فصلنامه بورس اوراق بهادار شمارهٔ ۱۴ تابستان ۹۰ سال چهارم ــ تاریخ دریافت: ۸۹/۰۸/۲۲ ــ تاریخ پذیرش: ۹۰/۰۷/۱۲ ــ ص ۶۱- ۷۹

ارتباط بازارهای سهام ایران، امریکا، ترکیه و مالزی دریک مدل گارچ چند متغیره

اسمعیل ابونوری[۱] / محمدرضا عبداللهی[۲]

چکیده

در این مقاله با استفاده از مدل خود رگرسیون ناهمسان واریانس شرطی چندمتغیره ماهیت تعاملات بین بازده بازارهای سهام چهار کشور ایران، ایالات متحده امریکا، ترکیه و مالزی ارزیابی شده است. نتایج بر اساس داده‌های هفتگی شاخص سهام، از اکتبر ۱۹۹۷ (مهر ۱۳۷۶) تا مارس ۲۰۱۰ (اسفند ۱۳۸۸)، نشان می‌دهد که اثرات مثبت و معنی‌داری از بازده‌های بازار سهام ایالات متحده بر این بازارها به استثنای ایران تحمیل شده است. همچنین شواهدی قوی مبنی بر وجود اثرات آرچ و گارچ در چهار کشور مشاهده شد که نشان‌دهنده اثرپذیری نوسانات این بازارها از شوک‌ها و نوسانات باوقفه خود می‌باشد. به دلیل وجود درجه پایینی از نوسانات همزمان در میان این کشورها، تشکیل سبد سهامی از سهام آنها با ریسک کمتر به سود می‌رسد.

واژگان کلیدی: گارچ چند متغیره، شاخص‌های بازار سهام

طبقه‌بندی موضوعی: F36, G11, G15

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. استاد اقتصادسنجی و آمار اجتماعی بخش اقتصاد دانشگاه سمنان
۲. کارشناس‌ارشد علوم اقتصادی دانشگاه مازندران

مقدمه

با جهانی شدن تجارت و سرمایه‌گذاری، تعاملات بین بازارهای مالی بین‌المللی افزایش یافته است. بنابراین، مطالعه ارتباط بین بازارهای مالی بویژه بررسی تاثیر بازده‌ها[1] و نوسانات[2] بازارهای جهانی بر بازار سهام ایران را می‌توان مهم تلقی نمود. اهمیت این بخش از تحقیقات با ظهور بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۸ افزایش یافته است تا مشخص شود که آیا سرمایه‌گذارانی که سبد بازار سهام متنوع خود را از چند بازار مستقل برگزیده‌اند در مقایسه با سرمایه‌گذارانی که فقط از یک بازار سهام سبد سهام خود را انتخاب کرده‌اند با ریسک کمتر به سود می‌رسند یا نه؟

هدف اساسی در این تحقیق استفاده از یک مدل ناهمسان واریانس شرطی چندمتغیره (MGARCH)[3] برای فهم ماهیت تعاملات بین بازارهای سهام چهار کشور ایران، ایالات متحده امریکا، مالزی و ترکیه می‌باشد. در این مطالعه ابتدا کوشش شده است تا اثرات بازده‌های بازارهای سهام این کشورها بر هم و بطور خاص، بر بازار سهام ایران ارزیابی شود و سپس، با استفاده از مدل گارچ برداری (VECH)[4] تاثیر نوسانات این کشورها بر یکدیگر و بویژه، بر بازار سهام ایران بررسی شود.

مروری بر ادبیات تحقیق

در مدل‌های اقتصادسنجی مقطعی، ثابت بودن واریانس جملات اخلال همواره یکی از فروض کلاسیک به حساب می‌آید. انگل (Engle,1982) برای رهایی از این فرض محدودکننده مدل جدیدی موسوم به آرچ[5] را پیشنهاد کرد. در این مدل فرض بر این است که جمله‌های اخلال مستقل با میانگین صفر هستند ولی واریانس آنها با فرض وجود اطلاعات گذشته، بصورت متغیر شکل می‌گیرد. یکی از دلایل استفاده از مدل‌های آرچ، وجود خطاهای پیش‌بینی کوچک و بزرگ در خوشه‌های اقتصادی (مانند نرخ ارز، تورم و سهام) می‌باشد. اینگونه سری‌ها ممکن است در دوره‌های زمانی مختلف رفتارهای متفاوتی را از خود به نمایش بگذارند. به مفهوم دیگر، در برخی از دوره‌ها دارای نوسان‌های کوچک و در برخی دیگر دارای نوسان‌های بزرگ باشد. در چنین شرایطی انتظار

1. Reyurns
2. Volatilities
3. Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
4. Vector ARCH
5. ARCH

بر آن است که واریانس در طول روند تصادفی سری مورد نظر ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد. در واقع، با مدل‌های آرچ می‌توان روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته توضیح داد.

در این مقاله برای مدلسازی نوسانات، با توجه به وجود ناهمسانی واریانس، از مدل آرچ و مدل تعمیم یافته آن یعنی گارچ که توسط بلرسلو (Bollerslev, 1986) ارائه شده، استفاده شده است. در مدلسازی بوسیله مدل های آرچ و گارچ تک متغیره، بازده‌های با وقفه، تغییرات تصادفی[1]، نوسانات و یا ترکیبی از این متغیرها برای یک بازار تنها، به عنوان متغیر توضیحی دیگر بازارها استفاده شده‌اند تا اثرات خارجی نوسانات و بازده‌ها میان بازارهای مختلف به دست آیند همانند آنچه که در پژوهش-های کیم و همکاران (Kim , et al., 1999)، کاناس (Kanas, 1998)، ریس (Reyes, 2001) و هارجو و همکاران (Harju, et al., 2008) مشاهده می شود.

مدل‌های آرچ و گارچ تک متغیره به مدل‌های آرچ و گارچ چند متغیره (MGARCH) بسط یافته‌اند. با این مدل‌ها می‌توان ویژگی‌های بارز بازده بازارهای سهام شامل کشیدگی‌ها[2]، اثرات اهرمی[3] و خوشه بندی نوسانات[4] را به دست آورد که به وسیله مدل‌های آرچ و گارچ تک متغیره قابل برآورد نبوده‌اند. در مدل‌های گارچ چندمتغیره ماتریس واریانس کواریانس جمله‌های اخلال سری‌ها برآورد می‌شود در حالیکه در مدل‌های تک متغیره فقط واریانس جملات اخلال سری‌ها محاسبه می‌شود. از این رو، مدل گارچ چند متغیره برای تحلیل هم‌حرکتی نوسانات و اثرات اهرمی بین بازارهای سهام بین‌المللی و تشخیص شواهدی مبنی بر وجود انتقال نوسانات در میان بازارهای سهام مختلف بوسیله چو و همکاران (Chou, et al., 1999)، بروکز و همکاری (Brooks, et al., 2000) و لی (Li, 2007) به کار گرفته شده است.

بیشترین تصریحات مدل گارچ چندمتغیره که تاکنون استفاده شده‌است، مدل گارچ برداری (VECH) بلرسلو و همکاران (Bollerslev, et al.,1998)، خودهمبستگی شرطی ثابت (CCC) بلرسلو(Bollerslev,1990) و مدل BEKK بابا، انگل، کرافت و همکاران(Kraft, et al., 1990) و انگل و همکاران (Engel, et al., 1993) می‌باشند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Innovations
2. Leptokurtosis
3. Leverage Effects
4. Volatility Clustering

مدل گارچ برداری قطری استفاده شده در این مطالعه یک مزیت ویژه دارد که طبق شیرر و همکاران (Scherrer, et al., 2007)، اگر بیش از دو متغیر در ماتریس واریانس کواریانس شرطی باشد، در مقایسه با مدل BEKK انعطاف پذیرتر است. با این حال طبق انگل و همکاران (Engel, et al., 1993)، کرونر و همکاران (Kroner, et al., 1998) و بروکز و همکاران (Brooks, et al., 2000) کاربرد تجربی مدل گارچ برداری به سبب دشواری تضمین نیمه معین مثبت بودن ماتریس واریانس کواریانس شرطی محدود است.

بریل اسفرد (Brailsford, 1996) شواهد تجربی درباره انتقال‌های نوسانات در میان بازارهای مالی را به دو دسته تقسیم کرده است:

گروه اول مقالاتی که بر سری‌های بازده تمرکز می‌کنند و به بررسی انتقال شوک‌ها و خطاهای مدلسازی سری‌های بازده در میان بازارها می‌پردازند و گروه دوم مقالاتی هستند که مستقیماً نوسانات را بررسی می‌کنند.

در گروه اول، برای مثال، این و همکاران (Eun, et al., 1989) مکانیسم انتقال شوک‌ها بین بازارهای سهام کشورهای امریکا، کانادا، ژاپن، آلمان، انگلیس، فرانسه، سوییس، استرالیا و هنگ کنگ را با استفاده از یک مدل VAR و داده‌های روزانه شاخص سهام برای دوره زمانی دسامبر ۱۹۷۹ تا دسامبر ۱۹۸۵ بررسی کردند. نتایج آنها نشان داد که تقریبا ۲۶٪ واریانس خطای بازده‌های بازار سهام می‌تواند به وسیله تغییرات بازارهای سهام دیگر توضیح داده شود. آنها همچنین نشان دادند که بازار سهام امریکا بیشترین اثر را بر بازارهای سهام دیگر دارد. در تحقیقی مشابه، چیونگ و همکاران (Cheung, et al., 1992) نشان دادند که بازار سهام امریکا بیشترین تاثیر را روی بازارهای نوظهور منطقه آسیای پاسیفیک دارد. همچنین، بکر و همکاران (Becker, et al., 1992) وابستگی بازارهای سهام امریکا و ژاپن را بررسی کردند. آنها یافتند که تغییرات زیاد قیمت در یک بازار با نوسانات زیاد در باز شدن بازار دیگر همراه است. پیرو وهمکاران (Peiro, et al., 1998) به بررسی انتقال شوک‌ها در بازارهای سهام نیویورک، توکیو و فرانکفورت پرداختند. نتایج آنها نشان داد تاثیرگذارترین بازار، بازار سهام نیویورک و تاثیرپذیرترین بازار سهام، بازار سهام توکیو می‌باشد.

همانگونه که بیان شد، گروه دوم مقالاتی هستند که مستقیماً نوسانات را بررسی می‌کنند. برای مثال، کینگ و همکاران (King, et al., 1990) به بررسی سقوط شاخص بازار سهام امریکا در اکتبر ۱۹۸۷ پرداختند. آنها شواهدی ارائه کردند که انتقال اطلاعات قیمت در میان بازارها را از طریق تغییر نوسانات حتی وقتی که اطلاعات مخصوص یک بازار است، تأیید می‌کرد. آنها همچنین بیان کردند

که یک اثر سرایتی در میان بازارها وجود دارد که از طریق آن بازارها از حوادث بازارهای دیگر، صرف‌نظر از ارزش اقتصادی اطلاعات، اثر می‌پذیرند. اثر نوسانات در مطالعه هاماو و همکاران (Hamao, et al., 1990) نیز بررسی شد؛ آنها وجود اثرات خارجی از نیویورک به توکیو، لندن به توکیو و نیویورک به لندن را یافتند. در مطالعه‌ای مشابه، لین انگل و همکاران (Engel, et al., 1994) در مقاله خود اثرات خارجی دوجانبه بین بورس نیویورک و توکیو را مشاهده نمودند. بای و همکاران (Bae, et al., 1998) اثر بازده‌ها و شوک‌ها را در دو بازار سهام توکیو و نیویورک در طول دوره ۱۹۸۸ تا ۱۹۹۲ بررسی کردند. آنها دریافتند که ابعاد اثرات دوجانبه امریکا و ژاپن به علامت تغییرات در این دو بازار بستگی دارد. به هرحال، کینگ، سنتانا و همکاران (King, et al., 1994) فهمیدند که تنها نسبت کمی از کواریانس بین بازارها می‌تواند به وسیله عوامل اقتصادی مانند نرخ بهره، نرخ ارز و عرضه پول واقعی توضیح داده شود. نتایج اخیر نشان داد که بسیار بعید است عوامل اقتصادی مشترک تنها دلیل برای اثرات بین بازاری باشد. انجی و همکاران (Ng, et al., 1991) در مقاله خود اثر نوسانات بین بازارهای سهام امریکا و کشورهای مختلف آسیایی را بررسی کردند. آنها دریافتند که اثر نوسانات در بازارهای آسیایی فقط زمانی وجود دارد که محدودیت‌های سرمایه‌گذاری بین‌المللی برداشته شده‌اند. تئودوشیو و همکاران (Theodossiou, et al.,1993) وجود اثر نوسانات از امریکا به کانادا، آلمان و بریتانیا و از ژاپن به آلمان را نشان دادند. به علاوه وی (Wei, et al., 1995) یافتند که نوسانات در بازار امریکا اثر معنی‌داری بر نوسانات در بازارهای سهام هنگ کنگ و تایوان دارد.

برخی تحقیقات اثرات بازده‌ها و نوسانات را بطور همزمان مورد بررسی قرار دادند. برای مثال، کاناس (Kanas,1998) با استفاده از مدل گارچ به بررسی اثرگذاری شوک‌ها و نوسانات سه بازار سهام بزرگ اروپا (لندن، فرانکفورت و پاریس) در دوره زمانی ژانویه ۱۹۸۴ تا دسامبر ۱۹۹۳ پرداخت. او در مطالعه خود اثرات معنی‌داری را بین هر سه بازار سهام مشاهده نمود و همچنین به وجود اثرات نامتقارن در این بازارها پی برد و نشان داد که اثر اخبار بد بیشتر از اخبار خوب دراین بازارهاست. کاناس نشان داد که در دوران بعد از سقوط بزرگ، همبستگی بیشتری بین این بازارهای سهام پدیدار شد. چو و همکاران (Chou, et al., 1999) با استفاده از مدل گارچ تک متغیره و چند متغیره به بررسی ارتباط نوسانات قیمت بازار سهام تایوان و امریکا برای دوره ۱۹۹۱ تا ۱۹۹۴ پرداختند. نتایج آنها اثر معنی‌داری از نوسانات بازار سهام امریکا بر بازار سهام تایوان بویژه در مدلی که اثرگذاری قیمت بسته یک بازار بر قیمت باز بازار دیگر آزمون می شد، را نشان داد. ورسینگتون و همکاران

(Worthington, et al., 2004) مکانیسم انتقال نوسانات و بازده بین بازارهای سهام کشورهای آسیای شرقی را با استفاده از مدل گارچ چند متغیره بررسی نمود. آنها از داده‌های هفتگی ۳ بازار پیشرفته (هنگ کنگ، ژاپن، سنگاپور) و ۶ بازار نوظهور(کره، اندونزی، مالزی، فیلیپین، تایوان و تایلند) برای دوره ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۰ استفاده کردند. نتایج حاصل عبارتند از:

الف) وجود همگرایی بالا در بین این بازارها

ب) اثرپذیری متفاوت بازارهای نوظهور در مقایسه با بازارهای توسعه یافته‌تر

ب) در تمام بازارها اثرات خودی بیشتر از اثرات بین کشوری است، یعنی بازارها از حوادث خود اثرپذیری بیشتری دارند. با این وجود، بازارهای نوظهور در مقایسه با بازارهای توسعه یافته‌تر از شرایط داخلی بیشتر تاثیر می‌پذیرند.

یو و همکاران (Yu, et al., 2006) همگرایی بازارهای سهام منطقه MENA را آزمون کردند. برای این منظور، آنها از داده‌های روزانه شاخص سهام هشت کشور منطقه MENA (عربستان، امارات، بحرین، عمان، اردن، مصر، مراکش وترکیه) و سه بازار توسعه یافته (امریکا، انگلیس و فرانسه) برای دوره ژانویه ۱۹۹۲ تا دسامبر ۲۰۰۵ استفاده نمودند. در این راستا، از مدل گارچ چندمتغیره BEKK برای بررسی اثر نوسانات این بازارها بریکدیگر استفاده شد. نتایج آنها به شرح زیر حاصل گشت:

الف) رابطه تعادلی بلندمدت میان بازارهای سهام کشورهای غیر عضو شورای همکاری خلیج فارس(مصر، اردن، مراکش و ترکیه) و امریکا مشاهده شد.

ب) بین بازارهای سهام کشورهای عضو و غیرعضو شورای همکاری خلیج فارس همگرایی وجود دارد.

ج) شواهد آماری از همبستگی منفی بین بازارهای سهام عضو شورای همکاری خلیج فارس و بازارهای توسعه یافته مشاهده شد: بدین ترتیب برای سرمایه‌گذارانی که خواهان تنوع بخشی به سبد سرمایه خود هستند سرمایه‌گذاری در این بازارها می‌تواند گزینه مناسبی باشند.

د) در بررسی وجود رابطه کوتاه‌مدت، بازار سهام امریکا رابطه علیت گرنجری قوی با بازارهای سهام غیر عضو شورای همکاری خلیج فارس دارد.

ه) اثرات نوسانات از بازار سهام امریکا به اغلب کشورهای MENA معنی‌دار است.

و) در تمامی موارد اثرپذیری بازارها از بازده‌ها و نوسانات خود، بیشتر از بازده‌ها و نوسانات کشورهای دیگر می‌باشد.

لی (Li, 2007) ارتباط بازارهای سهام چین، هنگ‌کنگ و امریکا را با استفاده از یک مدل گارچ چند متغیره BEKK بررسی کرد. او در نتایج خود هیچ گونه رابطه مستقیمی بین بازار سهام چین و امریکا مشاهده نکرد ولی اثرگذاری یک طرفه بورس هنگ‌کنگ بر بورس‌های شانگ‌های و شن‌زن را نشان داد. لی بیان کرد که کوچک بودن ابعاد رابطه نوسانات بازارهای سهام چین و هنگ‌کنگ، نشان دهنده همگرایی ضعیف بازار سهام چین با دیگر بازارهای توسعه یافته منطقه ای می‌باشد.

لی و همکاران (Li, et al., 2007) به بررسی اثرگذاری بازده‌ها و نوسانات بازارهای سهام توسعه یافته تر(امریکا و آلمان) بر بازارهای سهام نوظهور مرکز و شرق اروپا (مجارستان و لهستان) پرداختند. آنها از مدل گارچ چند متغیره BEKK نامتقارن و داده‌های روزانه شاخص سهام کشورهای امریکا (S&P500)، آلمان (DAX)، مجارستان (BUX) و لهستان (WIG) در دوره زمانی ژانویه ۱۹۹۸ تا دسامبر ۲۰۰۵ استفاده نمودند. نتایج حاصل عبارتند از:

الف) اثرات یک طرفه بازدهی‌ها از شاخص S&P500 به شاخص‌های WIG، BUX و DAX

ب) اثرات یک طرفه بازدهی‌ها از DAX به BUX و از BUX به WIG

ج) اثرات یک طرفه نوسانات S&P500 و DAX به BUX و WIG

د) اثرات دو طرفه نوسانات بین S&P500 و DAX و همچنین BUX و WIG

ه) با وجود تأیید روابط فوق، ارتباط بین بازارهای نوظهور و توسعه یافته ضعیف بوده و فقط ۲۰٪ از تغییرات در بازده‌های بازارهای نوظهور توسط شوک‌های بازارهای توسعه‌یافته قابل توضیح می‌باشد.

کارونانایاک (Karunanayake, et al., 2009) وجود اثرگذاری بازده‌ها و نوسانات بازارهای سهام چهارکشور استرالیا، امریکا، انگلیس و سنگاپور را بریکدیگر با استفاده از مدل گارچ چند متغیره ارزیابی کردند. برای این منظور، آنها از داده‌های هفتگی شاخص سهام در دوره زمانی ژانویه ۱۹۹۲ تا دسامبر ۲۰۰۸ و مدل گارچ برداری قطری استفاده کردند. اهم نتایج آنها عبارتند از وجود اثرات یک طرفه بازده‌ها از بازار سهام امریکا و انگلیس به بازارهای سنگاپور و استرالیا، و تایید وجود اثر نوسانات مشترک در چهار بازار.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

روش تحقیق

معرفی الگو

هدف اصلی این مقاله، بررسی وابستگی بازده و نوسانات در میان چهار بازار سهام ایران، امریکا، مالزی و ترکیه با استفاده از مدل گارچ چندمتغیره می‌باشد. فرآیند تصادفی خودرگرسیون برداری برای بازده

دارایی‌ها از معادله (۱) بدست می‌آید که در آن می‌توان بازده دارایی‌های کشور i در زمان t را بصورت زیر نوشت:

$$R_{it} = \mu_{0i} + \sum_{j=1}^{4} \mu_{ij} R_{ij\,(t-1)} + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

در این رابطه i و j از یک تا چهار تغییر می‌کنند که به ترتیب نمایانگر ایران، ترکیه، مالزی و آمریکا می‌باشند. μ_{0i} بیانگر عرض از مبدا کشور i است. جمله اخلال ε_{it} نیز تغییرات تصادفی (شوک-ها) کشور i در زمان j را نشان می‌دهد.

گرچه راه‌های زیادی برای تصریح گارچ چند متغیره وجود دارد، در این مقاله از مدل گارچ برداری قطری بلرسلو، انگل و وولدریج (Bollerslev, et al., 1998) برای یافتن ماتریس واریانس و کواریانس استفاده شده است. طبق شیرر و ریباریتز (Scherrer, et al., 2007)، این مدل در زمانی که تعداد متغیرها بیش از دوتاست، انعطاف پذیرتر است. تصریح مدل گارچ برداری عبارتند از:

$$vech(H_t)=C+Avech(\varepsilon_{t-1}.\varepsilon'_{t-1})+Bvech(H_{t-1}) \qquad (۲)$$

که در آن A و B ماتریس پارامترها با ابعاد $1/2N(N+1) \times 1/2N(N+1)$ و C یک بردار $1/2N(N+1) \times 1$ است. نماد $vech(.)$ عملگری است که ماتریس پایین مثلثی را به بردار ستونی تبدیل می‌کند. بدلیل وجود تعداد زیاد پارامتر ها بلرسلو و همکاران (Bollerslev, et al., 1998) شکل محدود شده این مدل را که به مدل گارچ برداری قطری شناخته می شود، بصورت زیر معرفی کردند:

$$H_t = C + A \coprod \varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1} + B \coprod H_{t-1} \qquad (۳)$$

که در آن ماتریس‌های ضرایب A و B، ماتریس‌های متقارن $N \times N$ و نماد "$\coprod$"، عملگر ضرب عنصر در عنصر می‌باشد. در ماتریس A اثرات مربع شوک‌های گذشته بر نوسانات جاری بوسیله عناصر قطری اندازه‌گیری می‌شود، در حالیکه عناصر غیرقطری اثرات متقاطع حاصل از شوک‌های گذشته را بر نوسانات مشترک نشان می‌دهند. بطور مشابه، در ماتریس B عناصر قطری تاثیر مربع نوسانات گذشته را بر نوسانات جاری و عناصر غیر قطری اثرات حاصل از نوسانات مشترک گذشته را بر نوسانات مشترک فعلی ارزیابی می‌کنند.

طبق گئرگ و همکاران (Goeij, et al., 2004) دو موضوع اساسی باید در فرآیند برآورد این مدل مورد توجه قرار گیرد: یکی تعداد پارامترهایی که باید برآورد شود و دیگری محدودیت‌هایی که باید

بر مدل اعمال گردد تا از نیمه‌معین‌مثبت[1] بودن ماتریس واریانس کواریانس اطمینان حاصل شود. بلرسلو همکاران (Bollerslev, et al., 1998) برای کاهش تعداد پارامترها استفاده از شکل قطری ماتریس-های A و B را در معادله (۲) پیشنهاد نمودند. طبق بویونز و همکاران (Bauwens, et al., 2006)، اگر همه پارامترهای A و B و C مثبت و همچنین ماتریس واریانس کواریانس شرطی ابتدایی نامنفی باشد، آنگاه ماتریس واریانس و کواریانس شرطی در مدل گارچ برداری قطری نیمه معین مثبت خواهد بود.

در این مطالعه، برای برآورد پارامترها از روش حداکثر درستنمایی پیشنهاد شده بوسیله بلرسلو (Bollerslev,1998) استفاده شده است. اگر θ پارامتر و T اندازه یا حجم نمونه باشد، آنگاه تابع حداکثر درست نمایی را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$L_T(\theta)=\sum_{t=1}^{T} l_t(\theta) \qquad (۴)$$

که در آن

$$l_t(\theta)=\frac{N}{2}\ln(2\pi)-\frac{1}{2}\ln|H_t|-\frac{1}{2}\varepsilon_t' H_{t-1}^{-1}\varepsilon_t \qquad (۵)$$

طبق بلرسلو(Bollerslev,1998) مقادیر پیش نمونه θ را می‌توان برابر مقدار مورد انتظار صفر قرار داد. به هر حال، در این مطالعه از واریانس غیرشرطی پسماندها بعنوان واریانس شرطی پیش‌نمونه استفاده شد تا نیمه معین مثبت بودن H_t تضمین گردد. برای بدست آوردن مقادیر بهینه پارامترها از الگوریتم برندت هال، هال و هوسمان[2] (BHHH) استفاده شده است:

$$\theta^{(i+1)}=\theta^{(i)}+\lambda_i\left(\left(\frac{\partial I_t}{\partial\theta}\right)'\frac{\partial I_t}{\partial\theta}\right)^{-1}\left(\frac{\partial I_t}{\partial\theta}\right)' \qquad (۶)$$

که در آن $\theta^{(i)}$ پارامتر برآوردی را پس از تکرار iام مشخص می‌کند، $\frac{\partial I_t}{\partial\theta}$ در $\theta^{(i)}$ معین است و λ طول گام متغیر انتخاب‌شده برای تابع حداکثر درستنمایی می‌باشد که بوسیله رگرسیون حداقل مربعات بردار $T\times 1$ برای هریک از $\frac{\partial I_t}{\partial\theta}$ محاسبه شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Positive semi-definiteness
2. Berndt Hall, Hall and Hausman

از آماره آزمون لیونگ باکس[1] هاسکینگ (Hosking, 1980)، که شکل چند متغیره آزمون پورتمانتیو[2] است، برای آزمون وجود اثرات آرچ در مدل استفاده شده است. آماره آزمون لیونگ باکس برای یک فرآیند چندمتغیره مرتبه(p,q) و سری زمانی پایای y_t عبارتست از:

$$Q = T^2 \sum_{j=1}^{5} (T-j)^{-1} tj \{C_{Y_t}^{-1}(0) C_{Y_t}(j) C_{Y_t}^{-1}(0) C'_{Y_t}(j)\} \qquad (۷)$$

که در آن $Y_t = vech(y_t y_t)$ و $C_{Y_t}(j)$ ماتریس خودکواریانس نمونه از مرتبه j، s تعداد گام‌های آزمون شده و T تعداد مشاهدات می‌باشد. برای نمونه‌های بزرگ، آماره آزمون لیونگ باکس (Q) تحت فرض صفر (عدم اثرات آرچ) به طور مجانبی دارای توزیع کای‌دو می‌باشد.

داده ها

در این مطالعه از شاخص کل بورس تهران، شاخص بازار سهام مالزی (KLSE)، شاخص بازار سهام ترکیه (XU100) و شاخص S&P500 (به نمایندگی از بازار سهام امریکا) در دوره زمانی اکتبر ۱۹۹۷ تا آوریل ۲۰۱۰ استفاده شده است. شاخص‌های فوق در اکثر مطالعات پیشین به عنوان شاخصی برای بازارهای سهام امریکا، ترکیه و مالزی در نظر گرفته شده اند. شاخص S&P500[3] فهرستی است از ۵۰۰ سهام برتر در بازار سهام نیویورک و نزدک. از این شاخص به سبب اثرگذاری آن بر سایر بازارهای سهام در اکثر مطالعات پیشین، استفاده شده است. ترکیه به دلیل همسایگی و افزایش مناسبات تجاری یا ایران طی سال‌های اخیر، دیگر بازار سهام مورد بررسی می باشد. از بازار سهام مالزی نیز بعنوان سرآمد بازارهای سرمایه اسلامی برای بررسی اثرپذیری یازار سهام ایران از بازارهای سرمابه اسلامی در این تحقیق استفاده شده است. نمودار روند شاخص سهام کشورهای آمریکا، ترکیه، مالزی و ایران در شکل ۱ نشان داده شده است.

از داده‌های هفتگی شاخص قیمت بازار سهام برای دوره زمانی اکتبر ۱۹۹۷ (مهر ۱۳۷۶) تا مارس ۲۰۱۰ (اسفند ۱۳۸۸) برای برآورد استفاده شده است. مزیت‌های داده‌های هفتگی در مقایسه با داده‌های روزانه عبارتند از: الف) اختلال در تفاوت روزهای تجاری کاهش می‌یابد: روز تجاری یک کشور ممکن است در کشور دیگر تعطیل باشد. ب) از تفاوت‌های زمانی ناشی از تفاوت‌های جغرافیایی اجتناب می‌شود: چهار کشور مورد مطالعه در مناطق مختلف هستند که با ساعات باز و بسته شدن

1. Ljung box
2. Portmanteau
3. Standard and Poor's index

متفاوت، مواجه‌اند. بهمین دلایل تئودوشیو و همکاران (Theodossiou, et al., 2004) از داده‌های سری زمانی هفتگی استفاده نموده‌اند.

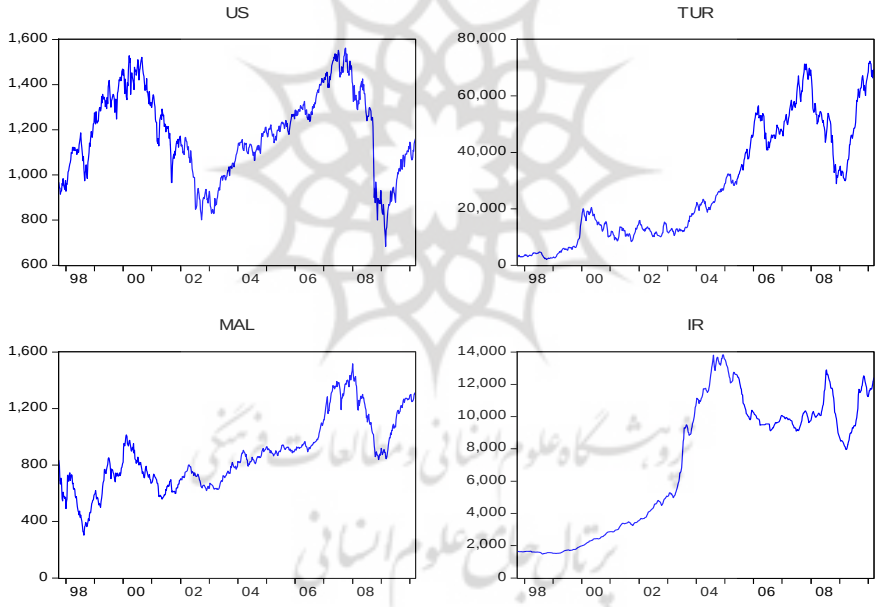
بازده بازار سهام برپایه شاخص های قیمت بازار سهام به صورت زیر محاسبه شده است:

$$R_t = \ln\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right) \qquad (۸)$$

که در آن p_t شاخص قیمت بازار سهام در دوره t است

شاخص‌های آماری بازده سهام کشورهای مورد مطالعه در جدول ۱ نشان داده شده است. میانگین بازده‌ها در همه بازارها مثبت است: کمترین میانگین بازده ۰,۰۰۰۲۸۰ در بازار سهام امریکا و بیشترین میانگین بازده ۰,۰۰۴۹۶۸ در بازار سهام ترکیه رخ داده است. طبق آماره‌های انحراف معیار، بازده بازار سهام ایران دارای کمترین نوسان(۰,۰۱۳۸) و بازده بازار سهام ترکیه دارای بیشترین نوسان (۰,۰۵۱۸) بوده است. همچنین بر اساس آماره‌های چولگی، سری‌های بازده کشورهای ترکیه و آمریکا چوله به چپ هستند، در حالیکه سری‌های بازده ایران و مالزی چوله به راست می‌باشند.

شکل(۱): نمودار روند شاخص سهام کشورهای آمریکا، ترکیه، مالزی و ایران

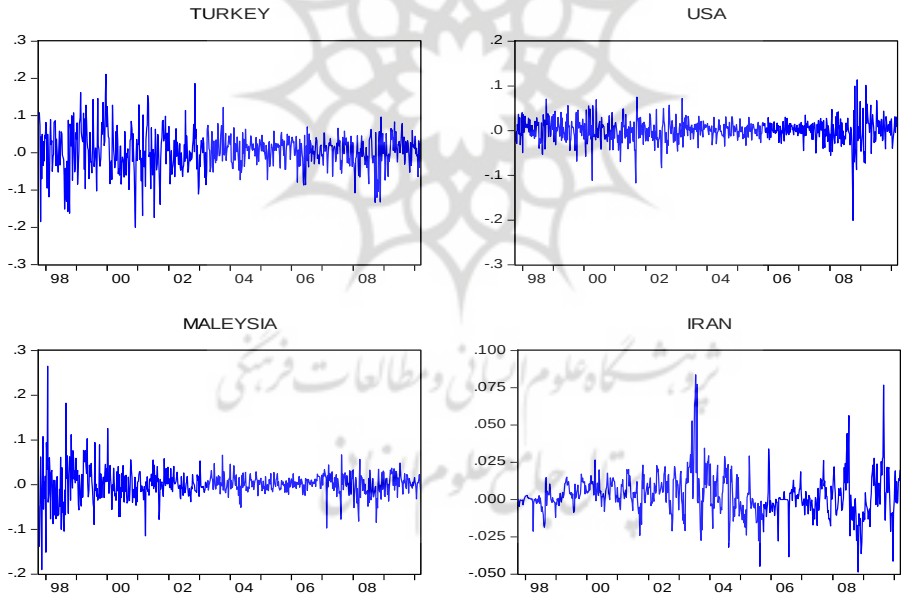


طبق انتظار برای سری‌های بازارهای مالی، مقدار کشیدگی برای همه سری‌های بازده بزرگتر از ۳ می‌باشد که نشان‌دهنده یک توزیع کشیده معمولی است. یعنی، سری‌های بازده حول میانگین زخیم‌تر از حالت نرمال هستند. آماره‌های جارک‌برا و سطح معنای متناظر آنها مبین رد فرض صفر (نرمال بودن) می‌باشند.

جدول(۲): آمار توصیفی سری‌های بازده

	ایالات متحده	ترکیه	مالزی	ایران
میانگین	۰,۰۰۰۲۸۰	۰,۰۰۴۹۶۸	۰,۰۰۰۶۸۰	۰,۰۰۳۱۱۲
میانه	۰,۰۰۱۵۶۸	۰,۰۰۷۱۴۲	۰,۰۰۱۴۳۹	۰,۰۰۱۵۷۷
ماکزیمم	۰,۱۱۳۵۵۹	۰,۲۱۱۱۵۸	۰,۲۶۵۱۸۲	۰,۰۸۳۷۳۵
مینیمم	-۰,۲۰۰۸۳۷	-۰,۲۰۰۲۵۶	-۰,۱۹۰۲۶۸	-۰,۰۴۸۷۵۷
انحراف معیار	۰,۰۲۷۲۹۶	۰,۰۵۱۸۶۶	۰,۰۳۳۶۱۵	۰,۰۱۳۸۱۹
چولگی	-۰,۷۶۴۵۸۲	-۰,۲۲۳۳۲۶	۰,۳۸۴۰۱۷	۰,۹۵۶۸۳۷
کشیدگی	۹,۱۳۶۵۰۹	۴,۷۶۴۴۱۹	۱۳,۱۲۸۸۳	۸,۸۵۶۱۰۰
Jargue Bera	۱۰۸۱,۵۳۴	۸۹,۵۸۰۱۷	۲۷۹۰,۲۴۴	۱۰۲۶,۳۹۵
P_Value	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰

این پدیده‌ها را می توان در شکل ۲ مشاهده نمود.



نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) در جدول ۲ نشان‌دهنده مانایی بازده‌ها در چهار بازار مورد مطالعه هستند. آماره آزمون مرکب لیونگ باکس نشان‌دهنده وجود اثرات آرچ در تمام سری‌ها است.

جدول (۲): آماره های آزمون دیکی فولر و لوینگ باکس

	ایران		ترکیه		مالزی		ایالات متحده	
آماره‌های t آزمون ADF								
بر پایه مینمم AIC	-۹,۷۴۸۶۳۸		-۱۱,۳۷۷۱۲		-۷,۸۲۱۸۳۸		-۹,۹۶۹۳۹۴	
بر پایه مینمم SIC	-۹,۷۴۸۶۳۸		-۰۲۰,۲۶۲۶۵		-۱۶,۲۷۸۲۷		-۲۶,۴۹۰۹۲	
آماره‌های آزمون لوینگ باکس برای سری های بازده								
	آماره	P_Value	**آماره**	P_Value	**آماره**	P_Value	**آماره**	P_Value
Q(1)	۲۵۵,۸۶	۰,۰۰۰	۳۲,۹۱۹	۰,۰۰۰	۶,۳۲۷۱	۰,۰۲۷	۲,۰۸۷۴	۰,۰۹۷
Q(2)	۳۵۸,۷۶	۰,۰۰۰	۳۹,۸۴۴	۰,۰۰۰	۸,۰۳۹۹	۰,۰۱۸	۳,۳۴۱۹	۰,۰۸۸
Q(3)	۴۳۷,۸۲	۰,۰۰۰	۴۵,۶۷۲	۰,۰۰۰	۸,۰۴۷۴	۰,۰۴۵	۸,۲۰۷۸	۰,۰۴۲
Q(4)	۴۸۶,۰۵	۰,۰۰۰	۴۵,۷۳۵	۰,۰۰۰	۲۱,۱۹۷	۰,۰۰۰	۸,۹۴۶۷	۰,۰۶۲
Q(5)	۵۱۶,۶۲	۰,۰۰۰	۴۵,۹۶۸	۰,۰۰۰	۲۱,۲۵۳	۰,۰۰۱	۱۱,۳۹۵	۰,۰۴۴
Q(6)	۵۳۲,۷۳	۰,۰۰۰	۴۶,۳۶۱	۰,۰۰۰	۲۲,۴۹۵	۰,۰۰۱	۱۳,۸۴۴	۰,۰۳۱
Q(7)	۵۴۰,۹۵	۰,۰۰۰	۵۱,۱۷۴	۰,۰۰۰	۳۱,۱۰۳	۰,۰۰۰	۱۹,۷۶۸	۰,۰۰۶
Q(8)	۵۵۰,۲۷	۰,۰۰۰	۵۱,۳۹۵	۰,۰۰۰	۳۲,۴۴۱	۰,۰۰۰	۱۹,۸۲۶	۰,۰۱۱
Q(9)	۵۵۳,۳۴	۰,۰۰۰	۵۲,۱۹۴	۰,۰۰۰	۳۲,۶۷۹	۰,۰۰۰	۲۲,۳۸۹	۰,۰۰۸
Q(10)	۵۵۷,۸۲	۰,۰۰۰	۵۳,۱۵۹	۰,۰۰۰	۳۵,۳۸۰	۰,۰۰۰	۲۴,۵۸۴	۰,۰۰۶
Q(11)	۵۶۳,۴۲	۰,۰۰۰	۵۴,۷۱۱	۰,۰۰۰	۳۷,۳۵۶	۰,۰۰۰	۲۵,۸۱۹	۰,۰۰۷
Q(12)	۵۶۵,۲۲	۰,۰۰۰	۵۴,۷۱۱	۰,۰۰۰	۳۸,۲۵۲	۰,۰۰۰	۲۶۰۶۵۴	۰,۰۰۹

نتایج تجربی

از معیار SIC[1] برای شناسایی VECH(p,q) قطری برای p=1,2,3,4 و q=1,2,3,4 استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد تصریح VECH(1,1) قطری دارای کمترین مقدار SIC برابر **۳۰,۵۹۰۸-** ، با درستنمایی مساوی ۶۲۶۹,۲۸۰ می‌باشد. بنابراین تصریح مدل به‌صورت VECH(1,1) قطری بدست آمده است: نتایج حاصل از برآورد مدل (۳) با معادله میانگین شرطی (۱) در جدول ۳ خلاصه شده

1. Schwarz Information Criterion

است. برپایه نتایج مندرج در جدول ۳، اثرات خود میانگینی[1] (برای ایران، امریکا و ترکیه) در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند، که یعنی گام اول بازده‌ها بر بازده جاری اثر دارد. اثرات خودمیانگینی از ۰,۰۹۱۳- (آمریکا) تا ۰,۵۹۸۰(ایران) تغییر می‌کند. اثرات میانگین تقاطعی[2] مثبت از آمریکا به ترکیه و مالزی وجود دارد. یک یافته مهم این است که اثر مثبت و معنی‌دار در جهت عکس وجود ندارد. اثر میانگینی از آمریکا بر ترکیه(۰,۳۶۳۸) بیشتر از مالزی(۰,۱۳۹۰) می باشد. به عبارت دیگر، بازده‌های گذشته بازار سهام آمریکا اثر بیشتری روی بازار سهام ترکیه دارد. همچنین شوک‌های خودنوسانی برای همه بازارها معنی‌دار هستند. این تغییرات از ۰,۰۲۲۷ (ترکیه) تا ۰,۰۷۶۱ (آمریکا)، نشان‌دهنده وجود اثرات آرچ می‌باشد. یعنی افزایش شوک‌های گذشته آمریکا قوی‌ترین تاثیر را روی نوسان آینده خود بازار به نسبت شوک‌های خودی دیگر بازارها می‌گذارد. بر اساس اهمیت ضرایب برآورد شده، تغییرات تصادفی در بازار سهام امریکا و ترکیه بر نوسانات مشترک دو بازار (۰,۲۵) تاثیر می‌گذارد. همچنین با توجه به ضرایب برآوردی گارچ، مدل نوسانات در این بازارها پایدارند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Own-mean Spillovers
2. Cross-mean Spillovers

جدول (۳): نتایج حاصل از مدل گارچ برداری قطری

	ایران		ترکیه		مالزی		ایالات متحده	
	P_Value	ضریب	P_Value	ضریب	P_Value	ضریب	P_Value	ضریب
μ_{0i}	۰,۰۰۰۹۵۴	۰,۰۰۳۱	۰,۰۲۱۴	۰,۰۰۳۵۷۸	۰,۰۲۱۸	۰,۰۰۱۸۱۵	۰,۰۰۱۵۷۰	۰,۰۶۱۹
μ_{1i}	۰,۰۰۰	۰,۵۹۸۰۹۳	۰,۸۲۶۲	-۰,۰۲۲۱۸۴	۰,۹۷۳۹	۰,۰۰۱۸۶۶	۰,۷۶۰۳	۰,۰۲۱۶۴۹
μ_{2i}	۰,۲۵۲۳	۰,۰۰۶۳۹۵	۰,۰۰۰	۰,۲۰۹۵۸۸	۰,۰۰۲۵	۰,۰۵۲۹۸۴	۰,۴۸۹۰	۰,۰۱۶۰۳
μ_{3i}	۰,۱۴۰۹	۰,۰۱۰۲۴۲	۰,۰۰۰	۰,۲۸۲۷۶۵	۰,۱۹۹۵	۰,۰۴۹۵۳۶	۰,۴۷۴۰	۰,۰۱۹۶۴۵
μ_{4i}	۰,۶۴۳۹	۰,۰۰۵۱۵۷	۰,۰۰۰	۰,۳۶۳۸۸۶	۰,۰۰۰۱	۰,۱۳۹۰۶۵	۰,۰۳۱۷	-۰,۰۹۱۳۴۷
a_{i1}	۰,۰۰۰	۰,۱۰۹۴۶۴						
a_{i2}	۰,۹۹۴۲	۰,۰۰۰۳۵۲	۰,۰۱۶۸	۰,۰۲۲۷۵۷				
a_{i3}	۰,۹۴۰۲	۰,۰۰۰۹۷۸	۰,۲۵۱۴	-۰,۰۳۴۶۵۳	۰,۰۰۲۳	۰,۰۲۷۹۱۴		
a_{i4}	۰,۵۶۵۱	۰,۰۱۲۱۹۰	۰,۰۳۸۱	۰,۰۲۵۰۰۳	۰,۸۵۰۵	۰,۰۰۴۱۶۵	۰,۰۰۰۱	۰,۰۷۶۱۳۹
b_{i1}	۰,۰۰۰	۰,۸۸۷۲۲۶						
b_{i2}	۰۶۶۸۲	۰,۶۲۱۸۲۲	۰,۰۰۰	۰,۹۷۰۶۰۱				
b_{i3}	۰,۰۰۰	۰۹۶۹۸۴۰	۰,۰۰۰	۰,۸۶۷۶۵۶	۰,۰۰۰	۰,۹۵۶۹۴۷		
b_{i4}	۰,۰۰۰	۰,۹۰۶۸۵۵	۰,۰۰۰	۰,۹۶۴۳۶۱	۰,۰۰۴۸	۰,۸۵۸۴۵۵	۰,۰۰۰	۰,۹۰۷۵۸۹

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مقاله با استفاده از یک مدل خودرگرسیون ناهمسان واریانس شرطی چندمتغیره(MGARCH) و داده‌های هفتگی بازار سهام از اکتبر ۱۹۹۷(مهر ۱۳۷۶) تا مارس ۲۰۱۰ (اسفند ۱۳۸۸)، ماهیت تعاملات بین بازده‌ها و نوسانات بازارهای سهام چهار کشور ایران، آمریکا ، ترکیه و مالزی ارزیابی شده است. مدل VECH(1,1) قطری برآورد شده با آزمون‌های تشخیص استاندارد پذیرفته شد و یک محدودیت روی پارامترهای مدل گارچ چندمتغیره با قرار دادن واریانس پسماندهای غیرشرطی به عنوان واریانس شرطی پیش نمونه اعمال شده است. نتایج حاکی از آن است که، اثرات مثبت بازده خارجی فقط به صورت یک سویه و از آمریکا به ترکیه و مالزی می‌باشد، یعنی بازده‌های باوقفه بازار سهام ایالات متحده بر بازده بازار سهام ترکیه و مالزی تاثیر دارد ولی نه برعکس. هیچگونه شواهدی مبنی بر تاثیر بازده بازار سهام سایر کشورها بر بازار سهام ایران مشاهده نشده است. براساس اثرات شوک‌های خودی، بازار سهام آمریکا در مقایسه با بازارهای ایران، مالزی و ترکیه از شوک‌های خود، بیشتر تاثیرپذیر است. همچنین نتایج هیچ‌گونه اثر معنی‌داری از اثر نوسانات

مشترک بین بازار سهام ایران و سه بازار دیگر نشان نداد. بدلیل وجود درجه پایین نوسانات همزمان میان این کشورها، انتظار می‌رود سبد سهامی متشکل از سهام این کشورها با ریسک کمتر به سود برسد. بنابراین، بازار سهام ایران بدلیل تأثیرپذیری بسیار پایین آن از بحران‌های جهانی، برای سرمایه‌گذاران خارجی می‌تواند جذابیت‌های زیادی داشته باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مأخذ:

1. Baba, Y. Engle, R. F. Kraft, D. and Kroner, K. (1990), Multivariate Simultaneous Generalized ARCH, Unpublished Manuscript, University of California, and San Diego.
2. Bae, K.H. & Karolyi, G.A. (1994), Good news, bad news and international spillovers of stock return volatility between Japan and the US , Pacific-Basin Finance Journal, vol. 2, December, pp. 405–438.
3. Bauwens, L. Laurent, S. and Rombouts, J. V. K. (2006). Multivariate GARCH Models: A Survey. Journal of Applied Econometrics, vol. 21, pp. 79-109.
4. Becker, K.G., Finnerty, J.E. & Tucker, A.L. (1992), The intraday interdependence structure between U.S. and Japanese equity markets, Journal of Financial Research, vol. 15, pp. 27–37.
5. Bollerslev, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Hetero-skedasticity, Journal of Econometrics, vol. 31, pp. 307-327.
6. Bollerslev, T. (1990), Modelling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model, The Review of Economics and Statistics, vol. 72(3), pp. 498-505.
7. Bollerslev, T. Engle, R. F. and Wooldridge, J. M. (1988), A Capital Asset Pricing Model with Time-varying Covariances, Journal of Political Economy, vol.96(1), pp. 116-131.
8. Brailsford, T. J. (1996), Volatility Spillovers Across the Tasman, Australian Journal of Management, vol. 21(1), pp. 13-27.
9. Brooks, C. and Henry, O. T. (2000), Linear and Non-linear Transmission of
10. Equity Return volatility: evidence from the US, Japan and Australia, Economic Modelling, vol. 17, pp. 497-513.
11. Chou, R. Y. Lin, J. and Wu, C. (1999), Modeling the Taiwan Stock Market and International linkages, Pacific Economic Review, vol. 4(3), pp. 305-320.
12. Cheung, Y.L. & Mak, S.C. (1992), The international transmission of stock market fluctuations between the developed markets and the Asian-Pacific markets, Applied Financial Economics, vol. 2, March, pp. 43–47.
13. Engle, R. F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, Econometrica, vol. 50(4), pp. 987-1007.
14. Engle, R. F. and Kroner, K. F. (1993), Multivariate Simultaneous Generalized ARCH, Discussion Paper No 89-57R.
15. Eun, C. S. and Shim, S. (1989), International Transmission of Stock Market Movements, Journal of Financial and Quantitative Analysis, vol. 24(2), pp. 241- 256.

16. Goeij, P. D. and Marquering, W. (2004), Modeling the Conditional Covariance Between Stock and Bond Returns: A Multivariate GARCH Approach, Journal of Financial Econometrics, vol. 2(4), pp. 531-564.
17. Hamao, Y., Masulis, R.W. & Ng, V., (1990), Correlations in price changes and volatility across international stock markets, Review of Financial Studies, vol. 3, pp. 281–307.
18. Harju, K. and Hussain, S. M. (2008), Intraday Return and Volatility spillovers Across International Equity Markets, International Research Journal of Finance and Economics (22): 205-220.
19. Hosking, J. R. M. (1980). The Multivariate Portmanteau Statistic. Journal of the American Statistical Association, vol. 75(371), pp. 602-608.
20. Kanas, A. (1998), Volatility Spillovers Across Equity Markets: European Evidence, Applied Financial Economics, vol. 8, pp. 245-256.
21. Karunanayake , I and Valadkhani , A, (2009), Modelling Australian Stock Market Volatility: A Multivariate GARCH Approach, University of Wollongong , Economics Working Paper Series
22. Kim, S. W. and Rogers, J. H. (1995), International Stock Price spillovers and market liberalization: evidence from Korea, Japan and the United States, Discussion Paper No 499.
23. King, M., Sentana, E. & Wadhwani, S. (1994), Volatility and links between national stock markets, Econometrica, vol. 62, July, pp. 901–933.
24. King, M. A. and Wadhwani, S. (1990), Transmission of Volatility Between Stock Markets. The Review of Financial Studies, vol. 3(1), pp. 5-33.
25. Kroner, K. F. and Ng, V. K. (1998), Modeling Asymmetric a Movements of Asset Returns, The Review of Financial Studies 11(4): 817-844.
26. Li, H. (2007), International linkages of the Chinese stock exchanges: a Multivariate GARCH Analysis, Applied Financial Economics, vol. 17, pp. 285- 297.
27. Li, H. Majerowska, E.(2007) Testing stock market linkages for Poland and Hungary: A multivariate GARCH approach, Research in International Business and Finance, vol. 22 (2008), pp. 247–266
28. Lin, W., Engle, R.F. & Ito, T. (1994), Do bulls and bears move across borders? International transmission of stock returns and volatility, Review of Financial Studies, vol. 7, pp. 507–538.
29. Ng, V.K., Chang, R.P. & Chou, R.Y. (1991), An examination of the behavior of Pacific-Basin stock market volatility, Pacific-Basin Capital Markets Research vol. 2, Rhee, S.G. & Chang, R.P. (eds.), Elsevier Science Publishers B.V.,
30. Amsterdam, pp. 245–260.

31. Peiro, A.; Quesada, J. and Uriel, E. (1998), Transmission of Movements in Stock Markets, the European Journal of Finance, vol. 4, pp. 331-343.
32. Reyes, M. G. (2001), Asymmetric Volatility Spillover in the Tokyo Stock Exchange, Journal of Economics and Finance 25(2): 206-213.
33. Scherrer, W. and Ribarits, E (2007), On the Parameterization of Multivariate GARCH Models, Econometric The ory, vol. 23, pp. 464-484.
34. The odossiou, P. & Lee, U. (1993), Mean and volatility spillovers across major national stock markets: Further empirical evidence, Journal of Financial Research, vol. 16, winter, pp. 337–350.
35. Wei, K.C.J., Liu, Y.J., Yang, C.C. & Chaung, G.S. (1995), Volatility and price change spillover effects across the developed and emerging markets, Pacific- Basin Finance Journal, vol. 3, May, pp. 113–136.
36. Worthington, A, and Higgs, H.(2004) Transmission of equity returns and volatility in Asian developed and emerging markets: a multivariate GARCH analysis, international journal of finance and economics, vol. 9, pp. 71–80
37. Yu, J. Hassan, K (2006) Global and regional integration of the Middle East and North African (MENA) stock markets, The Quarterly Review of Economics and Finance, vol. 13, pp. 482–504

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی