آماری را انجام داد، زیرا در این حالت تمامی داده‌ها ماناست.

همان‌طور که در قسمت‌های پیشین مطرح شد، هدف مطالعه حاضر بررسی رابطه بین شاخص کل قیمت ایران و شاخص‌های اسلامی می‌باشد. در این تحقیق به جای استفاده از شاخص کل قیمتی هر کشور از الگوی لگاریتمی آنها استفاده شده است به این دلیل که یکی از مزایای برجسته داده‌های لگاریتمی این است که اعداد محض

هستند، یعنی مستقل از واحدهای اندازه‌گیری متغیّرها از جمله دلار، ریال و... می‌باشند و نسبت تغییرات نسبی را نشان می‌دهند.

٤. یافته‌های پژوهش

در این بخش بعد از توصیف داده‌ها ابتدا مانایی داده‌های مورد استفاده بررسی خواهد شد، سپس به منظور ارزیابی هم‌انباشتگی بین شاخص قیمت کشورهای منتخب از آزمون جوهانسن – جوسیلیوس استفاده می‌شود و نتایج آن مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت، برای یافتن رابطه علیت بین شاخص‌ها از آزمون علیت گرانجر استفاده خواهد شد و در نهایت با استفاده از روش دو مرحله‌ای انگل–گرانجر و مکانیسم تصحیح خطا به تخمین مدل هم‌انباشته و تفسیر آن پرداخته می‌شود. اطلاعات آمار توصیفی داده‌های مورد استفاده در جدول ذیل ارائه شده است:

جدول(۱): آماره‌های توصیفی مربوط به شاخص سهام اسلامی کشورهای منتخب (لگاریتمی)

	Mean	Mediam	Maximum	Minimum	Std. Deviation	Skewness	Kurtosis
Egyp Islamic	6.275297	6.640904	7.302266	3.856341	0.940445	-1.546508	3.983875
Arabian Market Islamic	6.651979	6.557517	7.178129	6.171003	0.262987	0.555889	2.272897
Iran	9.651533	9.381758	11.38710	8.341410	0.763787	0.772216	2.812473
Malaysia Islamic	6.705882	6.820039	7.355249	5.922398	0.444103	-0.256222	1.653876
Turkey Islamic	6.496856	6.587389	7.182335	5.321614	0.423771	-0.908778	3.285964
UK Islamic	6.641848	6.702890	7.017076	6.094718	0.228314	-0.703856	2.617076
UAE Islamic	6.210908	5.938307	7.669739	5.244289	0.717025	0.448456	1.797162
USA Islamic	6.783382	6.767153	7.301093	6.273631	0.244669	0.232149	2.504561
World Islamic	6.783382	6.767153	7.301093	6.273631	0.244669	0.232149	2.504561

٤-۱. آزمون مانایی

اگر متغیّرهای مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو، نامانا باشند، باعث می‌شود که نتایج حاصل از برآورد، چندان قابل اطمینان نباشد. به منظور بررسی مانایی داده‌های سری زمانی در این تحقیق، از روش دیکی– فولر تعمیم یافته استفاده شده است. نتایج این

آزمون در سطح، با عرض از مبدأ و با عرض از مبدأ و روند در جدول (۲) قابل مشاهده می‌باشد. همان طور که جدول (۲) نشان می‌دهد تمامی شاخص‌ها در سطح نامانا می‌باشند و اگر از آنها استفاده شود نتایج آزمون قابل اتکا نخواهد بود. حال اگر تفاضل شاخص‌ها را مورد بررسی قرار دهیم مطابق جدول (۳) همگی مانا خواهند بود.

جدول(۲): آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) روی سطح متغیّرها

متغیّرها	آزمون مانایی متغیّرها در سطح					
	با عرض از مبدأ			با عرض از مبدأ و روند		
	MCV (5%)	MCV (10%)	ADF	MCV (5%)	MCV (10%)	ADF
Egypt Islamic	-2.880591	-2.577008	-2.791568	-3.439857	-3.144346	-1.193931
Arabian Market Islamic	-2.906923	-2.591006	-1.891670	-3.480463	-3.801639	-1.902203
Iran	-2.880722	-2.577077	-0.405231	-3.440059	-3.144465	-1.337522
Malaysia Islamic	-2.880591	-2.577008	-1.024849	-3.439857	-3.144346	-2.097399
Turkey Islamic	-2.880591	-2.577008	-2.553095	-3.439857	-3.144346	-2.753856
UK Islamic	-2.880591	-2.577008	-1.709699	-3.439857	-3.144346	-1.821635
UAE Islamic	-2.886959	-2.580402	-1.991923	-3.449716	-3.150127	-1.474811
USA Islamic	-2.880591	-2.577008	-0.150934	-3.439857	-3.144346	-1.963755
World Islamic	-2.880591	-2.577008	-1.020669	-3.439857	-3.144346	-1.950567

جدول(۳): آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) روی تفاضل متغیّرها

متغیّرها	آزمون مانایی متغیّرها در تفاضل مرتبه اول					
	با عرض از مبدأ			با عرض از مبدأ و روند زمانی		
	MCV (5%)	MCV (10%)	ADF	MCV (5%)	MCV (10%)	ADF
Egypt Islamic	-2.880987	-2.577219	-4.712704	-3.440059	-3.144465	-10.02543
Arabian Market Islamic	-2.906923	-2.591006	-4.831113	-3.480463	-3.1680139	-4.786686
Iran	-2.880722	-2.577077	-8.408223	-3.440059	-3.144465	-8.386489
Malaysia Islamic	-2.880722	-2.577077	-10.81271	-3.440059	-3.144465	-10.78832
Turkey Islamic	-2.880722	-2.577077	-12.71358	-3.440059	-3.144465	-12.74358
UK Islamic	-2.880722	-2.577077	-11.13268	-3.440059	-3.144465	-11.12177
UAE Islamic	-2.886959	-2.580402	-9.532872	-3.449716	-3.150127	-9.652120
USA Islamic	-2.880722	-2.577077	-11.21323	-3.440059	-3.144465	-11.19679
World Islamic	-2.880722	-2.577077	-10.54446	-3.440059	-3.144465	-10.50588

٤-۲. آزمون هم‌انباشتگی

اغلب تئوری‌های اقتصادی و مالی رابطه بلندمدت بین متغیّرها را به شکل سطح بیان می‌کند و نه به صورت تفاضل مرتبه اول. حرکت الگوی تصادفی دو متغیّر به مانند دو بازیکن بوده که گام‌های تصادفی هماهنگی برمی‌دارند. این هماهنگی که به طور مستقیم از سری‌های زمانی درک می‌شوند و ایده اصلی در سری‌های زمانی هم‌انباشته است، هم‌انباشتگی نامیده می‌شود. در ابتدا می‌بایست آزمون کنیم که آیا بین متغیّرهایی که رابطه عِلّی معناداری دارند هم‌انباشتگی وجود دارد یا خیر. در مرحله بعد در صورت وجود هم انباشتگی بین شاخص کل سهام و شاخص سهام اسلامی کشورهای منتخب، به منظور کشف این رابطه از روش جوهانسن– جوسیلیوس استفاده می‌شود. قبل از برآورد آزمون ذکر شده باید تعداد وقفه بهینه متغیّرها توسط معیار آکائیک، شوارتز

بیزین و حنانکوئین تعیین شود که براساس معیارهای ذکر شده برای مدل به کار رفته طول وقفه بهینه ۲ انتخاب گردید. نتایج آزمون جوهانسن- جوسیلیوس در جدول (٤) و (٥) ارائه شده است.

جدول(٤): آزمون اثر یوهانسن (Trace-λ) برای برآورد هم‌انباشتگی شاخص کشورهای منتخب با ایران

متغیّرها	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ٪۵	ارزش احتمال در سطح ٪۵	نتیجه
Iran & Egypt	8.481734	15.49471	0.4154	عدم رد فرضیه
Iran& Malaysia	2.959150	15.49471	0.9687	عدم رد فرضیه
Iran& Turkey	7.262874	15.49471	0.5473	عدم رد فرضیه
Iran & UK	7.941457	15.49471	0.4717	عدم رد فرضیه
Iran & USA	7.248695	15.49471	0.5489	عدم رد فرضیه
Iran & World	6.502794	15.49471	0.6361	عدم رد فرضیه
Iran & UAE	8.498654	15.49471	0.4137	عدم رد فرضیه
Iran & Arabian	7.492343	15.49471	0.5211	عدم رد فرضیه

جدول(٥): آزمون حداکثر مقادیر ویژه یوهانسن (Max-λ) برای برآورد هم‌انباشتگی شاخص کشورهای منتخب با ایران

متغیّرها	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ٪۵	ارزش احتمال در سطح٪۵	نتیجه
Iran & Egypt	8.262492	14.26460	0.3526	عدم رد فرضیه
Iran& Malaysia	2.569950	14.26460	0.9712	عدم رد فرضیه
Iran& Turkey	7.230087	14.26460	0.4623	عدم رد فرضیه
Iran & UK	7.931232	14.26460	0.3857	عدم رد فرضیه
Iran & USA	6.561175	14.26460	0.5423	عدم رد فرضیه
Iran & World	6.297792	14.26460	0.5753	عدم رد فرضیه
Iran & UAE	8.282368	14.26460	0.3507	عدم رد فرضیه
Iran & Arabian	6.983936	14.26460	0.4911	عدم رد فرضیه

براساس آزمون فرضیه مورد استفاده که به صورت $H_0: r = 0$ تعریف شده است و r بیانگر بردار هم‌انباشتگی می‌باشد. مشاهده می‌شود که در هر دو آزمون اثر و مقادیر ویژه وجود هم‌انباشتگی بین شاخص کل قیمتی کشورهای منتخب با ایران در سطح ۵٪ از لحاظ آماری معنادار نیست و فرضیه مدنظر پذیرفته می‌شود. به عبارت دیگر می‌توان گفت بین شاخص کل بورس ایران و شاخص اسلامی کشورهای منتخب رابطه بلندمدت وجود ندارد. اما نتایج این آزمون رابطه عِلّیت بین این کشورها با ایران را نشان نمی‌دهد ولی می‌توان این‌گونه نتیجه گرفت که نوسانات ایجاد شده در شاخص بورس هر یک از این کشورها و شاخص بورس ایران در بلندمدت با یکدیگر مرتبط نمی‌باشند. آنجا که هم‌انباشتگی بلندمدت بین کشورهای منتخب با ایران وجود ندارد، سرمایه‌گذارانی که از استراتژی خرید و نگهداری استفاده می‌کنند، در صورت امکان ارتباط فعال بین بازارهای بورس مربوطه، نمی‌توانند با تنوع‌سازی در پی افزایش بازدهی و کاهش ریسک پورتفولیوی خود باشند. چرا که ریسک موجود در بازار بورس آنها، در بلندمدت تأثیری بر بازار بورس ایران نخواهد گذاشت.

لازم به یادآوری است که بازدهی انتظاری یک سبد دارایی از میانگین وزنی بازده‌های مورد انتظار تک‌تک اوراق بهادار موجود در پورتفوی به دست می‌آید، درحالی‌که ریسک پورتفوی نه تنها به میانگین وزنی ریسک تک‌تک اوراق بهادار تشکیل‌دهنده بستگی دارد، بلکه به کوواریانس یا رابطه میان بازده‌های اوراق بهادار تشکیل‌دهنده پورتفوی نیز بستگی دارد. بنابراین با عدم ارتباط شاخص بورس بین دو کشور انتظار می‌رود با کاهش ضریب همبستگی بازدهی هر جفت از اوراق بهادار، ریسک پورتفوی کاهش یابد.

٤-۳. آزمون علیت گرانجر

جهت روشن شدن رابطه عِلّی بین متغیّرهای موجود در مدل معرفی شده، دراین بخش از آزمون عِلّیت گرانجر استفاده می‌شود. برای بررسی رابطه عِلّیت بین شاخص کل قیمتی ایران و سایر کشورهای منتخب از یک مدل رگرسیونی سری زمانی استفاده شده است که به صورت زیر می‌باشد:

$$TEPIX_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i INDEX_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \beta_j TEPIX_{t-j} + U_t \quad \text{رابطه (۷)}$$

$$INDEX_t = \sum_{i=1}^{n} a_i INDEX_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} b_j TEPIX_{t-j} + V_t \quad \text{رابطه (۸)}$$

که در این روابط $TEPIX_t$، شاخص کل بورس تهران و $INDEX_t$، شاخص کل بورس هر یک از کشورهای منتخب و U_t و V_t جملات اخلال یا تصادفی می‌باشند. نتایج آزمون عِلّیت در جدول (۷) ارائه شده است. به علت نامانا بودن متغیّرها می‌بایست بر روی تفاضل مرتبه اول آنها که مانا می‌باشند، تمرکز کرد.

نتایج ناشی از آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که رابطه عِلّی یک طرفه از سوی شاخص سهام اسلامی کشورهای آمریکا، انگلیس، کشورهای عربی و شاخص اسلامی جهانی به سوی شاخص سهام ایران جاری است. از آنجا که آزمون علیت به نوعی نشان‌دهنده رابطه کوتاه‌مدت بین متغیّرها است، می‌توان گفت که در کوتاه‌مدت شاخص کل بورس کشورهای ذکرشده بر روی شاخص کل بورس تهران، اثر می‌گذارد، اما عکس این رابطه صادق نیست، لذا می‌توان این‌طور بیان کرد که تغییرات کوتاه‌مدت در بازار سهام کشورهای فوق‌الذکر بر روی شاخص سهام تهران اثرگذار است. از طرف دیگر تقریباً می‌توان گفت که یک رابطه عِلّی نیز از سوی شاخص سهام تهران به سمت شاخص سهام اسلامی ترکیه برقرار است. بین شاخص اسلامی سایر کشورهای منتخب و شاخص سهام تهران هیچ‌گونه رابطه عِلّی رویت نمی‌گردد. بنابراین سرمایه‌گذاران در تنوع‌بخشی پورتفوی خود باید این نکته را در نظر داشته باشند. چرا که نوسانات کوتاه‌مدت در بازار بورس کشورهای نامبرده باعث نوسان ریسک در بازار سهام ایران نیز خواهد شد. براساس نتایج آزمون عِلّیت، در بخش بعد در پی نوع تعدیل روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت، از روش دو مرحله‌ای انگل گرانجر و مکانیسم تصحیح خطا استفاده می‌گردد (Engle & Granger, 1987, pp. 251-276).

جدول(٦): آزمون عِلّیت گرنجر روی سطح و تفاضل مرتبه اول متغیّرها

فرضیه صفر	آماره F	احتمال	آماره F	احتمال
	در سطح		تفاضل مرتبه اول	
مصر عِلّیت ایران نمی‌باشد.	6.09432	0.01470	0.00262	0.95925
ایران عِلّیت مصر نمی‌باشد.	0.019699	0.65781	1.07947	0.30052
کشورهای عربی عِلّیت ایران نمی‌باشند.	2.52090	0.1177	4.03654	0.04636
ایران عِلّیت کشورهای عربی نمی‌باشد.	0.22484	0.63699	3.14479	0.07824
مالزی عِلّیت ایران نمی‌باشد.	1.87155	0.03419	1.45216	0.13734
ایران عِلّیت مالزی نمی‌باشد.	0.76889	0.70864	0.80494	0.66985
ترکیه عِلّیت ایران نمی‌باشد.	0.74569	0.61386	0.75022	0.61030
ایران عِلّیت ترکیه نمی‌باشد.	1.89552	0.08608	2.13891	0.05303
انگلیس عِلّیت ایران نمی‌باشد.	3.55071	0.00476	3.32361	0.00730
ایران عِلّیت انگلیس نمی‌باشد.	0.63919	0.67016	0.57993	0.71530
امارت عِلّیت ایران نمی‌باشد.	9.11943	0.00313	0.16247	0.68748
ایران عِلّیت امارات نمی‌باشد.	0.46744	0.49558	0.88087	0.34950
آمریکا عِلّیت ایران نمی‌باشد.	2.30235	0.02444	2.49161	0.01520
ایران عِلّیت آمریکا نمی‌باشد.	1.77626	0.08759	1.03051	0.41671
شاخص جهانی عِلّیت ایران نمی‌باشد.	2.93310	0.01512	3.18547	0.00946
ایران عِلّیت شاخص جهانی نمی‌باشد.	1.95401	0.08943	1.59042	0.16692

٤-٤. مکانیسم تصحیح خطا (ECM)[۲٦]

به منظور برآورد نوع تعدیل رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت شاخص کل بورس تهران و شاخص سهام اسلامی کشورهای آمریکا، انگلیس، کشورهای عربی و شاخص اسلامی جهانی که رابطه عِلّی آنها توسط آزمون عِلّیت گرانجر نشان داده شد و همانطور که در قسمت (٤-١) مشاهده شد آزمون ریشه واحد همه متغیّرها، انباشته از مرتبه یک I(1) می‌باشند. ابتدا چهار رگرسیون برای هر یک از کشورها طبق مدل زیر برآورد می‌شود:

$$TEPIX_t = \beta_0 + \beta_1 INDEX_t + \beta_2 T + u_t$$ رابطه(۹)

که در این رابطه $INDEX_t$، شاخص کل قیمتی بورس هر یک از کشورهای آمریکا، انگلیس، کشورهای عربی و شاخص اسلامی جهانی می‌باشد، $TEPIX_t$، شاخص کل بورس تهران،T نشان‌دهنده زمان یا روند و u_t جمله اخلال یا باقیمانده‌ها می‌باشد. بعد از تخمین رگرسیون ذکر شده هیچ‌گونه استنتاج درباره ضرایب انجام نمی‌شود و تنها از معادله ذکر شده باقیمانده‌ها را حساب کرده و آزمون مانایی دیکی فولر برای آن انجام می‌شود که نتایج حاصل از آن در جدول ذیل ارائه شده است.

جدول(۷): بررسی مانایی جملات اخلال (پسماند) با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

متغیّرها	Augmented Dickey-Fuller test statistic			نتیجه
	MCV(5%)	MCV(10%)	ADF	
Iran & USA	-2.880591	-2.577008	-2.508640	نا مانا
Iran & UK	-2.880591	-2.577008	-1.146202	نا مانا
Iran & World	-2.880591	-2.577008	-1.382745	نا مانا
Iran & Arabian	-2.880591	-2.577008	-0.633922	نا مانا

طبق نتایج به دست آمده از جدول (۸)، از آنجا که مقادیر باقیمانده نامانا می‌باشند. پس بین شاخص سهام ایران و شاخص سهام اسلامی کشورهای مورد بررسی، هیچ‌گونه تعدیلی در بلندمدت وجود ندارد. طبیعی است که در این حالت تخمین مدل تصحیح خطا نیز ناکارا خواهد بود. دلایل این امر می‌تواند فاصله داشتن بنیان‌های دو بازار باشد و این خود دلیلی مبنی‌بر فاصله داشتن بازار سهام ایران از تعریف شریعت در شاخص‌های ذکر شده می‌باشد. نکته مهمی که در بحث متنوع سازی بین‌المللی مطرح است این است که کشورهای نامبرده می‌توانند از سهام ایران در سبد خود، به عنوان ابزار کاهش ریسک استفاده نمایند و همچنین سرمایه‌گذاران ایرانی نیز می‌توانند از این طریق پرتفوی خود را از نوسانات ریسک سهام کشورهای مورد بررسی مصون دارند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این پژوهش به دنبال بررسی همگرایی بین بازار سهام ایران و بازارهای سهام اسلامی در کشورهای منتخب منطقه، توسعه یافته و شاخص جهانی با بهره‌گیری از

آزمون‌های، عِلّیت گرنجر و هم‌انباشتگی یوهانسن به تحلیل روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت برآمدیم. این تحقیق در بازه زمانی می ۲۰۰۲ تا دسامبر ۲۰۱٤، با استفاده از شاخص‌های ماهانه MSCI برای ۹ کشور ایران و کشورهای منتخب انجام شده است.

به منظور برآورد رابطه بلندمدت شاخص کل کشورهای منتخب و ایران از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن جوسیلیوس استفاده شد که نتایج بیان‌کننده عدم وجود رابطه بلندمدت بین ایران و کشورهای منتخب می‌باشد. براساس آزمون عِلّیت گرنجر بین شاخص سهام ایران و شاخص‌های سهام اسلامی کشورهای آمریکا، انگلیس، کشورهای عربی و شاخص اسلامی جهانی رابطه کوتاه‌مدت وجود دارد که جهت عِلّی نیز از این کشورها به سمت ایران جاری است. براساس مکانیسم تصحیح خطا، که نحوه تعدیل روابط در بلندمدت بین متغیّرها را نشان می‌دهد، بین شاخص سهام اسلامی کشورهای منتخب و شاخص سهام ایران، با وجودی که هر دو در تفاضل مرتبه اول I(1) هستند، هیچ هم‌انباشتگی وجود ندارد و لذا امکان تخمین مدل ECM و محاسبه کشش‌های کوتاه‌مدت بین این شاخص‌ها، ضریب تعدیل همگرایی بین بازارها و نحوه گرایش بازارها به یکدیگر وجود ندارد. بنابراین براساس روش دو مرحله‌ای انگل گرانجر و مکانیسم تصحیح خطا بین بازار اوراق بهادار ایران و سهام اسلامی کشورهای منتخب، تعدیل معنادرای در بلندمدت وجود ندارد.

این نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌تواند نشان‌دهنده فاصله داشتن بازار و ساختار اوراق بهادار ایران از معیارهای اسلامی که در شاخص‌های جهانی تعریف شده است باشد. از طرف دیگر برای سرمایه‌گذارانی که در بازارهای بین‌المللی قصد تشکیل یک سبد کم‌ریسک، با بازدهی قابل قبول دارند، این نکته حائز اهمیت خواهد بود که سهام ایران، به علت عدم رابطه بلندمدت با سایر سهام‌های اسلامی می‌تواند عاملی در جهت کاهش ریسک سبد آنها به حساب آید و این می‌تواند یکی از مشوق‌های افزایش سرمایه‌گذاری خارجی در کشور باشد.

بازارهای مالی توسعه یافته و دارای ارتباط مناسب با مؤسسه‌های مالی در سطح بین‌المللی در یک کشور، به بهبود و پشتیبانی رقابت‌پذیری آن کشور منجر می‌شود. براساس نتایج ذکر شده به نظر می‌رسد از آنجا که کشور ایران رابطه محدودی با سایر

کشورهای همسایه، منطقه و توسعه‌یافته دارد و یکی از پل‌های ارتباطی آنها از طریق صادرات نفت به برخی از این کشورها و واردات عمده مواد اولیه از آنها می‌باشد، روابط کشف شده بین شاخص‌های بورس را می‌توان در قالب این روابط توصیف کرد. از طرفی تأثیر رابطه تجاری بین ایران و کشورهای دیگر خود را در نرخ ارز بیشتر نشان می‌دهد و از این کانال بر شاخص‌های بورس تأثیرگذار است که می‌تواند از دلایل نمایان نشدن روابط بیشتر در برآوردهای این تحقیق باشد؛ چرا که زنجیره این روابط با وقفه‌های متعددی در شاخص بورس خود را نشان می‌دهد. بنابراین هر چه کشورها از روابط اقتصادی بالاتری برخوردار باشند، شاخص‌های بورس آنها به یکدیگر وابسته‌تر است که می‌تواند پیامدهای مثبت و منفی در پی داشته باشد؛ که تحقیق حاضر این رابطه را بخصوص در بلندمدت برای کشورهای تحت مطالعه ضعیف می‌داند.

یادداشت‌ها

1. International Diversification
2. Murphy
3. Tehran Price Index
4. MSCI Price Index
5. Islamic Index
6. Diversification
7. Mean- Variance Model
8. Risk Premium
9. Aktar
10. Chittedi
11. Taneja
12. Searat and et al.
13. Aftab Khan and Mansur Masih
14. Morgan Stanley Capital International (MSCI) Indexes
15. Cointegration
16. Akaike Information Criterion
17. Schwarz Bayesian
18. Hannan-Quinn
19. Trace Test
20. Maximum Eigenvalue Tests
21. Johansen- Juselius
22. Granger Causality Test
23. Error Correction Models

24. Ordinary Least Squares
25. Engle and Granger Cointegration Technique
26. Error Correction Models

کتابنامه

ابونوری، اسمعیل و محمدرضا عبداللهی (۱۳۸۹)، «ارتباط بازارهای سهام ایران، آمریکا، ترکیه و مالزی دریک مدل گارچ چند متغیّره»، *بورس اوراق بهادار*، شماره ١٤، صص ٦١-٧٩.

اکباتانی، محمدعلی (۱۳۷۳)، *شاخص قیمت سهام*، تهران: سازمان بورس و اوراق بهادار تهران.

جعفر عبدی، اکبر (۱۳۸۹)، «بررسی ارتباط میان بازارهای سهام تهران و دبی»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران: دانشگاه صنعتی شریف.

راعی، رضا و احمد پویانفر (۱۳۹۳)، مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته، تهران: سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت).

زاهدی تهرانی، پریوش (۱۳۹۱)، «تبیین راهبرد سرایت نوسانات بازارهای سرمایه بین‌المللی بر بورس اوراق بهادار تهران»، مطالعات مدیریت راهبردی، شماره ۱۱، صص ۱۳۱-۱۵۳.

سوری، علی (۱۳۹٤)، اقتصادسنجی (پیشرفته)، تهران: فرهنگ‌شناسی، چاپ سوم.

گجراتی، دامودار (۱۳۹۰)، مبانی اقتصادسنجی، ترجمه: حمید ابریشمی، تهران، دانشگاه تهران، جلد دوم، چاپ دهم.

مقاره عابد، سپهر (۱۳۸۹)، «بررسی اثر سرایت بحران مالی جهانی بر شاخص‌های بازار سهام تهران»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران: دانشگاه صنعتی شریف.

وب سایت سازمان بورس و اوراق بهادار تهران www.irbourse.com

وب سایت شاخص سرمایه مورگان استنلی www.msci.com

وب سایت یاهوفایننس www.finance.yahoo.com

Abraham, A., Seyyed, F. J. and Al-Elg, A. (2001), "Analysis of diversification benefits of investing in the emerging Gulf equity markets", *Managerial Finance*, (27).

Aktar, I., (2009), "Is there any comovement between stock markets of Turkey, Russia and Hungary? ", *International Research J. Finance and Economics*, (26).

Bose, Suchismita, & Mukherjee, Paramita, (2005), "A study of interlinkages between the Indian stock market and some other emerging and developed markets", Retrieved from http://Ssrn. Com/Abstract=876397.

Chen, G.M., M. Firth and O.M. Rui, (2002), "Stockmarket linkages: Evidence from Latin America", *J.Banking and Finance*, (26).

Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, Econometrica, 55 (2), pp. 251-276.

Hoque, H.A., (2007), "Co-movement of Bangladesh stock market with other markets Cointegration and error correction approach", Managerial Finance, 33 (10), pp. 810-820.

Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economic Dynamics and Control, (12), pp. 231- 254.

Johansen, S. and K. Juselius, (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on cointegration with applications to the demand for money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, (52).

Khan, Aftab & Masih, Mansur, (2014), "Correlation between Islamic stock and Commodity markets: An investigation into the impact of financial crisis and financialization of commodity markets", MPRA Paper 56979, University Library of Munich, Germany.

Mukherjee, Kedar Nath, & Mishra, R.K. (2007), "International stock market integration and its economic determinants: A study of Indian and world equity markets", *Vikalpa*, 32 (4), pp. 4–29

Narayan, P., R. Smyth and M. Nandha, (2004), "Interdependence and dynamic linkages between the emerging stock markets of South Asia", Accounting and Finance, (44), pp. 419-439.

Searat, A. zaheer butt, B. Rehman, K (2011), "Comovement Between Emerging and Developed Stock Markets: An Investigation Through Cointegration Analysis", world applied sciences journal, 12 (4), pp. 395-403.

Wong, W.P., R.D. Terrell and K. Lim. (2004), "The Relationship Between Stock Markets of Major Developed Countries And Asian Emerging Markets", *J. Appl. Mathematics and Decision Sci*., 8 (4).

Worthington, A., M. Katsuura and H. Higgs. (2003), "Price Linkages in Asian Equity Markets: Evidence Bordering the Asian Economic, Currency and Financial Crises ", Asia-Pacific Financial Markets, (10).

Islamic Finance Researches, Vol.5, No1 (Serial 9) Autumn 2015 & Winter 2016

Cointegration Analysis of Tehran Stock Exchange and Islamic Stock Market in Selected Countries

Mohammad Reza Eskandari Ata [*]
Iman Rousta [**]

Received: 26/12/2015
Accepted: 12/04/2016

The process of economic globalization and integration has had a tremendous growth in recent years and the convergence of various economic sectors, including the financial markets is increasingly in the spotlight. This increasing trend has strengthened investors' interests in the subject of convergence among the world's stock markets and investors experimentally show a passion for understanding the relationship between the various stock markets, in order to create a high-yield portfolio. Consequently, to determine the convergence of Tehran Stock Exchange as the core of the financial economy of an Islamic economy, with other countries' Islamic stock can be fruitful for investment decisions about selecting an optimal portfolio. Accordingly, this study by using the method of cointegration analysis, has dealt with the short and long term relation between Tehran stock exchange and Islamic stock exchange of the selected countries. The research has been done in the period of May 2002 to December 2014 using stock indices of different countries on a monthly basis. They indicate that firstly, there is a weak link between Tehran stock index and Islamic stock index of UK, USA, and Arabic and Islamic world index in the short term. Secondly, no convergence and connection is seen between these indicators in the long term. The results may indicate Iran's stock market's distance from the defined Islamic index.

Keywords: Tehran Stock Exchange, Islamic Stock Index, Countries' Stock Index, Cointegration

JEL Classification: F36, F65, G11, G15

[*] Ph.D. Student of Public Sector Economics, University of Mazandaran, (Corresponding Author), eskandariata86@gmail.com
[**] Ph.D. Student of Economic, Shiraz University, i.rousta@gmail.com