بسم الله الرحمن الرحيم

دانشکده مهندسی صنایع ومدیریت

گروه مدیریت

بررسي تاثیرپذیری بورس اوراق بهادار تهران از بورس های پیشروکشورهای ایالات متحده و ژاپن و بورس های نوظهورکشورهای چین وهند

دانشجو : میر تورج سیددارجی

استاد راهنما:

سعید حکمی نسب احمد آبادی

پایان نامه ارشد جهت اخذ درجه کارشناسی ارشد

بهمن ماه ۱۳۹٤

شماره:

بـــا سمـــه تـــعـــالـــی تاریخ:

مدیریت تحصیلات تکمیلی ویرایش:

دانشکده : مهندسی صنایع ومدیریت

گروه : مدیریت

پایان نامه کارشناسي ارشد آقاي میرتورج سیددراجی به شماره دانشجویی: ۹۲۰۸۱۵٤

تحت عنوان: بررسي تاثیرپذیری بورس اوراق بهادار تهران از بورس های پیشروکشورهای ایالات متحده و ژاپن و بورس های نوظهورکشورهای چین وهند

در تاریخ ۹۴/۱۱/۲۷ تو سط کمیته تخ صـ صي زیر جهت اخذ مدرک کار شنا سي ار شد MBA مورد ارزیابي و با درجه ..... مورد پذیرش قرار گرفت.

اساتید راهنما	امضاء	اساتید مشاور	امضاء
نام و نام خانوادگي : دکترسعید حکمی نسب		نام و نام خانوادگي :	
نام و نام خانوادگي :		نام و نام خانوادگي :	

اساتید داور	امضاء	نماینده تحصیلات تکمیلي	امضاء
نام و نام خانوادگي : دکتر محمدعلی مولایی		نام و نام خانوادگي : دکتر سید محمدحسن حسینی	
نام و نام خانوادگي : دکترمجتبی میرلوحی			
نام و نام خانوادگي :			
نام و نام خانوادگي :			

تقدیم به:

پدر مهربان، مادر فداکار و خواهران و برادر عزیزم

به پاس زحمات جبران ناپذیرشان

با تشکر از :

استاد گرانقدرم ، جناب آقای دکتر سعید حکمی نسب که صمیمانه مرا در نگارش این اثر یاری نمودند.

و با سپاس از :

اساتید گرامی گروه مدیریت دانشگاه شاهرود

تعهد نامه

اینجانب **میرتورج سیددراجی** دانشجوی دوره کارشناسی ارشد رشته **MBA** دانشکده مهندسی صنایع و مدیریت دانشگاه شاهرود نویسنده پایان نامه **برر سي تاثيرپذيری بورس اوراق بهادار تهران از بورس های پیشروکشورهای ایالات متحده و ژاپن و بورس های نوظهورکشورهای چین وهند** تحت راهنمائی **دکترسعید حکمی نسب احمد آبادی** متعهد می شوم.

- تحقیقات در این پایان نامه توسط اینجانب انجام شده است و از صحت و اصالت برخوردار است.
- در استفاده از نتایج پژوهشهای محققان دیگر به مرجع مورد استفاده استناد شده است.
- مطالب مندرج در پایان نامه تاکنون توسط خود یا فرد دیگری برای دریافت هیچ نوع مدرک یا امتیازی در هیچ جا ارائه نشده است.
- کلیه حقوق معنوی این اثر متعلق به دانشگاه صنعتی شاهرود می باشد و مقالات مستخرج با نام « دانشگاه صنعتی شاهرود » و یا « Shahrood University of Technology» به چاپ خواهد رسید.
- حقوق معنوی تمام افرادی که در به دست آمدن نتایج اصلی پایان نامه تأثیرگذار بوده اند در مقالات مستخرج از پایان نامه رعایت می گردد.
- در کلیه مراحل انجام این پایان نامه ، در مواردی که از موجود زنده (یا بافتهای آنها) استفاده شده است ضوابط و اصول اخلاقی رعایت شده است.
- در کلیه مراحل انجام این پایان نامه، در مواردی که به حوزه اطلاعات شخصی افراد دسترسی یافته یا استفاده شده است اصل رازداری ، ضوابط و اصول اخلاق انسانی رعایت شده است .

تاریخ

امضای دانشجو

مالکیت نتایج و حق نشر

- **کلیه حقوق معنوی این اثر و محصولات آن (مقالات مستخرج، کتاب، برنامه های رایانه ای، نرم افزار ها و تجهیزات ساخته شده است) متعلق به دانشگاه صنعتی شاهرود می باشد. این مطلب باید به نحو مقتضی در تولیدات علمی مربوطه ذکر شود.**
- **استفاده از اطلاعات و نتایج موجود در پایان نامه بدون ذکر مرجع مجاز نمی باشد.**

چکیده

بررسی تعامل بین بازارها، جایگاه ویژه‌ای در مطالعــه کــارایی بــازار، انتخاب و مدیریت پرتفولیو و ارزش گذاری دارایی ها دارد. در این پژوهش ارتباط بین بورس اوراق بهادار تهران با بورس نیویورک، بورس توکیو، بورس شــانگهای و بورس بمبئی که نماینده کشــور متبوع خود می‌باشــند، با اســتفاده از داده‌های هفتگی شــاخص‌های مطرح این بازارها در طی دوره زمانی ژانویه ۲۰۱۰ تا دســامبر ۲۰۱۵ موردبررســی قرار گرفت. نتایج به‌دســت‌آمده با اســتفاده از مدل VAR و رهیافت BEKK دومتغیره که کاربرد گســترده‌ای در مطالعات و پژوهش‌های مالی دارد، نشــان داد که هیچ اثر ســرریز تلاطمی از بازارهای منتخب در پژوهش بر روی تلاطم بازار تهران وجود ندارد. در ادامه با اســتفاده از مدل VAR-GARCH-In-Mean و رهیافت BEKK قطری تأثیر واریانس شــرطی بورس‌های منتخب خارجی بر بازدهی بورس تهران موردبررســی قرار گرفت. نتایج نشــان‌دهنده عدم تأثیر نوســان شــرطی چهار بازار منتخب بر بازدهی بازار تهران بود. همچنین در هر دو الگو، در ســطح اطمینان ۹۵% ســرایت بازدهی از سایر بورس‌ها بر بورس تهران مشاهده نشد.

کلمات کلیدی: بورس، سرایت تلاطم، رهیافت BEKK، مدل VAR-In-Mean

فهرست مطالب

عنوان صفحه

فصل اول ۱

۱-۱ پیشگفتار ۲

۱-۲ تشریح و بیان موضوع ۲

۱-۳ ضرورت انجام پژوهش ۵

۱-٤ اهداف پژوهش ۷

۱-۵ محدودیت‌های پژوهش ۸

۱-٦ قلمرو پژوهش ۸

۱-۷ فرضیه‌های پژوهش ۹

۱-۸ نوآوری پژوهش ۱۰

۱-۹ ساختار پایان‌نامه ۱۱

فصل دوم ۱۳

۲-۱ سابقه تحقیقات و مطالعات (داخلی و خارجی) ۱٤

۲-۲ شناخت مقدماتی الگوهای گارچ ۲۳

فصل سوم ۲۹

۳-۱ داده‌های مورداستفاده در پژوهش ۳۰

۳-۲ روش انجام پژوهش ۳۲

فصل چهارم ٤۳

٤-۱ نتایج توصیفی ٤٤

٤-۲ نتایج مدل های VAR-BEKK ٤۹

٤-۳ نتایج آزمون های تاثیر نوسانات شرطی بر بازدهی ۵۷

فصل پنجم ٦۷

۵-۱ نتیجه گیری ٦۸

۵-۲ پیشنهادات ٦۹

منابع ۷۱

فهرست اشکال

عنوان صفحه

شکل (۲-۱) انواع مدل های گارچ چند متغیره ۲۷
شکل (۴-۱) نمودار شاخص ها ٤٤
شکل(۴-۲) نمودار سری های زمانی بازده لگاریتمی شاخص های به کار رفته در پژوهش... ٤٦

فهرست جداول

عنوان صفحه

جدول (۳-۱) شاخص‌های به‌کاررفته در این پژوهش ۳۱
جدول (۴-۱) خلاصه وضعیت مانایی سری های زمانی شاخص های قیمتی در سطح داده ٤٥
جدول (۴-۲) آماره های توصیفی سری های بازدهی ٤٧
جدول (۴-۳) خلاصه وضعیت مانایی سری های زمانی بازدهی در سطح داده ٤٨
جدول (۴-۴) خلاصه نتایج آزمون Arch LM بر روی سری های بازدهی ٤٨
جدول(۴-۵)خلاصه نتایج انجام آزمون تورش علامت و اندازه انگل و ان جی ٤٩
جدول(۴-۶)نتایج برآورد مدلVAR-BEKK برای بورس تهران و بورس نیویورک ٥٠
جدول (۴-۷) نتایج آزمون لیونگ-باکس بر روی پسماندهای استانداردشده (تهران-نیویورک) ٥١
جدول (۴-۸) نتایج آزمون اثرات آرچ بر روی پسماندهای استانداردشده (تهران-نیویورک) ٥١
جدول (۴-۹) نتایج برآورد مدلVAR-BEKK برای بورس تهران و بورس توکیو ٥٢
جدول (۴-۱۰) نتایج آزمون لیونگ-باکس بر روی پسماندهای استانداردشده (تهران-توکیو) ٥٣
جدول (۴-۱۱) نتایج آزمون اثرات آرچ بر روی پسماندهای استانداردشده (تهران-توکیو) ٥٣
جدول (۴-۱۲) نتایج برآورد مدلVAR-BEKK برای بورس تهران و بورس شانگهای ٥٤
جدول (۴-۱۳)نتایج آزمون لیونگ-باکس بر روی پسماندهای‌استانداردشده(تهران-شانگهای) ٥٥
جدول (۴-۱۴) نتایج آزمون اثرات آرچ بر روی پسماندهای استانداردشده (تهران-شانگهای) ٥٥
جدول (۴-۱۵) نتایج برآورد مدلVAR-BEKK برای بورس تهران و بورس بمبئی ٥٦
جدول (۴-۱۶) نتایج آزمون لیونگ-باکس بر روی پسماندهای استانداردشده (تهران-بمبئی) ٥٧
جدول (۴-۱۷) نتایج آزمون اثرات آرچ بر روی پسماندهای استانداردشده (تهران-بمبئی) ٥٧
جدول(۴-۱۸)نتایج حاصل از مدل VAR-GARCH-M-BEKKبرای بورس تهران و بورس نیویورک ٥٨
جدول (۴-۱۹) نتایج آزمون لیونگ-باکس بر روی پسماندهای استانداردشده (تهران-نیویورک) ٥٩
جدول (۴-۲۰) نتایج آزمون اثرات آرچ بر روی پسماندهای استانداردشده (تهران-نیویورک) ٥٩
جدول (۴-۲۱) نتایج حاصل از مدل VAR-GARCH-M-BEKK برای بورس تهران و بورس توکیو ٦٠
جدول (۴-۲۲) نتایج آزمون لیونگ-باکس بر روی پسماندهای استانداردشده (تهران-توکیو) ٦١
جدول (۴-۲۳) نتایج آزمون اثرات آرچ بر روی پسماندهای استانداردشده (تهران-توکیو) ٦١
جدول (۴-۲۴)نتایج حاصل‌ازمدل VAR-GARCH-M-BEKKبرای بورس تهران و بورس‌شانگهای ٦٢
جدول(۴-۲۵) نتایج آزمون لیونگ-باکس‌بر روی پسماندهای استانداردشده (تهران-شانگهای) ٦٣

عنوان صفحه

جدول (۴-۲۶) نتایج آزمون اثرات آرچ بر روی پسماندهای استانداردشده (تهران-شانگهای) ٦٣
جدول (۴-۲۷) نتایج حاصل از مدل VAR-GARCH-M-BEKK برای بورس تهران و بورس بمبئی ٦٤
جدول (۴-۲۸) نتایج آزمون لیونگ-باکس بر روی پسماندهای استانداردشده (تهران-بمبئی) ٦٥
جدول (۴-۲۹) نتایج آزمون اثرات آرچ بر روی پسماندهای استانداردشده (تهران-بمبئی) ٦٥

فصل اول

کلیات تحقیق

۱-۱ پیشگفتار

توسعه جهانی وسایل حمل‌ونقل و تأسیس سازمان‌های اقتصادی و سیاسی قانون‌گذار در عرصه بین‌المللی، ارتباط تجاری میان کشورها را تسهیل نموده است. همچنین تغییرات قوانین مالکیت و سرمایه‌گذاری در کشورها و اتخاذ استراتژی‌های تجاری‌ای همچون مزیت رقابتی راه را برای ظهور و توسعه فعالیت شرکت‌های بین‌المللی هموار نموده است. به‌گونه‌ای که امروزه نه‌تنها بازار محصولات شرکت‌ها محدود به کشور تولیدکننده نیست، بلکه شرکت‌ها وسایل موردنیاز تولید خود را از چندین کشور تهیه‌کرده و بعضاً در چند کشور دست به تولید می‌زنند. چنین شرایطی موجب شده است که بخش واقعی اقتصاد کشورها به شدت به هم گره بخورند. چنین وضعیتی ارتباط بخش مالی کشورها را نیز افزایش داده است. از سوی دیگر ظهور و توسعه فن‌آوری اطلاعات تمامی جوانب زندگی بشری در عصر حاضر را تحت تأثیر قرار داده است. شبکه‌های گسترده و کارآمدی که به کمک ابزارهای ارتباطی در اقصی نقاط جهان پدید آمده‌اند، انتقال مطالبات و مالکیت را در اسرع وقت و کمترین هزینه میسر نموده‌اند و ارتباط بین بازارهای مالی را گسترده‌تر کرده‌اند.

رویدادهای گذشته هم نشان داده است که تمامی بازارها چه مالی، چه غیرمالی و چه داخلی و چه بین‌المللی کمابیش با یکدیگر در ارتباط می‌باشند. صنایع و کسب‌وکارهای مختلف کشورما نیز تحت تأثیر بازارهای مالی و حقیقی جهانی می‌باشند. اگرچه تحریم‌های اقتصادی بالأخص در سال‌های اخیر، دشواری‌های بسیاری برای تبادلات با ایران به وجود آورده است با این حال بررسی ارتباط بین بازارهای ایران و بازارهای خارجی، هنوز هم جذابیت‌های پژوهشی خود را حفظ کرده است.

۱-۲ تشریح و بیان موضوع

تخصیص بهینه سرمایه (به عنوان یکی از ارکان اصلی تولید)، لازمه رشد اقتصادی در هر کشوری است. تخصیص بهینه مستلزم وجود عملکرد مطلوب بخش مالی اقتصاد می‌باشد. بورس اوراق بهادار[۱]

[۱] در این پژوهش واژگان بورس اوراق بهادار، بازار سهام، بازار بورس به یک معنا به‌کاررفته‌اند.

با جذب سرمایه‌های پراکنده و هدایت آن به سمت فعالیت‌های سرمایه‌گذاری، موجبات این امر را فراهم می‌آورد. سازوکارهای تعبیه‌شده در این بازار از طریق رشد حجم پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی را تسریع می‌کنند. استفاده از بازار سرمایه برای تأمین مالی مخارج دولت نیز ازجمله قدیمی‌ترین و متداول‌ترین شکل مبادلات مالی است. ازآنجایی که بازار سرمایه، در مقایسه با سرمایه‌گذاری در سپرده‌های بانکی و اوراق مشارکت (یا اوراق قرضه) از ریسک و عدم اطمینانی بالایی برخوردار است، ازاین‌رو سیاست‌گذاران و برنامه ریزان مالی و اقتصادی کشورها برای ترغیب افراد به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی، به دنبال فراهم کردن شرایطی هستند که با افزایش آگاهی سرمایه‌گذاران درباره بازارهای مالی به تصمیم‌گیری آن‌ها کمک کند. انجام پژوهش‌های مداوم پیرامون این بازار و با به‌کارگیری تکنیک‌ها و تحلیل‌های تخصصی برای شناسایی، تخمین و پیش‌بینی تلاطم بازار مالی برای بهینه‌سازی سرمایه‌گذاری در بازار مالی، از همین منظر ارزشمند است.

پژوهش پیرامون بورس اوراق بهادار حوزه گسترده‌ای را شامل می‌شود. سؤال اساسی این حوزه پژوهشی این است که کدام متغیرها و با چه مکانیسمی بر بازارها تأثیر می‌گذارند؟ ازاین‌رو شناسایی متغیرهای مؤثر بر بازدهی و نوسانات دارایی‌ها و شناخت مکانیسم اثرگذاری آن‌ها انگیزه اصلی برای انجام غالب پژوهش‌های مرتبط با بورس اوراق بهادار می‌باشد. در یک تقسیم‌بندی کلی، بخشی از این عوامل، داخلی (مرتبط با تصمیمات و عملیات شرکت) و بخشی خارجی (خارج از اختیارات مدیریت شرکت) در نظر گرفته می‌شوند. پژوهشگران به منظور دست‌یابی به تصویری کامل‌تر از عوامل مؤثر و شدت تأثیرگذاری آن‌ها بر بازارهای مالی متغیرهای مختلفی را مورد آزمون قرار می‌دهند؛ که در این میان، عوامل کلان به سبب تأثیر گسترده‌ای که دارند[1]، موردتوجه ویژه پژوهشگران قرارگرفته‌اند. موضوعاتی همچون بررسی رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی (همچون: نرخ ارز، تراز تجاری، تورم، نقدینگی و نرخ بهره) با متغیرهای بازدهی و نوسان، بررسی تأثیر متغیر برون زای قدرتمند همچون نفت

[1] حتی سرمایه‌گذاران با تنوع‌بخشی هم نمی‌توانند اثرات ناشی از این ریسک‌ها را حذف نمایند.

و طلا بر شاخص‌های بازار، مطالعه واکنش بازار به ریسک‌های سیاسی، آزمون فرضیه اثر تقدم-تأخر در بازارهای مالی و مطالعه تعاملات میان بازارهای مالی در این بخش قرار می‌گیرند.

با جهانی‌شدن تجارت و سرمایه‌گذاری، تعاملات بین بازارهای مالی بین‌المللی نیز افزایش‌یافته‌است. در اثر پیشرفت‌ها درزمینه فناوری اطلاعات و ارتباطات، مرزهای کشورها دیگر نمی‌توانند مانعی برای معاملات در بازارهای اوراق بهادار باشند. امروزه به دلیل گسترش پدیده جهانی شدن، بازارهای مالی به وضعیتی رسیده‌اند که معاملات بسیاری از اوراق بهادار در این بازارها به صورت پیوسته و شبانه‌روزی و با مشارکت سرمایه‌گذاران از اقصی نقاط جهان انجام می شود. شواهد تجربی نشان می‌دهد که معاملات بازار سهام در یک فضای مجرد صورت نمی‌پذیرد. در حقیقت، می‌توان بیان کرد که تقریباً همه بازارها اعم از مالی و غیرمالی، داخلی و بین‌المللی به‌نوعی با یکدیگر مرتبط هستند و هنگامی‌که بازارهای مالی با یکدیگر مرتبط هستند، اطلاعات ایجاد شده در یک بازار، می‌تواند سایر بازارها را متأثر سازد. [کشاورز حداد و همکاران، ۱۳۹۰]. لذا بررسی انتشار اخبار و رویدادها از یک بازار مالی به بازار مالی دیگر از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

بازار بورس اوراق بهادار تهران در درون سیستم بزرگ‌تری به نام سیستم اقتصادی ایران جای گرفته است، لذا از محیط پیرامون به‌شدت تأثیر می‌پذیرد. عوامل زیادی از قبیل نرخ ارز، گسترش و افزایش نقدینگی از عوامل محیطی مهمی هستند که بازار بورس را تحت تأثیر قرار می‌دهند ؛ همچنین عوامل متعددی همچون تشکیل سبد سهام توسط سرمایه‌گذاران در بازارهای مختلف، توسعه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[1] ، مبادلات تجاری کالایی شرکت‌های بورسی و درنهایت اثرات روانی موجب تأثیرگذاری وضعیت بازارهای اوراق بهادار جهانی بر بورس اوراق بهادار داخلی می‌شوند. اثرپذیری غیرمستقیم بورس‌های داخلی به واسطه بازارهایی مانند طلا، نفت و فلزات دیگر به عنوان انتقال‌دهنده شوک‌ها و نوسانات اقتصادهای خارجی را نیز باید به این موارد اضافه کرد.

[1] Foreign Direct Investment(FDI)

شدت یافتن تحریم‌ها در سال‌های اخیر و محدود بودن جریان گردش سرمایه بین‌المللی به بازار سهام ایران، شرایط منحصربه‌فردی را برای این بازار به وجود آورده است. علاوه بر این مداخلات دولتی همچون قواعدی از قبیل وجود محدوده پایین نوسان قیمتی باعث نوسان بسیار پایین این بورس شده‌است. وضعیت ویژه بورس اوراق بهادار تهران باعث شده است تا تأثیرپذیری بورس اوراق بهادار تهران از بزرگ‌ترین بحران مالی تاریخ جهان، یعنی بحران مالی اخیر آمریکا در نیمه دوم سال ۲۰۰۸ که موجب کاهش بازده و افزایش تلاطم‌های شاخص‌های بازارهای بین‌المللی سهام شد؛ همواره موردبحث و مناقشه بین محققین با شد. به نحوی که تقوی و همکاران [۱۳۸۹]، نشان دادند که بحران مالی غرب بر بازدهی بورس اوراق بهادار تهران تأثیرگذار نبوده است ولی شفیعی و صبوری‌دیلمی[۱۳۸۸] در مطالعات خود نشان دادند که بحران مالی جهانی علاوه بر کاهش درآمدهای نفتی ایران، به دلیل کاهش درآمدهای مالیاتی،موجب کسری بودجه می شود و بابیان توالی‌ای از تأثیرات، کاهش سودآوری شرکت‌ها را نتیجه‌ای از بحران مالی در نظر گرفته‌اند که به نوبه خود موجب رکود در بورس اوراق بهادار و روند نزولی قیمت‌ها و حجم معاملات سهام می‌شود.

مطالعه تعاملات میان بازارها با توسعه دانش پیرامون بورس اوراق بهادار این فرصت را برای سیاست‌گذاران اقتصادی فراهم می‌آورد تا با علم بر این ارتباطات، تصمیماتی به‌موقع برای کاستن از خسارت‌ها و حتی تبدیل تهدیدات به فرصت‌ها اتخاذ نمایند. در این پژوهش تأثیرپذیری بورس اوراق بهادار تهران از بورس‌های کشورهای پیشرو ایالات‌متحده و ژاپن و بورس‌های اقتصادهای نوظهور چین و هند در دوره زمانی ژانویه ۲۰۱۰ تا دسامبر ۲۰۱۵ موردبررسی قرارگرفته است.

۱-۳ ضرورت انجام پژوهش

شواهد زیادی نشان می‌دهد که به دلیل جهانی‌شدن بازارهای مالی از طریق جریان آزاد سرمایه و تجارت بین‌الملل، نوسانات قیمت دارایی‌های مالی، به دارایی‌ها و بازارهای دیگر سرایت می‌کند دامنه این سرایت‌ها با گسترش سیستم‌های ارتباطی و وابستگی بیش از پیش بازارهای مالی به یکدیگر رو به افزایش است.

با توجه به نقش حیاتی نو سانات در بازارهای مالی، طی سال‌های اخیر توجه چ شم‌گیری به تجزیه و تحلیل و پیش‌بینی نوسانات و درک چگونگی تأثیر بازارهای بین‌المللی بر همدیگر و به دست آوردن میزان و جهت ارتباطات میان بازارهای سهام شده است. این موضوع برای کشورهای درحال‌توسعه (همچون ایران) از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ زیرا در کشورهای درحال‌توسعه، ضربه‌های واردشده بر اقتصاد از جانب بازارهای خارجی، می‌تواند تأثیرات عمیقی برجای گذارد.

از سوی دیگر با توجه به اینکه سرمایه‌گذاران تصمیمات خود را بر ا ساس دو عامل بازده و ریسک اتخاذ می‌نمایند. اگر بتوان بازده سرمایه‌گذاری را پیش‌بینی کرد و مدل‌هایی برای آن ارائه داد درواقع شرایط مطمئن‌تری درباره بازده سرمایه ایجاد می‌شود که به امر گسترش سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی کمک خواهد کرد. از طرف دیگر اندازه‌گیری نوسان در بازارهای سهام برای تعیین هزینه سرمایه و برای ارزیابی سرمایه‌گذاری‌ها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ زیرا نوسان در بسیاری از موارد مترادف با ریسک می‌باشد. در مجموع می‌توان گفت، آگاهی از روابط بین دارایی‌هایی مالی موجبات رغبت هر چه بیشتر سرمایه‌گذاران برای ماندگاری در بازار سرمایه می‌شود.

همچنین مدیران پرتفوی، معامله گران اختیارات و بازار گردان‌ها، همگی علاقه‌مند به پیش‌بینی نوسانات، با یک سطح مناسب از دقت و صحت، برای کسب سود بالاتر یا اخذ موقعیتی با ریسک کمتر می‌باشند. نوسان به عنوان یک نمود عینی ریسک نقشی حیاتی در بازارهای مالی دارد و تحلیل گران بازارهای بالأخص چارتیست ها به دانستن چگونگی انتقال نوسانات و شوک‌ها میان بازارها و بخش‌های یک بازار در طول زمان علاقه‌مندند.

همچنین ازآنجایی‌که همبستگی دارایی‌ها امری مهم در مدیریت ریسک و استراتژی‌های تشکیل سبد سرمایه‌گذاری است. تنوع‌بخشی کارای پرتفولیو بدون آگاهی از رفتار و روابط بین دارایی‌های موردنظر امکان‌پذیر نخواهد بود. درنتیجه شناخت میزان ارتباط بورس اوراق بهادار تهران با بورس‌های خارجی این فرصت را برای سرمایه‌گذاران بین‌المللی فراهم می‌کند تا بازار سهام تهران را به عنوان یکی از گزینه‌های توزیع ریسک سرمایه‌گذاری مدنظر گیرند.

ظهور بحران‌های مالی منطقه‌ای وجهانی همچون بحران‌های بازارهای نوظهور مثل آنفولانزای آسیایی (در سال ۱۹۹۷)، سرمای روسی (در سال ۱۹۹۸)، و تب برزیلی (در سال ۱۹۹۹) و بحران مسکن آمریکا (در سال ۲۰۰۸) که اگرچه در آغاز معمولاً شوکی برای کشوری خاص به نظر می‌رسیدند ولی در ادامه به کشورهای دیگر گسترش یافتند؛ نشان داد شوک یک بازار فقط همان بازار را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد و این شوک به سایر بازارهای مالی نیز سرایت می‌کند. اثرات منفی بحران‌های بین‌المللی بر بازارهای داخلی، بر نحوه عملکرد سیاستمداران نیز تأثیر گذاشته است و آن‌ها را مجاب به اتخاذ سیاست‌ها و برنامه‌های مناسب نموده است. انتخاب راهکار مناسب برای کاستن از تأثیرات نامطلوبی همچون بحران‌های مالی جهانی روی اقتصاد داخلی نیازمند شناختن ساختار بازار سرمایه و چگونگی ارتباط آن با سایر بازارها می‌باشد.

تغییر ساختار اقتصادی کشور در سال‌های اخیر[۱]، تغییر ترکیب شرکای خارجی کشور[۲]، اتمام بحران اقتصادی اخیر و شکل‌گیری مجدد پایداری اقتصادی و همچنین گسترش آگاهی سرمایه‌گذاران حقیقی از تحولات بازارهای مالی[۳] ازجمله انگیزه‌های انجام این پژوهش به‌حساب می‌آید.

۱-۴ اهداف پژوهش

هدف این پژوهش بررسی تأثیرپذیری بورس اوراق بهادار تهران از چهار بورس خارجی نیویورک، توکیو، شانگهای وبمبئی می‌باشد که به ترتیب نماینده کشورهای ایالات متحده، ژاپن، چین وهند می‌باشند.

درواقع هدف این پژوهش پاسخ به این سؤال است که آیا بازدهی و نوسانات بورس اوراق بهادار تهران از بازدهی و نوسانات بورس‌های پیشرو (کشورهای امریکا و ژاپن) و بورس‌های نوظهور (کشورهای چین و هند) تأثیرمی پذیرد یا نه؟

---

[۱] می‌توان به هدفمند سازی یارانه‌ها که با فصل جدیدی از واگذاری سهام شرکت‌های دولتی به بخش خصوصی همراه بود اشاره کرد.

[۲] این امر تا حدودی متأثر از شدت گرفتن تحریم‌های اقتصادی اخیر بود. و تجارت ایران با چین و هند را به طرز چشم‌گیری افزایش داد.

[۳] بخشی از این آگاهی به سبب افزایش شبکه‌های ماهواره‌ای و تلویزیونی فارسی‌زبانی است که اخبار اقتصادی را نیز پوشش می‌دهند. و به سبب افزایش مراجعات به این شبکه‌ها حتی بعضاً مخاطب به‌طور ناخواسته از وضعیت بورس‌های پیشرو و نوظهور آگاه می‌شود.

۱-۵ محدودیت‌های پژوهش

در غالب بازارهای مالی از عواملی برای کنترل نوسانات قیمت سهام استفاده می‌شود. معمولاً در بازارهاي توسعه‌یافته بیش‌تر از مکانیسم توقف معاملات استفاده می‌شود، تا سرمایه‌گذاران فرصتی برای ارزیابی مجدد ارزش سهام داشته باشند. اما در بورس اوراق بهادار تهران از مکانیسم حد نوسان قیمت سهام برای محدود کردن نوسانات شدید قیمت سهام استفاده می‌شود. حد نوسان قیمت سهام، حداکثر یا حداقل تغییر قیمت مجاز سهام در یک روز است به شکلی که انجام معامله در خارج از دامنه تعیین‌شده در هرروز غیرممکن باشد. وجود حد نوسان قیمت در بورس اوراق بهادار تهران محدودیتی برای متغیرهایی مرتبط با بورس تهران ایجاد می‌نماید.

۱-٦ قلمرو پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، در زمره پژوهش‌های کاربردی قرار می‌گیرد. در این پژوهش برای گسترش حوزه پژوهش‌های قبلی دو کشور ایالات‌متحده و ژاپن از مجموعه کشورهای پیشرو و دو کشور هند و چین از کشورهای موسوم به اقتصادهای نوظهور انتخاب‌شده‌اند. از هر کدام از کشورها، بازار اوراق بهاداری به عنوان نماینده انتخاب شد که در تحقیقات گذشته، به‌طور متعدد توسط محققین داخلی و خارجی برگزیده‌شده و موردبررسی قرارگرفته بود. ازاین‌رو به بررسی تأثیرپذیری بورس اوراق بهادار تهران[1] از بورس اوراق بهادار نیویورک[2] (نماینده بازار ایالت متحده)، بورس اوراق بهادار توکیو[3](نماینده بازار ژاپن)، بورس شانگهای چین[4] (نماینده بازار چین)، بورس اوراق بهادار بمبئی[5] (نماینده بازار هند) پرداخته‌شده است.

سرمایه‌گذاران و مسئولان بورس اوراق بهادار به منظور دست‌یابی به تصویر مناسبی از روند بازار سهام و توانایی ارزیابی گذشته و در مواردی پیش‌بینی آینده، از شاخص‌های بورس بهره می‌برند. به

[1] Tehran Stock Exchange
[2] New York Stock Exchange (NYSE)
[3] Tokyo Stock Exchange
[4] Shanghai Stock Exchange
[5] Bombay Stock Exchange

تعبیری شاخص بورس همچون دما سنج نشان‌دهنده و ضعیت بازار سرمایه و حتی و ضعیت اقتصادی کشور است. اگرچه انتقاداتی به نحوه محاسبه شاخص‌ها واردمی باشد و در بعضی مواقع محتوای اطلاعاتی شاخص‌ها با ابهام مواجه است ولی باید در نظر داشت که شاخص‌های مطرح ارائه شده برای بازارهای مالی بهترین ابزار آماری در دسترس برای انجام پژوهش می‌باشد. ازآنجایی‌که سرایت تلاطم میان شاخص‌های مالی، حاکی از فرآیند انتقال اطلاعات میان بازارها می‌باشد. در این پژوهش از شاخص‌های بازارهای سهام برای بررسی تأثیرپذیری استفاده‌شده است.

در این پژوهش شاخص TEPIX [1](وزنی – ارزشی) نماینده‌ی بورس تهران می‌باشد. همچنین شاخص S&P 500 برای بورس نیویورک، شاخص TOPIX[2] برای بورس توکیو، شاخص SSE Composite Index برای بورس شانگهای و شاخص S&P BSE SENSEX [3] برای بورس بمبئی در نظر گرفته‌شده است.

این پژوهش از نظر ماهیت داده‌ها دارای رویکردی کمی می‌باشد. داده‌های تحقیق، داده‌های تاریخی و واقعی، از پیش گردآوری شده است. تفاوت در روزهای کاری میان بازار سهام تهران و بازارهای بین‌المللی و تفاوت‌های زمانی در ساعات باز و بسته شدن بازارها که ناشی از موقعیت‌های جغرافیایی مختلف است، ازجمله مشکلات مبتنی بر اطلاعات می‌باشند؛ که در این تحقیق برای رفع این مشکل شاخص‌های روزانه بازار سهام به داده‌های هفتگی تبدیل شده است تا مشکلات معاملات ناهماهنگ و وقایع مختل‌کننده، کم شود. داده هفتگی در دوره زمانی ژانویه ۲۰۱۰ ژانویه تا دسامبر ۲۰۱۵ از وب‌سایت‌های ارائه‌دهنده اطلاعات مالی جمع‌آوری‌شده است.

۱-۷ فرضیه‌های پژوهش

در این پژوهش سه فرضیه اصلی در مورد تأثیرپذیری بورس تهران به شرح زیر مورد آزمون قرارگرفته است:

[1] TEhran Price IndeX

[2] TOkyo Price IndeX

[3] S&P Bombay Stock Exchange Sensitive Index = BSE 30 = SENSEX

فرضیه ۱: نوسانات بورس تهران تأثیری از نوسانات بورس‌های خارجی نمی‌پذیرید.

فرضیه ۲: نوسانات پیش‌بینی‌شده بورس‌های خارجی تأثیری بر بازدهی بورس تهران ندارد.

فرضیه ۳: بازدهی بورس‌های خارجی تأثیری بر بازدهی بورس تهران ندارد.

با توجه به اینکه ارتباط میان بازارها توسط مدل‌های دو متغیره موردبررسی قرارگرفته است، بنابراین هر کدام از فرضیه‌های اصلی پژوهش را می‌توان به چهار زیر فرضیه تقسیم‌بندی نمود که در هر کدام از زیر فرضیه‌ها ارتباط بورس تهران با یکی از چهار بورس نیویورک، توکیو، شانگهای، بمبئی موردبررسی قرارگرفته است.

۱-۸ نوآوری پژوهش

مدل استفاده‌شده در این پژوهش تاکنون برای ارزیابی ارتباط میان بورس اوراق بهادار تهران با بورس‌های خارجی مورداستفاده قرار نگرفته است، با استفاده از مدل VAR با رهیافت BEKK به‌طور همزمان تأثیرپذیری بازده و نوسانات بورس تهران از بازدهی و نوسان بورس‌های خارجی موردبررسی قرارگرفته است، همچنین برای اولین بار با به‌کارگیری مدل VAR-GARCH-In-Mean با رهیافت BEKK قطری تأثیرات نوسانات پیش‌بینی شده بورس‌های منتخب بر بازدهی بورس تهران مورد ارزیابی قرارگرفته است.

به منظور توسعه منسجم بررسی ارتباط میان بورس اوراق بهادار تهران با بورس‌های سایر کشورها، بورس های خارجی در دو بخش بورس های پیشرو و بورس های نوظهور تقسیم‌بندی شده‌اند. ایالات‌متحده به عنوان بزرگ‌ترین اقتصاد دنیا و کشور ژاپن به عنوان برترین اقتصاد صنعتی شرق نمایندگان بازارهای پیشرو بوده‌اند و با توجه به گسترش ارتباط تجاری ایران با هند و چین این دو کشور به عنوان نمایندگان بازارهای نوظهور انتخاب‌شده‌اند.

در این پژوهش داده های مربوط به دوره زمانی ژانویه ۲۰۱۰ تا دسامبر ۲۰۱۵ موردمطالعه قرارگرفته‌اند. در دوره زمانی در نظر گرفته‌شده برای پژوهش ساختار اقتصادی کشورها بعد از بحران مالی اخیر به ثبات مجددی رسیده است و دوران جدیدی از روابط مالی در میان کشورها

شـکل‌گرفته‌اسـت. بررسـی ارتباط میان بورس اوراق بهادار تهران با بورس‌های خارجی در این بازه زمانی در پژوهش‌های این حوزه تاکنون انجام نگرفته بود.

۱-۹ ساختار پایان‌نامه

پس از بیان پیشگفتاری در فصل اول، موضوع پژوهش بیان‌شده است. در ادامه این فصل ضرورت انجام تحقیق، فرضـیه‌های پژوهش و قلمرو پژوهش بیان‌شـده اسـت. نوآوری پژوهش و سـاختار پژوهش بخش‌های پایانی فصـل اول را تشـکیل می‌دهند. فصـل دوم شـامل دو بخش می‌باشـد که در بخش اول سـابقه تحقیقات و مطالعات (داخلی و خارجی) بیان‌شـده اسـت. شـناخت مقدماتی الگوی های گارچ بخش آخر این فصل را تشکیل می‌دهد که درواقع دریچه‌ای برای ورود به حوزه‌ی مدل انتخابی می‌باشد

در فصـل سـوم داده‌های به‌کاررفته در پژوهش معرفی‌شـده‌اند و روش گردآوری آن‌ها بیان‌شـده اسـت. در ادامه این فصـل آزمون‌ها و مدل‌های به‌کاررفته در پژوهش توضـیح داده‌شـده اسـت. در فصـل چهارم به تجزیه و تحلیل یافته‌های پژوهش پرداخته شده ا ست. در این فصل پس از ارائه نتایج تو صیفی داده‌ها، نتایج آزمون‌های سـرایت تلاطم و نتایج حاصـل از آزمون‌های تأثیر نوسـانات شـرطی بر بازدهی ارائه‌شـده اسـت. در فصـل پنجم نتیجه‌گیری از پژوهش به همراه پیشـنهادهایی برای پژوهش‌های آتی ارائه‌شده است. در پایان این رساله منابع استفاده‌شده در پژوهش، درج‌شده است.

فصل دوم

چهارچوب نظری و پیشینه تحقیق

در این فصـل، ابتدا به بیان پیشـینه تحقیق پرداخته‌شـده اسـت؛ که پس از معرفی پژوهش‌های مرتبط با بورس اوراق بهادار تهران، به پژوهش‌های مطرح جهانی در این حوزه اشـاره‌شـده اسـت. بخش دوم این فصـل مقدمه‌ای برای ورود به مدل‌های خانواده گارچ می‌باشـد که در این بخش اطلاعات اولیه در مورد این مدل‌ها و دلایل استفاده از مدل‌های خانواده گارچ بیان‌شده است.

۲-۱ سابقه تحقیقات و مطالعات (داخلی و خارجی)

اصـطلاح سـرایت مالی از حوزه امراض همه‌گیر (بیماری‌های مسـری) اسـتخراج‌شـده اسـت و مفهومی جدید در چند دهه‌ی اخیر می‌باشـد. وجود سـرایت (انتقال) میان بازارهای مالی، نشـانه ارتباط میان این بازارهاست. سرایت میان بازارها به دو شکل سرایت بازدهی[1] و سرایت تلاطم[2] می‌باشد. ازاین‌رو پژوهشـگران مالی به منظور مطالعه تعاملات میان بازارها، اثرات سـرریز تلاطم و سـرریز بازدهی در میان بازارها را بررسی می‌نمایند. در ادامه پژوهش‌هایی که ارتباط میان بورس اوراق بهادار تهران با بورس‌های خارجی را موردبررسی قرار داده‌اند، معرفی‌شده‌اند.

زمانی و همکاران [۱۳۸۷] به بررسی پیش‌بینی پذیری و بررسی سرایت شاخص‌ها در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از یک مدل گارچ چند متغیره پرداختـــند و نشـــان دادند که در بازده‌های روزانه شاخص شرکت‌های کوچک‌تر بـا تأخیر دنباله‌رو شـاخص شرکت‌های بزرگ‌تر می‌باشد. ولی وجود سرایت در بازده‌های ماهانه و فصـلی و نیـز تلاطـم شاخص‌ها را مشـاهده نکردند.

جعفر عبدی [۱۳۸۹] برای بررســـی اثرات ســـرریز تلاطم یا انتقال اطلاعات از مدل FIGARCH دومت غیره برای بازدهی‌های بازار سهام تهران و دبی استفاده کردند. نتایج حاکی از آن بود که اثر سرریز تلاطم یا انتقال اطلاعات از بازار سـهام دبی به سـمت بازار سـهام تهران وجود دارد. یعنی متلاطم شـدن بازار ســـهام دبی از طریق انتقال اطلاعات و یا به عبارت دیگر از طریق تغییر انتظارات ســـرمایه‌گذاران، موجب متلاطم شدن بازار سهام تهران می‌گردد. اما این امکان وجود دارد که این دو بازار سهام، متأثر از

[1] Return Transmission
[2] Volatility Transmission

تلاطم‌های بازار دیگری باشـند. برای آزمون این ادعا، بازار جهانی طلا را به مدل MFIGARCH اضـافه کردند و درنتیجه از فضای دومتغیره وارد فضای سه متغیره شدند. نتایج مدل FIGARCH سه متغیره، بیانگر وجود اثرات سـرریز تلاطم، یکی از طرف بازار سـهام دبی به سـمت بازار سـهام تهران و دیگری از طرف بازار جهانی طلا به سمت بازار سهام دبی بود. اما برای تصدیق ادعای فوق، لازم بود که تلاطم‌های بازار جهانی طلا علاوه بر بازار سـهام دبی، به بازار سـهام تهران نیز سـرریز داشـته باشـد. بنابراین صـحت ادعای فوق مبنی بر اینکه تلاطم بازارهای سـهام تهران و دبی متأثر از تلاطم های بازار جهانی طلا می‌باشـد، تأیید نشـد .درنتیجه اثر سـرریز تلاطم میان بازارهای سـهام مذکور، متأثر از بازارهای دیگری همچون بازار جهانی طلا نمی‌باشد.

تقوی و همکاران [۱۳۸۹]، پژوهشی در مورد اثرات بحران مالی غـرب بـر بـورس اوراق بهـادار تهران در بازه مهر ۱۳۸٤ تا آبان ۱۳۸۸ انجام داده و میزان اثرات آن و استمرار نوسانات را به صورت کمی بررسـی کرده‌اند. نتایجی که از این تحقیق به دسـت آمد نشـان داد که اولاً بحران مالی غرب بر بازدهی بورس اوراق بهادار تهران تأثیرگذار نبوده اسـت و همچنین اسـتمرار نوسـانات در این دوره نیز کم بوده است.

ابو نوری و عبداللهی [۱۳۹۰] با استفاده از مدل خود رگرسیون ناهمسان واریانس شرطی چند متغیره ماهیت تعاملات بین بازده بازارهای سـهام چهار کشـور ایران، ایالات‌متحده امریکا، ترکیه و مالزی را بر اسـاس داده‌های هفتگی شـاخص سـهام، از اکتبر ۱۹۹۷ تا مارس ۲۰۱۰، مورد ارزیابی قراردادند. نتایج نشـان داد که اثرات مثبت و معنی‌داری از بازده های بازار سـهام ایالات‌متحده بر این بازارها به اسـتثنای ایران تحمیل‌شـده اسـت. همچنین شـواهدی قوی مبنی بر وجود اثرات آرچ و گارچ در چهار کشـور مشـاهده شـد که نشـان‌دهنده اثرپذیری نوسـانات این بازارها از شـوک‌ها و نوسـانات با وقفه خود می‌باشد.

زاهدی تهرانی [۱۳۹۱] در پژوهشی برای بررسی وجود ارتباط بین بازار بورس اوراق بهادار تهران با بازارهای مالی بین‌المللی در بازه زمانی ژانویه ۲۰۰۵ تا ژوئن ۲۰۱۲، اوراق بهادار نیویورک و لندن را

انتخاب نمود. و با توجه به احتمال تأثیرپذیری سهام شرکت‌های فعال در حوزه فلزات اساسی، شاخص قیمت فلزات اساسی در سطح جهانی را نیز به مدل اضافه نموده و موردبحث قرارداد. یافته‌های تحقیق نشان داد که در سطح اطمینان ۹۵ درصدی، همبستگی شرطی بازدهی شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران با بازده شاخص S&P 500 معنی‌دار می‌باشد. اما شواهدی که نشانگر وجود همبستگی شرطی مابین بازده بورس اوراق بهادار تهران با بازده FTSE100 و بازده شاخص فلزات اساسی باشد؛ به دست نیامد. محقق مبادلاتی که تعدادی از شرکت‌های حاضر در بورس با دیگر کشورها دارند (مثل شرکت‌های فعال در حوزه فراورده‌های پتروشیمی) و تأثیرپذیری شرکت‌های فعال در صنایع فلزات اساسی از فعل‌وانفعالات جهانی را به عنوان عوامل تأثیرپذیری بورس اوراق بهادار تهران از شاخص‌های جهانی بیان می‌کند. چراکه این شرکت‌ها می‌توانند به نوبه خود بخشی از بازار سهام و درصدی از ارزش روز و مقداری از شاخص بورس را با نوسان روبرو کنند.

ابونوری و نتاج [۱۳۹۱] برای بررسی اثر بحران مالی اخیر بر بازار اوراق بهادار در برخی کشورها (من‌جمله ایران) از بعضی شاخص‌ها و متغیرهای کلان اقتصادی مثل تورم، نرخ رشد حجم پول و نرخ بیکاری استفاده نمودند. نتایج نشان داد که بحران مالی که با استفاده از متغیرهای مجازی وارد مدل شده بود دارای اثر منفی بوده و در سطوح ۹۰ درصد و ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد.

سید حسینی و ابراهیمی [۱۳۹۲] سرایت تلاطم بین شاخص سهام بازارهای تهران، دبی و استانبول به عنوان سه بازار نوظهور و پیشرو در منطقه را در بازه زمانی دسامبر ۲۰۰۶ الی ژوئن ۲۰۱۰ و در قالب داده‌های روزانه موردبررسی قراردادند. نتایج به‌دست‌آمده از مدل‌های موردا ستفاده گارچ چند متغیره نشان‌دهنده سرایت معنادار تلاطم از بازار دبی به بازار تهران بود که این سرایت به شکل معکوس مشاهده نشد. از بازار دبی به ترکیه نیز سرایت محدودی قابل‌مشاهده بود.

سید حسینی و ابراهیمی [۱۳۹۲] در پژوهشی دیگر به بررسی سرایت تلاطم بین شاخص‌های بورس تهران، بورس دبی و شاخص قیمت جهانی نفت (به عنوان یک متغیر برون‌زای قدرتمند که می‌تواند بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان، ازجمله شاخص قیمت سهام را تحت تأثیر قرار دهد.) با

ا ستفاده از سه مدل گارچ چند متغیره و با ا ستفاده از داده‌های روزانه در بازه زمانی د سامبر ۲۰۰۶ الی ژوئن ۲۰۱۰ پرداختند. نتایج در مدل‌های مختلف عموماً حاکی از ســرایت تلاطم از بازار جهانی نفت به بازار دبی و بازار تهران بود. همچنین ســرایت تلاطم از بازار دبی به تهران نیز به‌طور معناداری مشــاهده شد. این در حالی است که اثر سرایت به‌طور معکوس مشاهده نگردید.

یزدان‌پرست و احدی سرکانی [۱۳۹۲] ارتباط بین بحـران مـالی در بازارهـای سـرمایه به عنوان یکی از پیامدهای بحران مالی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۸ و ارتباط آن با شاخص‌های ســهام در بــورس اوراق بهادار تهران را در دوره زمانی جولای ۲۰۰۷ تا مارس ۲۰۱۰ موردبررســی قراردادند. یافته‌های پژوهش نشان داد که برخی از شاخص‌های سهام در بازار سرمایه ایران با شاخص بحران مالی جهانی در بازارهای سرمایه رابطه معنی‌داری برقرار کرده‌اند. این یافته‌ها ادعای عدم وجود ارتباط بین بازار سرمایه کشــورهای برخوردار از بازار ســرمایه توســعه‌یافته و بورس اوراق بهادار تهران را موردنقد و چالش قرار می‌دهد.

کشـاورز حداد و مقاره عابد [۱۳۹۲] اثر سـرایت بحران جهانی از مسـیر شـاخص‌های بین‌المللی S&P500 و FTSE100 بر شاخص کل قیمت بازار سهام تهران، شاخص‌های صنعت و واسطه‌گری مـالی و شــاخص بــازار اول و دوم بازار سهام تهران، را بــا اســتفاده از آزمــون ســرایت DFGM [1] موردبررسی قراردادند. نتایج نشان داد که بحران جهانی به شاخص کل قیمت بازار سهام تهـران سـرایت کـرده بود. همچنین بحران، شاخص‌های صنعت و بازار اول را تحت تــأثیر خــود قــرار داده و موجــب کاهش ارزش این شاخص‌ها شده بود، ولی بر شاخص‌های واسطه‌گری مـالی و بـازار دوم بی‌تأثیر بوده است.

ابو نوری و علمی [۲۰۱۳] در پژوهشی این مسئله را که آیا موج تلاطم بحران مالی جهانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۰ همچنان بر تلاطم بازدهی بازار ایران اثرگذار می‌باشــد را با اســتفاده از شــاخص قیمت روزانه سهام تهران در بازه زمانی سپتامبر ۱۹۹۷ تا سپتامبر ۲۰۱۰ موردبررسی قرار داده است. نتایج نشان داد که بازار سهام تهران در دوره بحران در رژیم تلاطم بالا قرار دا شته ا ست. همچنین نمودار احتمال هموار

[1] Dungey, Fry, Gonzalez-Hermosillo and Martin

نشان داد که تلاطم در بازه ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹ در رژیم تلاطم بالا بود، ولی در بازه ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۰ به سوی رژیم تلاطم پایین چرخش نموده است.

تحقیقات در مورد ارتباط بین بازارهای مالی در مطالعات خارجی، حوزه وسیعی را دربرمی گیرد. هانتر[1] و همکاران [۱۹۹۹] معتقدند که مطالعات اولیه درباره سرایت مالی از تأمین مالی بین‌المللی به خصوص تأمین مالی کشورهای نوظهور نا شی می شود .تحقیقات درزمینه سرایت پس از بحران مالی سال‌های ۱۹۹۷ و ۱۹۹۸ شرق آسیا شدت گرفته است. در ادامه تلاش شده است تا ضمن برشمردن مجموعه‌ای از مطالعات پر استناد، طبقه‌بندی‌های مطرح در پژوهش‌های خارجی نیز بیان شود.

باید به این نکته توجه داشت که به سبب حجم بالای مبادلات مالی و معاملات تجاری مابین کشورهای توسعه‌یافته بخش عمده‌ای از ادبیات خارجی به بررسی ارتباط بازارهای پیشرو اختصاص داشته است. مثلاً هاماو[2] و همکاران [۱۹۹۰] در پژوهشی به منظور بررسی اثر نوسانات مابین بازارهای سهام، وجود اثرات خارجی از نیویورک به توکیو، لندن به توکیو و نیویورک به لندن را یافتند. در مطالعه‌ای مشابه بکر[3] و همکاران [۱۹۹۲] وابستگی بازارهای سهام امریکا و ژاپن را بررسی کردند. آن‌ها دریافتند که تغییرات زیاد قیمت در یک بازار منجر به نوسانات زیاد در آغاز کار بازار دیگر منجر می‌شود. تئودوشیو[4] و همکاران [۱۹۹۳] وجود اثر نوسانات از امریکا به کانادا، آلمان و بریتانیا و از ژاپن به آلمان را نشان دادند. انگل[5] و همکاران [۱۹۹٤] اثرات خارجی دوجانبه بین بورس نیویورک و توکیو را مشاهده نمودند. پیرو[6] و همکاران [۱۹۹۸] به بررسی انتقال شوک‌ها در بازارهای سهام نیویورک، توکیو و فرانکفورت پرداختند. نتایج نشان داد بازار سهام توکیو تأثیرگذارترین بازار سهام می‌باشد..

[1] Hunter
[2] Hamao
[3] Becker
[4] Theodossiou
[5] Engel
[6] Peiro

اما برای اولین بار در مطالعه انجام‌شده توسط بکائرت و هاروی [1](۱۹۹۵) به برجسته بودن ارتباط بین بازار توسعه‌یافته و بازارهای نوظهور اشاره شد و مفهوم تنوع‌بخشی بین‌المللی به پرتفولیو[2] مطرح شد. این مطالعه سرآغاز پژوهش‌هایی است که به بررسی ارتباط بازارهای توسعه‌یافته و نوظهور پرداختند.

چان لا [3][۲۰۰٤] سرایت میان شانزده بازار نوظهور و توسعه‌یافته را در دوره زمانی ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۱ موردبررسی قرارداد. چان لا نتیجه گرفت که بحران روسیه و برزیل دارای اثرات پایداری بودند.

ورسینگتون [4]و همکاران [۲۰۰٤] مکانیسم انتقال نوسانات و بازده بین بازارهای سهام کشورهای آسیای شرقی (هنگ‌کنگ، ژاپن، سنگاپور، کره، اندونزی، مالزی، فیلیپین، تایوان و تایلند) را با ا ستفاده از داده‌های هفتگی برای دوره زمانی ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۰ با ا ستفاده از مدل گارچ چند متغیره موردبررسی قرارداد. نتایج نشان‌دهنده همگرایی بالا در بین بازارهای موردبررسی بود (اگرچه بازارهای نوظهور اثرپذیری متفاوتی نسبت به بازارهای توسعه‌یافته داشتند). همچنین نتایج نشان داد که در تمامی بازارها اثرات خودی بیشتر از اثرات بین بازاری است (یعنی بازارها از حوادث خود اثرپذیری بیشتری دارند) و بازارهای نوظهور در مقایسه با بازارهای توسعه‌یافته‌تر از شرایط داخلی بیشتر تأثیر می‌پذیرند.

یو [5]و همکاران [۲۰۰٦] از داده‌های روزانه شاخص سهام هشت کشور منطقه MENA[6] (عربستان، امارات، بحرین، عمان، اردن، مصر، مراکش و ترکیه) و سه بازار توسعه‌یافته (امریکا، انگلیس و فرانسه) در دوره زمانی ژانویه ۱۹۹۲ تا دسامبر ۲۰۰۵ برای بررسی همگرایی بازارهای سهام منطقه MENA استفاده کردند. نتایج به‌دست‌آمده از به‌کارگیری مدل گارچ چندمتغیره به شرح زیر می‌باشد:

---

[1] Bekaert & Harvey

[2] Portfolio

در برخی متون پرتفوی نیز گفته‌شده است." بدره " و "سبد سهام" را نیز به عنوان معادلاتی برای این واژه به‌کاربرده‌اند

[3] Chan-Lau

[4] Worthington

[5] Yu

[6] Middle East and North Africa

با وجود عضویت ایران در سازمان منا، اما در این تحقیق بورس سهام ایران موردبررسی قرار نگرفته است.

- رابطه تعادلی بلندمدت میان بازارهـای سـهام کـشورهای غیـر عـضو شـورای همکـاری خلیج‌فارس[1](مصر، اردن، مراکش و ترکیه) و امریکا مشاهده شد
- وجود همگرایی بین بازارهای سهام کشورهای عضو و غیر عضو شورای همکاری خلیج‌فارس
- همبستگی منفی بین بازارهـای سـهام عـضو شـورای همکـاری خلیج‌فارس و بازارهای توسـعه‌یافته (بدین ترتیب برای سـرمایه‌گذاران فعال در بورس‌های پیشـرو که خواهان تنوع‌بخشی بـه سـبد سرمایه خود هستند سرمایه‌گذاری در این بازارها می‌تواند گزینه مناسبی باشند).
- در بررسی وجود رابطه کوتاه مدت، بازار سهام امریکا رابطـه علیـت گرنجـری قـوی بـا بازارهـای سهام غیر عضو شورای همکاری خلیج‌فارس دارد.
- اثرات نوسانات از بازار سهام امریکا به اغلب کشورهای MENA معنی‌دار بود.
- در تمامی مـوارد اثرپـذیری بازارهـا از بازده‌ها و نوسـانات خـود، بیـشتر از بازده‌ها و نوسـانات بازارهای دیگر می‌باشد.

مریک [2] و همکاران [۲۰۰۷] هم حرکتی نوسـان در بازارهای سـهام آمریکا، انگلیس و خاورمیانه (مصر، اسرائیل و ترکیه) را در فاصله زمانی سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۶ بررسی نمودند و نشان دادند که همبستگی بسیار ضعیفی میان این بازارها با یکدیگر وجود دارد.

مالیک [3] و همکاران [۲۰۰۷] مکانیسـم سـرایت تلاطم میان بازار سـهام ایالات‌متحده و بازار سـهام خلیج فارس و بازارهای جهانی نفت خام را به کمک یک چارچوب گارچ چندمتغیره مورد آزمایش قرار دارند. آن‌ها دریافتند که سـرایت معنی‌داری میان بازارهای بااهمیت دوم وجود دارد و همچنین نشـان دادند که بازارهای سهام خلیج‌فارس، گیرندگان تلاطم از بازار جهانی نفت هستند.

[1] Gulf Cooperation Council (GCC)
[2] Meric
[3] Malik

لی [1][۲۰۰۷] ارتباط بازارهای سهام چین، هنگ‌کنگ و امریکا را با استفاده از یک مدل گارچ چند متغیره موردبررسی قرارداد. نتایج هیچ‌گونه رابطه مستقیمی بین بازار سهام چین و امریکا را نشان نداد ولی اثرگذاری یک‌طرفه بورس هنگ‌کنگ بر بورس‌های شانگهای و شنزن را نشان داد. لی نتیجه گرفت که کوچک بودن ابعاد رابطه نوسانات بازارهای سهام چین و هنگ‌کنگ، نشان‌دهنده همگرایی ضعیف بازار سهام چین با دیگر بازارهای توسعه‌یافته منطقه‌ای می‌باشد.

لی و همکاران [۲۰۰۷] به بررسی اثرگذاری بازده‌ها و نوسانات بازارهای سهام توسعه‌یافته‌تر (امریکا (شاخصS&P500) و آلمان (شاخص DAX) بر بازارهای سهام نوظهور مرکز و شرق اروپا (مجارستان (شاخص BUX) و لهستان (شاخصWIG)) با استفاده از داده‌های روزانه در دوره زمانی ژانویه ۱۹۹۸ تا دسامبر ۲۰۰۵ پرداختند .نتایج حاصل از به‌کارگیری مدل گارچ چند متغیره، عبارت‌اند از:

- اثرات یک‌طرفه بازدهی‌ها از شاخصS&P500 به شاخص‌های DAX WIG،BUX
- اثرات یک‌طرفه بازدهی‌ها از DAX به BUX و از BUXبه WIG
- اثرات یک‌طرفه نوسانات S&P500 و DAX به BUX و WIG
- اثرات دوطرفه نوسانات بین S&P500 و DAX و همچنین BUX و WIG
- با وجود مشاهده روابط فوق، ارتباط بین بازارهای نوظهور و توسعه‌یافته ضعیف بوده و فقط ۲۰% از تغییرات در بازده‌های بازارهای نوظهور توسط شوک‌های بازارهای توسعه‌یافته قابل توضیح بود.

کارونانایاک [2]و همکاران [۲۰۰۹] وجود اثرگذاری بازده‌ها و نوسانات بازارهای سهام چهار کشور استرالیا، امریکا، انگلیس و سنگاپور بر یکدیگر را با استفاده داده‌های هفتگی شاخص سهام در دوره زمانی ژانویه ۱۹۹۲ تا دسامبر ۲۰۰۸ را با استفاده از مدل گارچ چند متغیره ارزیابی کردند. نتایج

[1] Li
[2] Karunanayake

پژوهش وجود اثرات یک‌طرفه بازده‌ها از بازار سهام امریکا و انگلیس به بازارهای سنگاپور و استرالیا و وجود اثر نوسانات مشترک در چهار بازار را نشان داد.

مون[1] و همکاران [۲۰۰۹] به بررسی اثرات سرریز کوتاه مدت بازدهی و تلاطم روزانه سهام میان بازارهای سهام آمریکا و چین پرداختند. آن‌ها با استفاده از مدل‌های خانواده گارچ اثر سرریز اطلاعات را برای بازدهی و تلاطم شاخص S&P500 در آمریکا و شاخص بازار سهام شانگهای در چین در بازه زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۷ موردبررسی قراردادند. نتایج نشان‌دهنده شواهدی از اثرات سرریز تلاطم از بازار سهام آمریکا به بازار سهام چین بود.

توجه به تغییر (ات) سیاست‌گذاری در عرصه اقتصادی و مالی در کشور یا سازمان همکاری بین‌المللی انگیزه لازم برای انجام و یا تکرار پژوهش هایی در حوزه سرایت پذیری را به وجود می‌آورد. پژوهش‌های که به بررسی ارتباط بورس اوراق بهادار کشوری، قبل و بعد از آزادسازی تجارت خارجی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در آن کشور پرداخته‌اند را در زمره چنین کارهایی می‌توان قرارداد. به‌عنوان‌مثال کیم و راجرز[2] [۲۰۰۵] به بررسی حرکت‌های همزمان بازارهای سهام کره، ژاپن و آمریکا با استفاده از مدل قارچ پرداختند. نتایج کار نشان می‌دهد از زمانی که بازار کره برای حضور خارجیان در بازار سهام این کشور بازشده است، تأثیرات سرایت از ژاپن و آمریکا به کره افزایش‌یافته است.

بررسی ارتباط میان فاصله جغرافیایی و مقیاس بازارهای مالی با میزان تأثیرگذاری، بهانه دیگری برای انجام پژوهش پیرامون ارتباط بازارهای سهام می‌باشد. به عنوان نمونه داوینسکی و آنتا [3][۲۰۰۵]، در تحقیقی تأثیر شاخص بورس اوراق بهادار نیویورک و شاخص بورس‌های اروپایی بر شاخص بورس اوراق بهادار ورشو در چارچوب مدل‌های سری زمانی را بررسی کردند .نتایج نشان داد که اثر شاخص‌های بورس اوراق بهادار نیویورک در توضیح تغییرات شاخص قیمت بورس اوراق بهادار ورشو قدرتمندتر از اثر بورس‌های اروپایی است. کریستیانسن[4] [۲۰۱۰] سرریز نوسانات از آمریکا (جهانی) و

[1] Moon
[2] Kim & Rogers
[3] Wdowinski & Aneta
[4] Christiansen

بازارهای دارایی اروپا (منطقه‌ای) به اوراق قرضه ملی اروپا و بازارهای سهام (محلی) را بررسی کرده است و نشان داده است که اثرات نوسانات جهانی، منطقه‌ای و محلی همگی مهم هستند.

با توجه به اینکه در پژوهش‌های این حوزه دو راه برای مکانیسم انتقال در نظر گرفته‌شده است: غالب تحقیقات مسیر مستقیمی از کشورهای منشأ بحران به کشور مقصد را موردبررسی، توجه قرار می‌دهند. و در برخی پژوهش‌ها مسیر غیرمستقیمی از کشورهای همسایه که متعاقباً توسط کشورهای منشأ بحران تحت تأثیر قرارگرفته‌اند، موردتوجه قرار می‌گیرد. برای مثال سوگیموتو[1] و همکاران (۲۰۱۳) نشان دادند در پی بحران مالی ایالات‌متحده جمع اثر سرریز از کشورهای اروپایی به بازارهای آفریقایی بیش از اثرات مربوطه از خود ایالات‌متحده است.

۲-۲ شناخت مقدماتی الگوهای گارچ

در الگوهای اقتصادسنجی مرسوم، فرض بر این است که واریانس جزء اخلال در کل نمونه ثابت می‌باشد. اما بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی، برخی از دوره‌ها را با نوسانات زیاد و برخی از دوره‌ها را با تغییرات اندک پشت سر می‌گذارند. [صادقی و شوال پور،۱۳۸۹] این پدیده نخستین بار توسط ماندلبورت[2] [۱۹۶۳] گزارش شد و نوسانات خوشه‌ای[3] نام‌گذاری شد. مشاهده خطاهای پیش‌بینی کوچک و بزرگ در خوشه‌های مختلف یک سری زمانی، می‌تواند بیانگر این مطلب باشد که تغییرات قیمت دوره بعدی با تغییرات قیمت دوره جاری مرتبط است. به عبارت دیگر تغییرات بزرگ در قیمت‌ها، اغلب تمایل به ایجاد تغییرات بزرگ‌تر در دوره بعد دارد تغییرات کوچک اغلب تمایل به تغییرات کوچک دارد [حداد و بابایی،۱۳۹۰] در چنین شرایطی فرض وجود واریانس ثابت یا واریانس همسانی چندان معقول نخواهد بود و انتظار می‌رود که واریانس در طی سری زمانی موردنظر ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد. [دوراندیش و همکاران،۱۳۹۳]

[1] Sugimoto
[2] Mandelbort
[3] Volatility Clustering

از سوی دیگر، در بسیاری از موارد پیش‌بینی واریانس شـــرطی یـــک ســـری از داده‌ها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار خواهد بود. به‌عنوان‌مثال یـــک سهام‌دار ممکن ا ست به دنبال پیش‌بینی نرخ عایدی سهام و واریـانس آن طـی دوره نگهداری باشد، اگر ایـن سهام‌دار بخواهـد سـهمی را در دوره t خریداری نموده و در دوره t+1 بفروشـــد، برای وی واریانس غیرشـــرطی و یا بلندمدت عایدی آن، ارزشـــی نخواهد داشت. [صادقی و شوال پور،۱۳۸۹] بنابراین در بسیاری از موارد پیش‌بینی‌های شـــرطی از ارجحیـــت بسیار بالاتری نسبت به پیش‌بینی غیرشرطی برخوردارند.

مدل حداقل مربعات معمولی[1] اگرچه یکی از پرکاربردترین مدل‌ها در اقتصادسنجی می‌باشد، اما به دلیل وجود فرض همسانی واریانس هانمی تواند ساختار پویای نوسانات را توضیح دهد. زیرا در مدل حداقل مربعات معمولی ارزش مجذورات جملات خطا در تمامی نقاط یکسان بوده و باهم برابر هستند. نکته ویژه‌ای که هنگام بروز حالت ناهمسـانی واریانس در یک سـری زمانی باید موردتوجه قرار گیرد، این اسـت که ضـرایب رگرسـیونی که از روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده می‌شـوند نا اریبی خود را حفظ می‌کنند، اما انحراف معیار و فاصـــله اطمینان به‌دســـت‌آمده در این روش بســـیار محدود بوده، به‌گونه‌ای که صحت و درستی نتایج به‌دست‌آمده را زیر سؤال می‌برد. [عالیشوندی و همکاران،۱۳۸۸]

در سال ۱۹۸۲ انگل، الگویی را برای مدل سازی واریانس شرطی اخلال ($E_{t-1}(\varepsilon^2)$) معرفی کرد که بـــه الگوهـــایARCH[2] یا واریـــانس ناهمسانی شرطی خود بازگشتی شهرت یافتنـــد. وی اعتقاد داشـت که بازدهی‌ها و نوسـانات آن‌ها به هم وابسـته هسـتند و بنابراین نباید به‌طور مسـتقل از یکدیگر مدل‌سازی شوند. ازاین‌رو الگوهایی را که به‌طور همزمان شامل میانگین شرطی و واریـــانس شـــرطی هسـتند را موردبررسی قرارداد.

[1] OLS(Ordinary least squares)

[2] Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity

معادله ۲-۱ ساده‌ترین شکل مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی حاصل‌ضربی که انگل در سال ۱۹۸۲ ارائه داد. که در آن υ_t فرایندی نوفه سفید[1] با واریانس یک می‌باشد. و υ_t و ε_{t-1} مستقل از یکدیگر می‌باشند. α_0 و α_1 مقادیری ثابت با فرض $0 < \alpha_1 < 1$ و $\alpha_0 > 1$ می‌باشند.

$$\varepsilon_t = \upsilon_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2} \qquad (۱-۲)$$

در مدل‌های آرچ مشاهدات قبلی مربوط به یک سری زمانی نه‌تنها برای پیش‌بینی مقادیر آتی آن سری زمانی، بلکه برای پیش‌بینی نوسانات آتی یا واریانس شرطی آن‌ها نیز استفاده می‌شوند. درواقع مزیت الگوهای ARCH این است که می‌تواند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته خود توضیح دهد. [انگل و کرونر[2]، ۱۹۹۵] الگوی رگرسیونی ARCH به صورت صریح بین واریانس غیرشرطی و واریانس شرطی تفاوت قائل شده و واریانس شرطی را به عنوان تابعی از خطاهای گذشته در نظر می‌گیرد.

در مدل‌های اولیه الگوی ARCH واریانس پیش‌بینی بازدهی آتی تنها بر اجزاء خطای پیش‌بینی گذشته مبتنی است. درحالی‌که در مدل‌های ARCH تعمیم‌یافته یا GARCH[3] که در سال ۱۹۸۶ مستقلاً توسط بالرسلو[4] و تیلور[5] توسعه یافتند؛ برآوردهای قبلی از نوسانات نیز ممکن است در برآورد واریانس آتی اثر داشته باشد. در مدل GARCH واریانس شرطی تابعی از مقادیر با وقفه هر دو واریانس شرطی و خطای پیش‌بینی است.

با فرض اینکه فرایند خطا دارای الگویی به صورت معادله ۲-۲ می‌باشد معادله ۲-۳ الگوی ارائه‌شده توسط بالرسلو را نشان می‌دهد که در آن واریانس شرطی خطا، یک فرایند ARMA می‌باشد.

$$\varepsilon_t = \upsilon_t \sqrt{h_t} \qquad (۲-۲)$$

---

[1] White Noise

دنباله نوفه سفید، دنباله‌ای است که هر مقداری از این دنباله دارای میانگین صفر و واریانس ثابت باشد و با سایر مقادیر دنباله مذکور همبستگی نداشته باشد.

[2] Engle & Kroner

[3] Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity

[4] Bollerslev

[5] Taylor

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} \qquad (۳-۲)$$

υ_t فرایندی نوفه سفید با واریانس یک می‌باشد. و این مدل به صورت $GARCH(p,q)$ نمایش داده می‌شود. مدل $GARCH(1,1)$ ساده‌ترین و درعین‌حال پرکاربردترین الگوی به کار گرفته‌شده می‌باشد. که ضرایب α_0، α_1 و β_1 بزرگ‌تر از صفر می‌باشند. [مالیک[1]،۲۰۰۳]

یکی از مزایای آشکار الگوی GARCH در این است که در برخی موارد به جای یک الگوی ARCH مرتبه بالا، یک الگوی GARCHرا جایگزین می‌کنیم که در آن اصل صرفه‌جویی بیشتر رعایت شده و شناسایی و برآورد آسان‌تر است [دوراندیش و همکاران،۱۳۹۳]

امروزه مدل‌های GARC کاربرد وسیعی در مدل‌سازی سری‌های زمانی مالی دارند. دو ویژگی اساسی سری‌های زمانی مالی یعنی وجود دمب چاق و نوسانات خوشه‌ای در این سری‌ها را می‌توان با استفاده از مدل‌های خانواده GARCH مدل‌سازی نمود. [محمدی و همکاران، ۱۳۸۸]

همچنین پژوهشگران برای رفع محدودیت‌ها به توسعه پیوسته چندگانه این مدل‌ها می‌پردازند. برای مثال واریانس شرطی در مدل گارچ تنها به مقدار و اندازه خطاها بستگی دارد و علامت خطاها یا شوک‌ها (اخبار مثبت یا اخبار منفی) تأثیری بر واریانس شرطی ندارد. نلسون[2] در سال ۱۹۹۱ برای غلبه بر این محدودیت مدلEGARCH یا گارچ نمایی[3]، را ارائه کرد که امکان بررسی رفتار بازار با در نظر گرفتن اثرات هرمی [4]را فراهم آورده است.

در مدل‌های گارچ تک متغیره، واریانس شرطی هر سری مستقل از تمام سری‌های دیگر در نظر گرفته می‌شود. علاوه بر این به کوواریانس بین سری‌ها به عنوان یک عامل مهم در بررسی نوسانات متغیرها، توجهی نمی‌شود. این محدودیت‌ها باعث می‌شوند که این مدل‌ها در بسیاری از موارد کاربردی نباشند. [حیدری و بشیری،۱۳۹۱]

---

[1] Malik

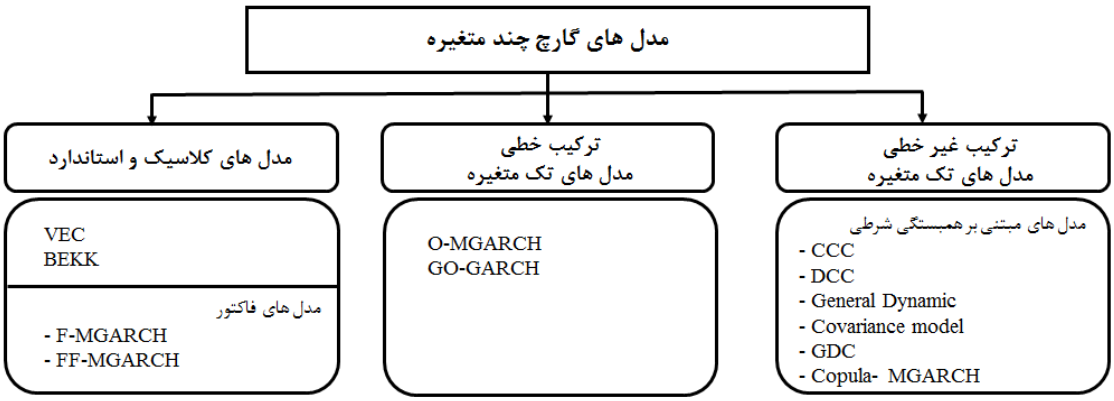
[2] Nelson

[3] Exponential generalized autoregressive conditional heteroscedastic

[4] Leverage Effect

در مقابل مدل‌های گارچ چندمتغیره[1]، معادلات مشخصی برای بیان چگونگی تغییرات کوواریانس در طول زمان‌دارند. مهم‌ترین مدل‌های گارچ چندمتغیره، مطالعه تأثیر تلاطم‌های دارایی‌ها بر یکدیگر می‌باشد.

در مدل‌های گارچ چندمتغیره، تعداد پارامترها با افزایش بعد مدل، به‌شدت افزایش می‌یابند و از سوی دیگر لازم است با اتخاذ محدودیت‌هایی برای پارامترها از مثبت معین بودن ماتریس واریانس – کوواریانس اطمینان حاصل نماییم. [باوسن[2] و همکاران،۲۰۰۶]. در شکل ۲-۱ دسته‌بندی‌ای برای مدل‌های گارچ چند متغیره، نمایش داده‌شده است.



شکل (۲-۱) انواع مدل‌های گارچ چند متغیره. [باوسن و همکاران،۲۰۰۶]

مدل‌های BEKKو VEC و CCC در مطالعات و پژوهش‌های مالی به صورت وافر مورداستفاده قرارگرفته‌اند و از پایه‌های نظري قوی‌ای برخوردار می‌باشند. [سید حسینی و ابراهیمی،۱۳۹۲] مدل‌های BEKKو VEC و همچنین مدل گارچ عاملی (مدل‌های فاکتور) در مدل‌سازی سری‌های زمانی مالی به مراتب کاربرد بیشتری دارند. [باوسن و همکاران،۲۰۰۶] مدل BEKK را می‌توانیم به عنوان نسخه محدودشده[3] مدل VEC در نظر بگیریم. [هوانگ[4] و همکاران، ۲۰۱۰]

[1] Multivariate GARCH(واژه‌ای لاتین)
[2] Bauwens
[3] Restricted
[4] Huang

در مدل VEC تضـــمین مثبت معین بودن[1] ماتریس وار یانس –کووار یانس (H_t) بدون اعـمال محدودیت‌های قوي مشــکل می‌باشــد. اما روش به کار گرفته‌شــده در فرموله کردن ماتریس واریانس – کوواریانس مدل BEKK، مثبت معین بودن آن را تضمین می‌نماید، اما تعداد زیاد پارامترها همچنان یک مشکل به‌حساب می‌آید. [سو و هوانگ[2]، ۲۰۱۰]. اما مشکل جدی‌ای در استفاده از مدل‌های دو متغیره BEKK پیش نمی‌آید. [کاپورین و مک آلر[3]، ۲۰۱۰]

[1] Positive-Definite
[2] Su & Huang
[3] Caporin & McAleer

فصل سوم

روش تحقیق

در این فصل ابتدا داده‌های به‌کاررفته در پژوهش معرفی‌شده است و روش‌های گردآوری اطلاعات بیان گردیده است. در ادامه دو شرط مانایی سری‌های زمانی و ناهمسانی واریانس شرطی بیان‌شده است و آزمون‌های مناسب برای حصول اطمینان از اینکه داده‌ها شرایط لازم برای استفاده از مدل‌های خانواده گارچ رادارند، معرفی‌شده‌اند. همچنین مدل VAR- BEKKبرای بررسی تأثیرپذیری بورس تهران از سایر بورس‌ها ، بالأخص بررسی سرایت تلاطم معرفی‌شده است.درنهایت مدل VAR-GARCH-M با رویکرد BEKKقطری برای برر سی تأثیرات واریانس شرطی و بازدهی‌های دوره قبل بر روی بازدهی‌ها مطرح شده است.

۳-۱ داده‌های مورداستفاده در پژوهش

در این پژوهش برای آزمون تأثیرپذیری بورس اوراق بهادار تهران از بورس‌های خارجی موردنظر از شاخص‌های مطرح ارائه‌شده برای این بازارها استفاده‌شده است. چراکه شاخص بازار بهترین ابزار آماری در دسترس برای انجام پژوهش می‌باشد. مراجعات متعدد فعالان بورس‌های اوراق بهادار به وب‌سایت‌هایی[۱] که شاخص‌های بازارها را ارائه می‌دهند، گواهی بر اهمیت شاخص‌ها می‌باشد.

در هر بورس اوراق بهاداری شاخص هایی را بنا بر احتیاج و کارایی تعریف کرده و محاسبه نموده‌اند. شاخص‌های قیمت[۲] که بیانگر روند عمومی قیمت سهام کل یا بخشی از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار هستند، رایج‌ترین گروه در میان شاخص‌ها می‌باشند. در این مطالعه از پنج شاخص قیمتی که شیوه وزن دهی آن‌ها بر اساس ارزش بازار[۳] می‌باشد. استفاده شده است. در چنین شاخص‌هایی تغییر قیمت شرکت‌هایی با سرمایه کلان که سهام شناور آزاد[۴] قابل‌توجهی دارند، تأثیر بیشتری بر شاخص می‌گذارد.

---

[۱] ازجمله پایگاه‌های معتبری که اطلاعات به‌روز بازارها را ارائه می‌دهند؛ می‌توان به Bloomberg و CNBC اشاره کرد.

[2] Price index

[3] capitalization-weighted index = cap-weighted index = market-value-weighted index

[4] free-float

با توجه به اینکه پنج بازار موردمطالعه در مناطق مختلـــفی از جهان قرار دارند و روزها و ساعات کاری متفاوتی دارند. ازاین‌رو استفاده از داده‌های هفتگی به سبب کاهش اختلال نسبت به داده‌های روزانه، مطلوب‌تر است. در این پژوهش داده هفتگی بورس‌های خارجی برای دوره زمانی ژانویه ۲۰۱۰ تا دسامبر ۲۰۱۵ از وب‌سایت‌های Yahoo finance[1] و Investing [2]گردآوری شد. شاخص‌های هفتگی بورس اوراق بهادار تهران از داده‌های تاریخی شاخص روزانه موجود در وب‌سایت بورس اوراق بهادار تهران[3] به دست آمد.

جدول ۳-۱ شاخص‌های به‌کاررفته در این پژوهش را نشان می‌دهد. در این جدول مشخص شده است که هر کدام از شاخص‌ها کدام بازار را نمایندگی می‌کنند. همچنین نمادی که برای سری‌های زمانی هر شاخص در تحلیل نرم‌افزاری به‌کاررفته است، ذکرشده است. تعداد تکرار داده‌ها در جدول۳-۱، نشانگر تعداد دفعاتی است که به سبب فعال نبودن بازار دریک هفته کاری[4]، مقدار شاخص برای دوره قبل عیناً برای این دوره تکرار شده است.

جدول (۳-۱) شاخص‌های به‌کاررفته در این پژوهش

نام شاخص	بازار مرتبط	نماد به کار رفته	تعداد تکرار داده‌ها
TEPIX	بورس اوراق بهادار تهران	tepix	۱
S&P 500	بورس اوراق بهادار نیویورک	sandp	۰
TOPIX	بورس اوراق بهادار توکیو	topix	۰
SSE Composite Index	بورس اوراق بهادار شانگهای	sse	۸
S&P BSE SENSEX	بورس اوراق بهادار بمبئی	bse	۰

داده‌های مورداستفاده در این پژوهش در قالب سری‌های زمانی[5] تعریف‌شده‌اند. هدف از تحلیل سری‌های زمانی توصیف، کنترل و پیش‌بینی داده‌های سری زمانی می‌باشد. به منظور انجام

[1] http://finance.yahoo.com/market-overview/

[2] http://www.investing.com/indices/

[3] http://new.tse.ir/archive.html

[4] برای مثال تعطیلات عید نوروز در ایران در برخی از سال‌ها و تعطیلات هفته طلایی ملی چین و تعطیلات هفته طلایی جشن بهاره چین موجب تعطیلی یک‌هفته‌ای بورس‌ها می‌شود.

[5] سری زمانی مجموعه‌ای از مشاهدات است که بر حسب زمان (یا هر کمیت دیگری) مرتب‌شده‌اند. (آذر و مؤمنی،۱۳۸۸)

محاسبات‌آماری و برآوردهای‌اقتصادسنجی، از نرم‌افزارهای EViews 8.1[1] و WinRATS Pro 9[2] استفاده شده است که ضمن برخورداری از دقت بالا، مدل‌های فراوانی برای تحلیل‌های سری زمانی را شامل می‌شوند. مراحل اولیه پژوهش با استفاده از EViews انجام‌گرفته است اما به منظور برآورد مدل و انجام آزمون‌هایی نیکویی برازش[3] از RATSاستفاده‌شده است که از قابلیت‌های بیشتری برای توسعه و تعریف مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی نسبت به EViews برخوردار است.

۳-۲ روش انجام پژوهش

گام اول در انجام هر تحقیقی که از اطلاعات سری‌های زمانی استفاده می‌کند، بررسی مانایی[4] سری‌های زمانی می‌باشد. [دوراندیش و همکاران،۱۳۹۳]. در صورت عدم وجود مانایی سری‌های زمانی، نتایج آزمون‌های آماری متعارف موردتردید قرار می‌گیرند و ممکن است در رگرسیون سری‌های زمانی، مشکل رگرسیون ساختگی به وجود آید. [قنبری و رسولی، ۱۳۹۰]

بررسی نمودار تابع خود همبستگی[5] و یا همبسته نگار[6] یکی از راه‌های بررسی ایستایی سری زمانی می‌باشد. در صورتی که تابع خود همبستگی با کاهش شدید همراه باشد، می‌توان گفت که متغیر موردنظر مانامی باشد. [شیرین بخش و حسن خوانساری،۱۳۸۷]

اما نا مانایی برخی از متغیرها از روی نمودارهای آن‌ها به صراحت مشخص نمی‌شود. [قنبری و رسولی،۱۳۹۱] و بدون شک هرگونه برداشت شهودی از الگوی تغییرات متغیرها با اشتباهاتی همراه خواهد بود و اثبات هر ادعایی در این زمینه نیازمند به‌کارگیری آزمون‌های مربوط می‌باشد. [صادقی و شوال پور،۱۳۸۹]

---

[1] http://www.eviews.com/home.html(وب‌سایت برنامه)

[2] https://estima.com/(وب سایت برنامه)

[3] Goodness of fit

[4] Stationary

[5] Autocorrelation Function (ACF)

[6] Correlogram

رایج‌ترین آزمون برای بررسی مانایی سری‌های زمانی، آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[1] می‌باشد. این آزمون که درواقع آزمونی برای بررسی وجود ریشه واحد[2] در معادله مشخصه می‌باشد. با فرض صفر[3]: وجود ریشه واحد انجام می‌شود. چنانچه مقدار آماره به‌دست‌آمده برای سری زمانی، کمتر از مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵%[4]، با شد می‌توانیم فرض صفر را رد نموده و مانایی سری زمانی را تأیید نماییم.

ممکن است سری زمانی با یک‌بار تفاضل گیری[5] مانا شود. در چنین حالتی نمی‌توان از متغیرها در مدل‌های گارچ استفاده کرد. [زاهدی،۱۳۹۱]. ازاین‌رو برای تمامی سری‌های زمانی‌ای که مانا نباشند و متغیرهای جدیدی را به عنوان درصد بازده لگاریتمی تعریف می‌کنیم که به صورت نمایش داده‌شده در معادله ۳-۱ محاسبه می‌شود.

$$return_t = (\ln(p_t) - \ln(p_{t-1})) \times 100 \qquad (۱-۳)$$

که در آن $return_t$ نشان‌دهنده سود (زیان) سرمایه‌ای[6] در زمان t است. $\ln(p_t)$ و $\ln(p_{t-1})$ به ترتیب لگاریتم طبیعی داده‌های قیمتی در زمان t و $t-1$ می‌باشد. برای اینکه بازده به صورت درصدی به دست آید، در عدد ۱۰۰ ضرب شده است.

تشکیل جدول آماره‌های توصیفی اطلاعات مفیدی در مورد توزیع بازدهی و بالأخص تفاوت‌های آن با توزیع نرمال ارائه می‌دهد. با استفاده از آزمون جارک-برا[7]می‌توانیم در مورد نرمال بودن توزیع‌ها قضاوت نماییم. آماره جارک -برا اساس کشیدگی[8] و چولگی[9] محاسبه می‌شود. فرض صفر در این آزمون

---

[1] Augmented Dickey-Fuller (ADF) test

[2] Unit Root

[3] Null Hypothesis (H_0)

[4] برای مطالعه بیشتر در مورد دلایل انتخاب سطح خطای پنج درصد به منبع زیر مراجعه نمایید:
فیض زاده علی (۱۳۸۱) "آیا p value به‌تنهایی کافی است؟" خبرنامه پژوهشگران سلامت. سری ۱ شماره ۴ صفحات ۲۰ -۱۶.

[5] تفاضل اول متغیر y به صورت زیر به دست می‌آید:

$$D(y_t) = y_t - y_{t-1}$$

[6] Capital gain(loss)

[7] Jarque-Bera

[8] Kurtosis

[9] Skewness

نرمال بودن توزیع‌هاست که در صورت کوچک‌تر بودن مقدار آماره به‌دست‌آمده با مقدار بحرانی در سطح خطای ۵% صحت این فرض تأیید می‌شود. ازآنجایی‌که نرم‌افزارهای آماری مقدار احتمال متناظر با آماره را نیز برآورد می‌نمایند. در صورتی که این احتمال بزرگ‌تر از ۵% باشد فرض نرمال بودن توزیع پذیرفته می‌شود.

بعد از اطمینان از مانایی سری های زمانی، با تخمین یک مدلARMA[1] برای هر کدام از سری‌های زمانی، به بررسی وجود اثرات Arch می‌پردازیم، در صورت تأیید وجود این اثرات می‌توانیم از مدل‌های خانواده آرچ و گارچ استفاده نماییم. [مولدینا[2] و همکاران،۲۰۰۳] به منظور بررسی وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال، معادله ARMA برآورد شده، از آزمون ARCH استفاده می‌شود. [ناهیدی و نیکبخت،۱۳۸۹]

فرض صفر آزمون Arch، همسانی[3] واریانس شرطی است. در صورتی که احتمال مربوط به اماره Obs*R.squared، کمتر از ۵% باشد، فرض صفر رد می شود، که به معنی ناهمسانی[4] واریانس شرطی در سری زمانی است.

چالش بعدی پژوهش، انتخاب متقارن[5] بودن یا نامتقارن[6] بودن مدل گارچ مورداستفاده می‌باشد.بدین منظور از آزمون‌های تورش اندازه و علامت[7] استفاده‌شده است .این آزمون‌ها توسط انگل و ان جی[8] [۱۹۹۳] برای بررسی عدم تقارن نوسانات و تشخیص اینکه در نظر گرفتن مدل‌های متقارن برای توصیف داده مناسب است یا نه ،پیشنهاد شده است. معمولاً این آزمون‌ها بر روی پسماندهای[9] مدل‌های گارچ انجام می شوند.[بروکز[10] ،۲۰۰۹]بدین منظور برای هر یک از سری‌های زمانی به‌کاررفته

[1] Autoregressive moving average model
[2] Moledina
[3] Homoscedasticity (Homoskedasticity)
[4] Heteroscedasticity (Heteroskedasticity)
[5] Symmetric
[6] Asymmetric
[7] Sign and size bias tests
[8] Engle and Ng
[9] Residual
[10] Brooks

در پرورش ، یک مدل گارچ تک متغیره برآورد می‌شـود و پسـماند این مدل ها در آزمون اسـتفاده می‌شوند.[منلا علی [1]،۲۰۱۴]

انگل و ان جی ، آزمون مشـترکی[2] برای علامت (مثبت یا منفی بودن نوسـانات) و اندازه (بزرگی نوسانات) ،بر اساس معادله رگرسیون ۳-۲ پیشنهاد کردند.در این معادله، S_{t-1}^{-} شاخصی ساختگی است و در صورتی که ε_{t-1} منفی باشد ،مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر را می‌پذیرد. υ_t جز اخلال معادله می‌باشـد.همچنین S_{t-1}^{+} برابر $1-S_{t-1}^{-}$ می‌باشـد.معنی‌دار بودن ضـرایب Φ_1 ، Φ_2 و Φ_3 به ترتیب نشان‌دهنده حضور تورش علامت، تورش اندازه منفی و تورش اندازه مثبت می‌باشد. فرض صفر آزمون مشترک، عدم وجود تأثیرات نامتقارن می‌باشد. آماره به‌دست‌آمده از آزمون به صورت مجانبی از توزیع κ^2 با ۳ درجه آزادی تبعیت می‌کند.

$$\hat{u}_t^2 = \Phi_0 + \Phi_1 S_{t-1}^{-} + \Phi_2 S_{t-1}^{-}\varepsilon_{t-1} + \Phi_3 S_{t-1}^{+}\varepsilon_{t-1} + \upsilon_t \qquad (۲-۳)$$

در حالت کلی مدل‌های خانواده گارچ از دو معادله تشـکیل می‌شـوند.معادله‌ای برای توصـیف روابط بین متغیرها(بازدهی ها) ، که معادله میانگین[3] نامیده می‌شـود و معادله واریانس[4] که روابط واریانس‌های شـرطی را مشـخص می‌نماید.با ترکیب مدل‌های مختلفی که برای هر کدام از دو معادله انتخاب می‌شود،الگوهای متنوعی از ناهمسانی واریانس شرطی به دست می‌آید.

در مدل اول به‌کاررفته در این پژوهش، از یک مدل VAR(1) [5] دو متغیره اسـتفاده‌شـده اسـت وبرای توصیف ماتریس واریانس-کوواریانس ، راهبرد[6] BEKK(1,1,1) [7]به کار گرفته‌شده است. در این مدل، میانگین شرطي، واریانس و کوواریانس متغیرها به طور همزمان تخمین زده می شود.

---

[1] Menla Ali
[2] Joint test
[3] Mean equation
[4] Varince equation(variance regressors)
[5] Vector Autoregressive
[6] Approach
[7] Baba, Engle, Kraft, Kroner

محققين براي مطالعه رابطه بين متغيرها و تأثير آن‌ها بر يكديگر توجه خاصـــي به مدل‌های خود رگرســـيوني برداري (VAR)داشـــته‌اند .[حیدری و همکاران ،۱۳۸۹]فرایند خود رگرســـیونی برداری از مرتبه P ((VAR(P)) برای سیستم M متغیری Y_tدر معادله ۳-۳ نمایش داده‌شده است.در این معادله R_t ، μ_t و R_{t-i} بردارهایی با M درایه می‌باشـــند . بردار ε_t ،فرایند اخلال خالص برداری[1] اســـت و ϕ_i ماتریسی $M \times M$ می‌باشد که ارتباط میان بازدهی و وقفه‌ها را نشان می‌دهد.

$$R_t = \mu_t + \phi_1 R_{t-1} + \cdots\cdots + \phi_p R_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (۳-۳)$$

معمولا هدف شـــناســـایی پارامترهای ماتریس ϕ_i می باشـــد و پیش از اســـتفاده از مدل برای پیش بینی یا مقاصـــد تحلیلی باید این پارامترها تخمین زده شـــود.در این پژوهش از مدل VAR(1) دو متغیره برای معادله میانگین مدل گارچ استفاده شده است،این مدل به طور گسترده ای در پژوهش های مالی به کار گرفته شده است.در معادله ۳-۴ ،بسط ماتریسی برای مدل خودرگرسیون برداری دو متغیره نشان داده شـــده اســـت.پس از برآورد درایه های ماتریس ϕ_1 ،در مورد تاثیرگذاری بازدهی دوره قبل بر بازدهی فعلی نتیجه گیری می نماییم.

$$\begin{bmatrix} R_{1,t} \\ R_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{1,t} \\ \mu_{2,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{1,t-1} \\ R_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \qquad (۴-۳)$$

معنی‌دار بودن درایه‌های قطری ماتریس ϕ_1نشـان‌دهنده این اسـت که متغیر بازدهی بازارها با یک وقفه بر روي متغیر بازدهی همان بازارها تأثیر می‌گذارد.عناصـــر غیر قطری این ماتریس نشـــان‌دهنده ارتباط بازدهی هر کدام از بازار با مقادیر بازدهی‌های گذشـــته بازار دیگر می‌باشـــد.برای مثال معنی‌دار بودن ϕ_{12} نشان‌دهنده تأثیرپذیری بازدهی بازار اول از بازدهی دوره گذشته بازار دوم می‌باشد.

انگل و همکاران در سال ۱۹۹۵ مدل BEKK را پیشنهاد کردند. ماتریس واریانس-کواریانس این مدل BEKK(1,1,K) به صورت رابطه ۳-۵ تعریف می‌گردد.

[1] Vector white noise

$$H_t = CC' + \sum_{k=1}^{k} A_k' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_k + \sum_{k=1}^{k} B_k' H_{t-1} B_k \qquad (۵-۳)$$

مدل BEKK(1,1) ساده‌ترین و درعین حال پرکاربردترین مدل برای بررسی سرایت تلاطم[1] می‌باشد. و به‌طورمعمول در پژوهش های مالی مدل BEKK(1,1,1) مورد استفاده قرار می گیرد. [هوانگ[2] و همکاران، ۲۰۱۰] همچنین معادله جز اخلال در رابطه ۳-٦ بیان‌شده است، که در آن υ_t فرایندی نوفه سفید با واریانس یک می‌باشد.

$$\varepsilon_t = H_t^{(1/2)} . \upsilon_t \qquad (۶-۳)$$

ماتریس کوواریانس – واریانس این مدل در رابطه (۳-۷) نمایش داده‌شده است که در آن ماتریس‌های A ، B و C از مرتبه $N \times N$ می‌باشند و ماتریس C پایین مثلثی می‌باشد.

$$H_t = CC' + A\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A' + BH_{t-1}B' \qquad (۷-۳)$$

تعداد زیاد پارامترها یک مشکل اساسی برای مدل BEKK می‌باشد. لذا این مدل در مواردی با بعد بیش از 3 یا 4 متغیر (سری)، بکار نمی‌روند. [سید حسینی و ابراهیمی، ۱۳۹۲]. ازاین‌رو در این پژوهش از مدل دومتغیره برای بررسی سرایت نوسان استفاده شده است. معادله ۳-۸ شکل ماتریسی برای مدل BEKK(1,1) دو متغیره[3] نشان می‌دهد.

$$\begin{bmatrix} H_{11,t} & H_{12,t} \\ H_{21,t} & H_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}' + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1.t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} +$$
$$\begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} H_{11,t-1} & H_{12,t-1} \\ H_{21,t-1} & H_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \qquad (۸-۳)$$

درایه‌های ماتریس C از نظر اقتصادی تفسیر مشخصی ندارند. [دوراندیش و همکاران، ۱۳۹۳]. اثر سرریز تلاطم به وسیله مقادیر ماتریس‌های ضرایب A و B مشخص می شود. مقادیر قطری ماتریس

[1] Volatility
[2] Huang
[3] Bivariate BEKK GARCH

A نشان‌دهنده تأثیر شوک‌های داخلی و مقادیر قطری نشانگر پایداری تلاطم‌های شرطی است. مقادیر غیر قطری ماتریس A نشان‌دهنده سرریز شوک‌ها از بازاری به بازاری دیگر می‌باشد. مقادیر غیر قطری ماتریس B هم سرریز نوسانات گذشته بازاری بر بازاری دیگر را نشان می‌دهد. [خو و سان [1]، ۲۰۱۰]

به بیانی دیگر معنی‌دار [2]بودن a_{11} نشان می‌دهد که شوک‌های وارده بر بازار اول در دوره قبل (یک دوره قبل) بر نوسانات فعلی این بازار تأثیر می گذارد و معنی‌دار بودن a_{12} نشان‌دهنده تأثیر شوک‌های وارده بر بازار اول در دوره قبل، بر نوسانات جاری بازاردوم می‌باشد که به معنی وجود اثر سرریز شوک از بازار اول به بازار دوم می‌باشد. به صورت مشابه برای درایه‌های ماتریس B نیز می‌توان گفت که معنی‌دار بودن b_{11} نشان‌دهنده مؤثر بودن نوسانات بازار اول در دوره قبل بر نوسانات جاری این بازار می‌باشد. معنی‌دار بودن b_{12} نیز نشان می‌دهد که نوسانات بازار اول درگذشته (دوره قبل)، نوسانات جاری بازار دوم را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

در این پژوهش رابطه بین بورس تهران و سایر بازارها به صورت مجزا بررسی‌شده است. بدین منظور از برنامه RATS استفاده شده است.

در این مدل برای تخمین پارامترها، روش حداکثر راست نمایی (برآورد درستنمایی بیشینه [3]) به‌کاررفته است. به دلیل اینکه یکی از شروط انتخاب مدل بهینه، نرمال بودن توزیع خطاها می‌باشد. از مدل درست نمایی بیشینه گوسی [4] استفاده‌شده است.

در رابطه ۳-۹ درست نمایی بیشینه لگاریتمی [5] نشان داده‌شده است. در این معادله T نشان‌دهنده تعداد مشاهدات و K نشان‌دهنده تعداد سری‌ها می‌باشد. در این مدل الگوریتم بهینه‌سازی BFGS [6]استفاده می‌شود.

---

[1] Xu & Sun

[2] Significant

[3] Maximum likelihood Estimation (MLE)

[4] Quasi-maximum likelihood (QML)

[5] Log-likelihood

[6] Broyden–Fletcher–Goldfarb–Shanno algorithm

$$Log(l) = -\tfrac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\left[k\log(2\pi) + \ln\left|H_t\right| + \varepsilon_t' H_t^{-1}\varepsilon_t\right] \qquad (۹-۳)$$

اطمینان از نیکویی برازش آخرین اقدام در تخمین هر مدلی می‌باشد. اگرچه آزمون‌های تشخیص بسیار زیادی برای مدل‌های تک متغیره به وجود آمده‌اند ،اما تعداد بسیار کمی از آن‌ها قابلیت استفاده در مدل‌های چند متغیره رادارند. برای اطمینان از نیکویی برازش مدل چند متغیره،آزمون های پسماند محور[۱] انجام می‌گیرد. [باوسن و همکاران،۲۰۰۶]

ازآنجایی‌که مدل درست نمایی بیشینه گوسی به عنوان روش تخمین در مدل گارچ استفاده شده است و نرمال بودن توزیع پسماندها فرض اولیه این درست نمایی می‌باشد .برای حصول اطمینان از اینکه برآوردها ،قوی می‌باشند .می‌توانیم نوفه سفید بودن پسماندهای مدل را آزمون نماییم.[هووانگ[۲] و همکاران ،۲۰۱۰]

رابطه۳-۱۰ چگونگی برآورد پسماند استاندارد شده[۳] مدل چند متغیره را نشان می دهد.

$$\hat{Z}_t = \hat{H}_t^{-0.5}\,\hat{\varepsilon}_t \qquad (۱۰-۳)$$

با استفاده از آزمون لیونگ باکس[۴] به بررسي خود همبستگی در پسماندهای استانداردشده می‌پردازیم. فرض صفر این آزمون عدم وجود خود همبستگی در متغیرها می‌باشد.به منظور اطمینان از حذف اثر آرچ از متغیرهای بازدهی ،به بررسی وجود این اثرات در پسماندهای استانداردشده می‌پردازیم.فرض صفر این آزمون عدم وجود اثرات آرچ می‌باشد.[دوراندیش و همکاران،۱۳۹۳]

بروک ول و دیویس [۲۰۰۲] آزمونی[۵] برای بررسی استقلال متغیرها پیشنهاد کردند که معمولاً بر روی پسماندهای مدل (پسماندهای استانداردشده برای مدل گارچ) به کار می‌رود .این آزمون مقادیر

---

[1] Residual-based diagnostics

[2] Huang

[3] Standardized Residual

[4] Ljung-Box

[5] Brockwell and Davis Indepent Tests = battery of independence tests

لیونگ-باکس و مک لود لی[1] را که آزمون‌هایی برای خود همبستگی در سطح متغیرها و مجذور متغیرها می‌باشند،را ارائه می‌دهد.فرض صفر این آزمون‌ها عدم وجود خود همبستگی در متغیرها می‌باشد. هوسکینگ[2] [۱۹۸۱] گونه ای از آزمون آماره Q چند متغیره را معرفی کرد که فرض صفر آن عدم وجود همبستگی سریالی در هر بخش و بین دو بخش می باشد که به معنی صفر بودن تمامی خود همبستگی‌ها و همبستگی های متقابل وقفه ها می باشد.

آزمون آرچ مجذور سری را بر روی وقفه‌های سری رگرسیون می‌نماید و معنی‌دار بودن وقفه‌ها را موردبررسی قرار می‌دهد. فرض صفر آزمون آرچ، میانگین صفر بودن سری و عدم وجود همبستگی سریالی[3] می‌باشد.می‌توانیم از این آزمون به عنوان آزمونی تشخیصی برای پسماندهای استانداردشده مدل گارچ استفاده نماییم. همچنین می‌توانیم از مدل چند متغیره این آزمون برای بررسی اثرات آرچ چندمتغیره برای مجموعه‌ای از سری‌ها بالأخص پسماندهای استانداردشده مدل گارچ، استفاده نماییم.فرض صفر میانگین صفر بودن ،عدم وجود همبستگی سریالی و ثابت بودن ماتریس کوواریانس می‌باشد.

در ادامه با استفاده از مدل GARCH-M [4]در معادله میانگین مدل ،به توسعه بررسی تأثیرپذیری بورس‌های اوراق بهادار پرداخته‌شده است. انگل، لیلین [5]و رابینز[6]در سال ۱۹۸۷ چهارچوب اصلی مدل ARCH را به نحوی تغییر دادند که امکان وابسته بودن میانگین یک دنباله به واریانس شرطی آن دنباله فراهم آید. ایده اصلی این مدل در این است که افراد ریسک گریز در بازار برای نگهداری دارایی‌ای ریسکی، انتظار جبران ریسک رادارند. و چون میزان مخاطره‌آمیز بودن یک دارایی را از طریق واریانس بازده آن دارایی اندازه‌گیری نمود. در این صورت پاداش ریسک تابعی صعودی از واریانس شرطی خواهد

[1] McLeod-Li
[2] Hosking
[3] Serial Correlation
[4] GARCH in Mean
[5] Lilien
[6] Robins

بود. [صادقی و شوال پور،۱۳۸۹]. برای بررسی تأثیرات توأم بازدهی‌های گذشته و واریانس شرطی بر بازدهی‌ها ،از مدل VAR-GARCH-IN-MEAN [1] استفاده‌شده است.این روش توسط حیدری و همکاران [۲۰۱۳] و کاپورال [2]و همکاران [۲۰۱۵] استفاده‌شده است. معادله میانگین این مدل در معادله ۳-۱۱ نشان داده‌شده است. در ادبیات بررسی رابطه تلاطم و بازده، هم واریانس و هم انحراف معیار شرطی را به عنوان عامل تلاطم در نظر گرفته‌اند. [پاکیزه،۱۳۹۰] در معادله ۳-۱۱ عامل تلاطم (H)، واریانس در نظر گرفته‌شده است و h_{t-i} نشان‌دهنده بردار واریانس شرطی می‌باشد.

$$R_t = \mu_t + \sum_{i=1}^{p} \phi_i R_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} L_i h_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۱۱-۳)$$

در این پژوهش برای در نظر گرفتن واریانس شرطی (نوسان پیش‌بینی‌شده بر اساس اطلاعات گذشته) ،مدل VAR-GARCH-M دو متغیره‌ای به کار گرفته‌شده است .رابطه بازدهی‌ها در معادله ۳-۱۲ نشان داده‌شده است.

$$\begin{bmatrix} R_{1,t} \\ R_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{1,t} \\ \mu_{2,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{1,t-1} \\ R_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} L_{11} & L_{12} \\ L_{21} & L_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \qquad (۱۲-۳)$$

درایه‌های ماتریس ϕ در بخش قبل توضیح داده‌شده است.معنی‌داری بودن درایه‌های ماتریس L نشان‌دهنده تأثیر نوسانات پیش‌بینی‌شده بر بازدهی می‌باشد. به عبارت دیگر معنی‌دار بودن درایه l_{11} نشان می‌دهد که می‌توان از واریانس شرطی بازار اول بر توصیف بازدهی همان بازار استفاده کرد و معنی‌دار بودن درایه l_{12} نشان‌دهنده تأثیر نوسانات پیش‌بینی‌شده بازار دوم بر روی بازدهی بازار اول می‌باشد.

ماتریس واریانس –کوواریانس این مدل ،BEKK قطری در نظر گرفته شده است. این ماتریس در رابطه ۳-۱۳ نمایش داده‌شده است. ازآنجایی‌که بررسی تأثیرات شوک‌ها و نوسانات گذشته بر روی نوسانات جاری در بخش قبل انجام‌گرفته است. این بخش از پژوهش بر روی بررسی تأثیرات نوسانات بر

[1] VAR-GARCH-M

[2] Caporale

روی بازدهی‌های جاری متمرکز بوده اســت. و ازاین‌رو ماتریس‌های ضــرایب اثرات آرچ (A) و گارچ (B) قطری در نظر گرفته‌شده است[1].

$$\begin{bmatrix} H_{11,t} & H_{12,t} \\ H_{21,t} & H_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}' + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{bmatrix}'\begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} \varepsilon_{1.t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{bmatrix}'\begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix}'\begin{bmatrix} H_{11,t-1} & H_{12,t-1} \\ H_{21,t-1} & H_{22,t-1} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} \qquad (۱۳-۳)$$

این مدل به روش درست نمایی بیشینه لگاریتمی (معادله ۳-۹) و الگوریتم BFGS با استفاده از برنامه RATS برآورد شده است.آزمون‌های تشخیصی این مدل مشابه مدل VAR-BEKK می‌باشد.که در صفحات پیشین بیان‌شده است.

[1] نتایج آزمون سرایت تلاطم، نشان داد که ارتباطی میان نوسانات بازار هادر سطح اطمینان ۹۵% وجود ندارد. (این نتایج در فصل چهارم بیان شده است.)

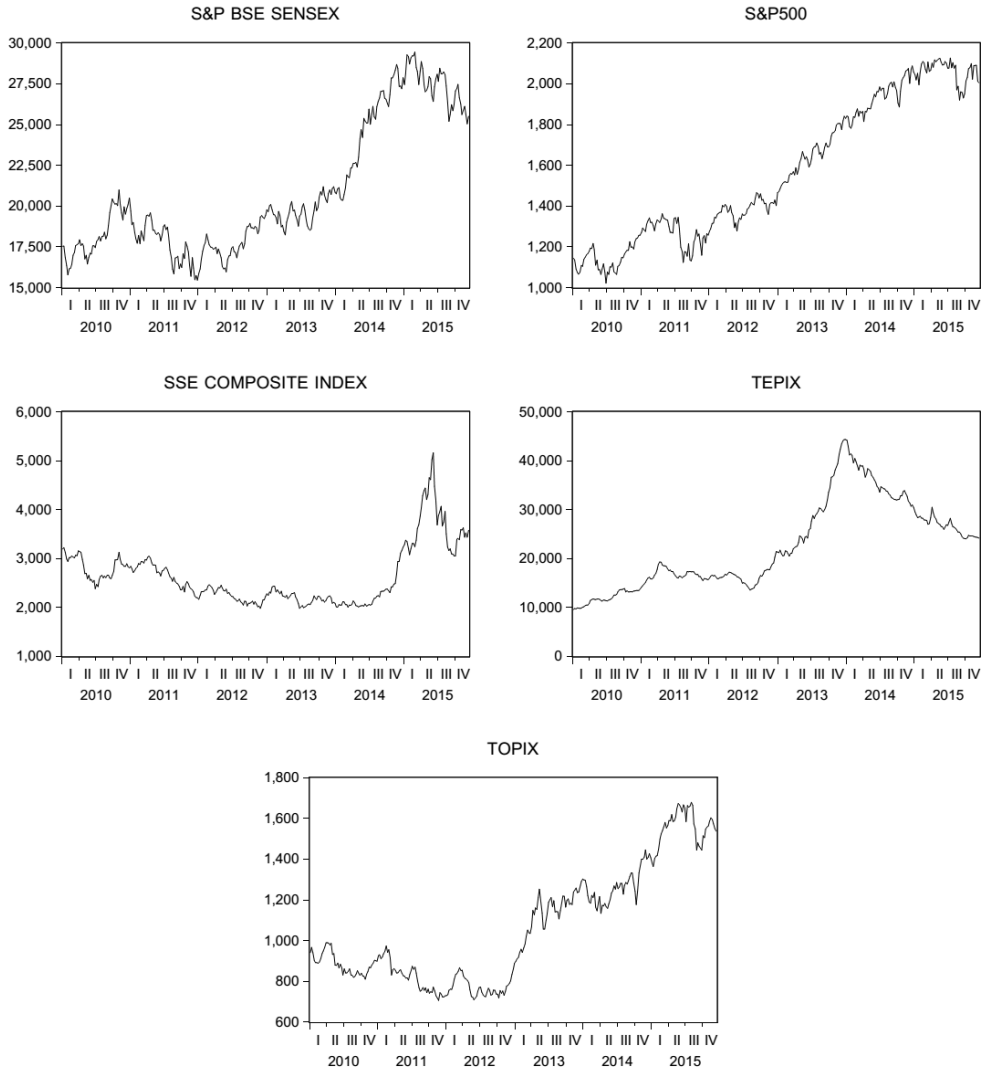
فصل چهارم

تجزیه وتحلیل نتایج

دراین فصل ابتدا نتایج توصیفی داده ها و نتایج آزمون های مانایی و اثرات آرچ ، نشان داده شده است .درادامه نتایج حاصل از مدل ها ارایه شده است.

٤-١ نتایج توصیفی

پس از گردآوری داده های هفتگی پنج شـــاخص به کار رفته در پژوهش ، نمودار خطی[1] این شاخص ها با استفاده از نرم افزار EViews ، ترسیم شده است.این نمودار ها در شکل ۴-۱ نشان داده شده است.



شکل (۴-۱) نمودار شاخص ها

[1] Line Graph

نتایج حاصل از انجام آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته بر روی سری های زمانی پنج شاخص در سطح داده در جدول ٤-١ امده است. در اکثر موارد معادله آزمون با در نظر گرفتن عرض از مبدا و روند انجام می پذیرد.[کزهان[1] ،٢٠١٠] .همچنین انتخاب وقفه ها به صورت خودکار توسط نرم افزار و براساس معیار اطلاعاتی شوارتز[2] انجام پذیرفته است.

جدول (۴-۱) خلاصه وضعیت مانایی سری های زمانی شاخص های قیمتی در سطح داده
(مقدار بحرانی در سطح خطای ۵% برابر است با ۳٫۴۲۴۳۸۷-)

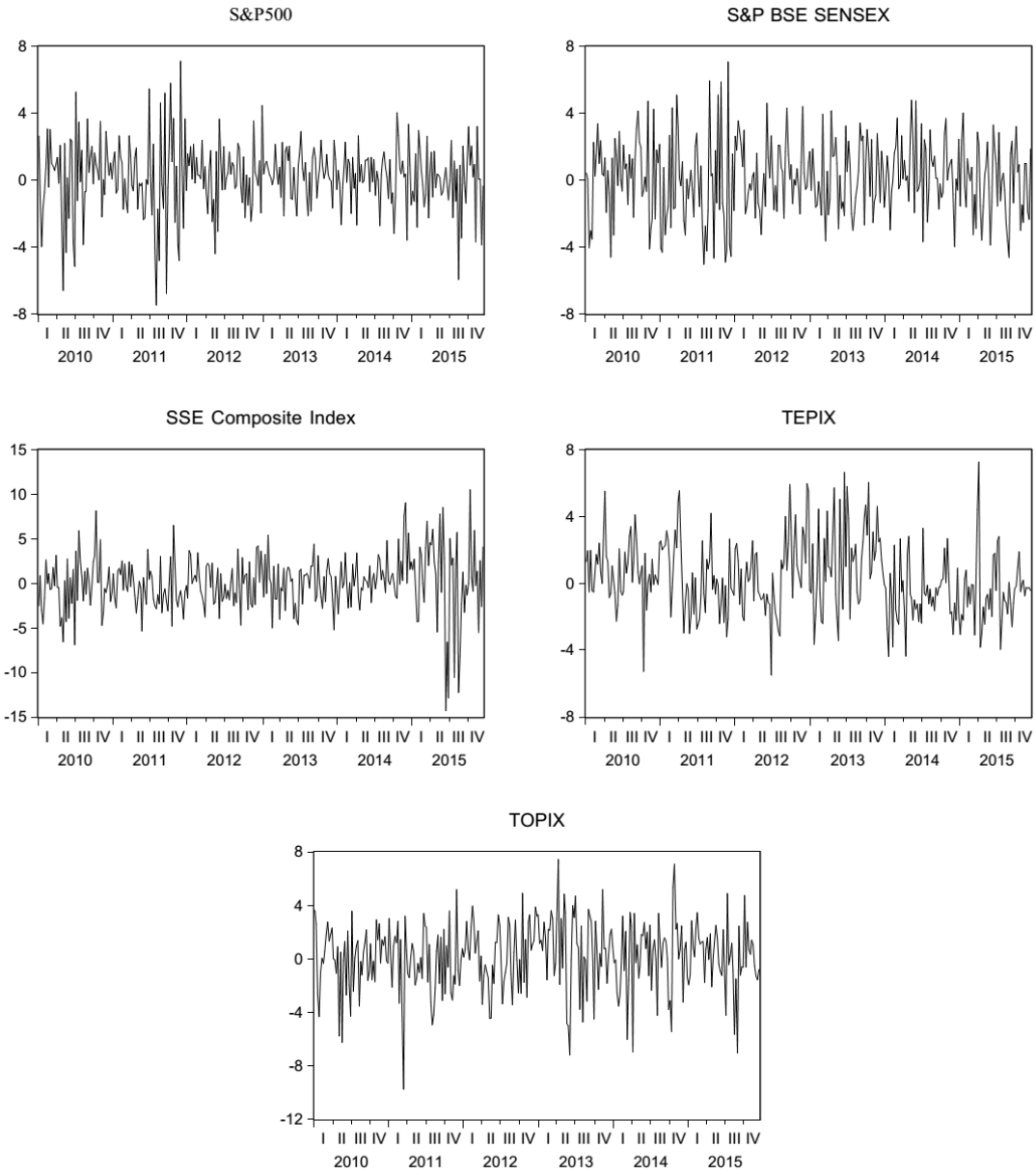
نام سری	مقدار آماره	احتمال	وضعیت مانایی
TEPIX	-۰٫۴۵۸۸۵۳	۰٫۹۸۵۰	مانا نمی باشد
S&P 500	-۳٫۱۲۰۴۱۰	۰٫۱۰۳۴	مانا نمی باشد
TOPIX	-۲٫۱۶۵۶۳۹	۰٫۵۰۶۶	مانا نمی باشد
SSE	-۱٫۶۱۷۵۶۳	۰٫۷۸۴۱	مانا نمی باشد
BSE	-۲٫۰۰۰۹۱۵	۰٫۵۹۸۱	مانا نمی باشد

با توجه به اینکه مقدار آماره برای هر سری بزرگتر از مقدار بحرانی می باشد ،فلذا فرض صفر را نمی توانیم رد کنیم و در نتیجه تمامی سری ها در سطح داده ، نامانا می باشند.

بنابراین برای اینکه بتوانیم سری هایی مانا بدست آوریم مطابق معادله ۳-۱ اقدام به محاسبه سری جدید برای هر کدام از سری های شاخص قیمت می نماییم .سری های جدید شامل ۳۱۱ مشاهده از تاریخ ۴ ژانویه ۲۰۱۰ تا ۱۴ دسامبر ۲۰۱۵ می باشد و نمودار این سری ها در شکل ۴-۲ نمایش داده شده است.

[1] kozhan

[2] Schwarz information criterion (SIC)



شکل(۴-۲) نمودار سری های زمانی بازده لگاریتمی شاخص های به کار رفته در پژوهش

آماره های توصیفی برای سری های زمانی بازدهی در جدول ۴-۲ آمده است.

جدول (۴-۲) آماره های توصیفی سری های بازدهی

	TOPIX	TEPIX	SSE	BSE	S&P 500
میانگین	۰/۱٦٤۹۰۸	۰/۳۰۳۰٤۱	۰/۰۲۸۳۲۸	۰/۱۲۱۹٤۳	۰/۱۸۸۷۳۸
میانه	۰/٤۱۹۰۱۷	-۰/۰۱۹٤۸	۰	۰/۱۳۳۷۱٥	۰/۳۰۷۸۱۱
بیشینه	۷/٤۳۷۹۲٥	۷/۲٦٥٥۷۸	۱۰/٥۱۷٥٤	۷/۰۷۹۲۹٥	۷/۱۲۸٤۲٤
کمینه	-۹/۷٥۸٥۸	-٥/٤۸۷۸۸	-۱٤/۲۹۱	-٥/۰۲۲۲	-۷/٤٦۰۳٤
انحراف معیار	۲/٥٤۸٦۳۹	۲/۱۹٤۷۲۷	۳/۱٦۹۹۸۱	۲/۲٦۷٥۹۸	۲/۰٥۱۸۸۹
چولگی	-۰/٤۸۹٤٦	۰/٤٥٦۰۳٥	-۰/٤٦۹۲۱	۰/۰۹٦۱٤۱	-۰/٤۰۳۸۸
کشیدگی	۳/٦۸٤٤۹٦	۳/۳۱٥٤۰٤	٥/۸٤۷٦٦۹	۲/۷٤۲۳۲٤	٤/٤۹۱۷۷
جارک-برا (احتمال)	۱۸/٤۸۹۳٦ (۰/۰۰۰۰۹۷)	۱۲/۰٦۸۷٦ (۰/۰۰۲۳۹٥)	۱۱٦/٤۹۳۳ (۰)	۱/۳۳۹٤۹۱ (۰/٥۱۱۸۳۹)	۳۷/۲۹۲۲۳ (۰)

احتمال مربوط به آماره جارک برا برای چهار شـــاخص تهران،نیویورک،شـــانگهای،توکیو کمتر از ۵%می‌باشـــد که به معنی رد فرض نرمال بودن بازدهی‌هاســـت ولی برای بورس بمبئی نمی‌توانیم فرض نرمال بودن را رد نماییم.همچنین کشیدگی بیشتر از ۳ در بورس‌های تهران،نیویورک ، شانگهای ،توکیو نشـان‌دهنده این اسـت که این بازده‌ها دارای دمب چاق[1] می‌باشـند. درنتیجه در بررسـی‌ها نمی‌توان از توزیـع نرمـال اسـتفاده کـرد و بایـداز تـوزیعي استفاده شود که دنباله ی پهن‌تری نسـبت بـه توزیـع نرمـال دارد.در این پژوهش از توزیع t [2]استفاده‌شده است.[شرما[3]،۱۹۹۸]

با اســـتفاده از آزمون ریشـــه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته در ســـطح داده ها که بادر نظر گرفتن عرض ازمبدا و روند در معادله آزمون انجام شـده اسـت،به بررسـی مانایی سـری های زمانی بازدهی می پردازیم.نتایج این آزمون در جدول ۴-۳ نشـان داده شـده اسـت. در نتیجه تمامی سـری های زمانی مانا می با شند.می توان این نتیجه را با ا ستفاده از نمودارهمبسته نگار و مقادیر احتمال متناظر نیز بد ست آورد ؛به دلیل اینکه تمامی احتمالات در نمودار همبسته نگار بالاتر از۵% در صد می با شند نمی توانیم فرض صفر را که مانایی سری های زمانی است ،رد کنیم.

[1] Fat tail
[2] Student's t-distribution
[3] Sharma

جدول (۴-۳) خلاصه وضعیت مانایی سری های زمانی بازدهی در سطح داده
(مقدار بحرانی در سطح خطای ۵% برابر است با ۳٫۴۲۴۳۸۷-)

نام سری	مقدار آماره	احتمال	وضعیت مانایی
TEPIX	-۱۲٫۵۱۶۴۲	۰٫۰۰۰۰	مانا می باشد
S&P 500	-۱۹٫۸۲۶۲۲	۰٫۰۰۰۰	مانا می باشد
TOPIX	-۱۵٫۹۹۸۹۵	۰٫۰۰۰۰	مانا می باشد
SSE	-۱۶٫۱۶۳۵۱	۰٫۰۰۰۰	مانا می باشد
BSE	-۱۶٫۵۷۷۲۰	۰٫۰۰۰۰	مانا می باشد

برای هرکدام از سری های زمانی ،پس از برآورد یک مدل ARMA(1,1) [۱]، با استفاده از آزمون Arch LM[۲]،به بررسی وجود ناهمسانی واریانس شرطی در هر سری می پردازیم.

جدول (۴-۴) خلاصه نتایج آزمون Arch LM بر روی سری های بازدهی

نام سری	آماره Obs*R.squared	احتمال متناظر	وضعیت واریانس شرطی
TEPIX	۸٫۷۲۶۵۰۴	۰٫۰۰۳۱	نا همسانی
S&P 500	۱۲٫۴۲۲۶۸	۰٫۰۰۰۴	ناهمسانی
TOPIX	۷٫۵۷۸۴۲۶	۰٫۰۰۵۹	ناهمسانی
SSE	۸٫۱۱۴۰۰۶	۰٫۰۰۴۴	ناهمسانی
BSE	۵٫۲۴۷۰۷۷	۰٫۰۲۲۰	ناهمسانی

با توجه به اینکه احتمال مرتبط در تمامی سری های زمانی در جدول (۴-۴) کمتر از۵% می باشد.فلذا فرض صفر مبنی بر عدم همسانی واریانس شرطی (عدم وجود اثرات آرچ) رد می شود.به عبارت دیگر لازم است از مدل های خانواده آرچ برای تحلیل سری ها استفاده نماییم.

جدول ۴-۵ خلا صه نتایج انجام آزمون تورش علامت و اندازه انگل و ان جی[۱۹۹۳] بر روی پنج سری به‌کاررفته در پژوهش را نشان می‌دهد.اگرچه برخی از نتایج آزمون‌های منفرد همچون تورش اندازه مثبت برای شاخص S&P 500 در سطح ۵% معنی‌دار می‌باشند. اما بر اساس نتایج آزمون

[۱] برای این کار کافی است که در معادله پس از نام سری مورد نظر ، مقدار ثابت c و جملات ar(1) و ma(1) نوشته شود.

[2] Arch Lagrange multiplier

در راهنمای نرم افزار EViews اشاره شده است که می توان آزمون Arch LMرا به عنوان آزمون Breusch-Pagan-Godfrey درنظر گرفت.

مشترک برای تمامی سری‌های زمانی نمی‌توان فرض صفر عدم تقارن را رد کرد فلذا برای مدل سازی از مدل‌های متقارن استفاده خواهیم کرد.

جدول(۴-۵)خلاصه نتایج انجام آزمون تورش علامت و اندازه انگل و ان جی

	علامت (احتمال)	اندازه منفی (احتمال)	اندازه مثبت (احتمال)	مشترک (احتمال)
TEPIX	-۱٫۷۱۶۴۰ (۰٫۰۸۷)	۱٫۲۵۸۲۱ (۰٫۲۰۹)	۱٫۶۷۳۵۴ (۰٫۰۹۵)	۳٫۴۳۰۰۸ (۰٫۳۲۹)
S&P 500	۱٫۸۳۹۰۸ (۰٫۰۶۶)	- ۱٫۵۴۷۷۴ (۰٫۱۲۲)	- ۲٫۰۳۳۵۲ (۰٫۰۴۲)	۴٫۷۸۲۵۷ (۰٫۱۸۸)
TOPIX	۰٫۹۰۵۲۹ (۰٫۳۶۶)	- ۰٫۵۶۳۰۲ (۰٫۵۷۴)	- ۱٫۰۳۷۷۷ (۰٫۳)	۱٫۱۳۸۲۹ (۰٫۷۶۸)
SSE	۰٫۳۱۱۱۱ (۰٫۷۵۶)	-۰٫۰۳۱۲۵ (۰٫۹۷۵)	-۰٫۳۳۰۵۸ (۰٫۷۴۱)	۰٫۱۹۲۱۰ (۰٫۹۷۹)
BSE	۲٫۱۵۴۵۱ (۰٫۰۳۱)	- ۲٫۲۶۳۰۴ (۰٫۰۲۴)	- ۱٫۷۴۷۸۸ (۰٫۰۸۱)	۵٫۷۹۸۰۲ (۰٫۱۲۲)

۴-۲ نتایج مدل های VAR- BEKK

برای بررسی ارتباط میان بورس تهران و هر یک از بورس های نیویورک ، توکیو ،بمبئی و شانگهای از مدل VAR- BEKKدو متغیره[1] استفاده شده است .

در مدل VAR- BEKKدو متغیره به کاررفته برای برر سی ارتباط میان بازارهای تهران و نیویورک ، مقدار تابع لگاریتم درست نمایی که بر اساس الگوریتم بهینه سازی BFGS [2]،بیشینه گردیده است ۱۲۸۵٫۳۰۵۳-بدست آمد. جدول ۴-۶ نتایج ضرایب برآوردی توسط این مدل را نشان می دهد.

[1] Bi Variate

[2] Broyden–Fletcher–Goldfarb–Shanno

جدول(۴-۶)نتایج برآورد مدلVAR-BEKK برای بورس تهران و بورس نیویورک

مقادیر / نام ضرایب	ضریب برآوردی	انحراف معیار	مقدار آماره	احتمال متناظر
μ_1	۰٫۱۳۰۶۲۵۳۹	۰٫۱۱۱۱۰۸۴۹	۱٫۱۷۵۶۶	۰٫۲۳۹۷۳۲۲۷
μ_2	۰٫۲۹۴۷۴۶۰۰	۰٫۱۰۴۴۶۰۲۹	۲٫۸۲۱۶۱	۰٫۰۰۴۷۷۸۳۵
ϕ_{11}	۰٫۳۶۴۵۶۶۷۵	۰٫۰۵۰۵۱۰۲۶	۷٫۲۱۷۶۸	۰٫۰۰۰۰۰۰۰۰
ϕ_{12}	۰٫۰۸۰۷۹۹۲۵	۰٫۰۵۶۵۵۲۵۰	۱٫۴۲۸۷۵	۰٫۱۵۳۰۷۶۷۶
ϕ_{21}	-۰٫۰۵۱۰۴۶۵۴	۰٫۰۵۲۸۳۶۵۲	-۰٫۹۶۶۱۲	۰٫۳۳۳۹۸۳۰۶
ϕ_{22}	-۰٫۱۱۹۴۱۸۵۷	۰٫۰۶۱۴۸۹۴۲	-۱٫۹۴۲۱۰	۰٫۰۵۲۱۲۵۰۹
c_{11}	۰٫۵۶۹۵۵۱۵۷	۰٫۲۲۸۳۱۴۵۳	۲٫۴۹۴۵۹	۰٫۰۱۲۶۱۰۲۱
c_{21}	۰٫۵۵۳۶۳۴۲۵	۰٫۱۵۰۶۱۹۰۷	۳٫۶۷۵۷۲	۰٫۰۰۰۲۳۷۱۸
c_{22}	-۰٫۰۰۰۰۲۹۸۴	۲٫۱۹۸۲۷۵۶۵	۱٫۳۵×۱۰$^{-۵}$	۰٫۹۹۹۹۸۹۱۷
a_{11}	۰٫۲۷۶۹۰۴۹۱	۰٫۰۷۰۲۴۹۴۶	۳٫۹۴۱۷۴	۰٫۰۰۰۰۸۰۸۹
a_{12}	۰٫۰۱۶۵۹۵۳۴	۰٫۰۵۴۱۸۶۷۷	۰٫۳۰۶۲۶	۰٫۷۵۹۴۰۵۳۳
a_{21}	-۰٫۰۳۲۷۸۰۹۳	۰٫۰۵۶۸۷۴۵۱	-۰٫۵۷۶۳۷	۰٫۵۶۴۳۶۳۰۹
a_{22}	۰٫۳۹۹۳۹۶۱۴	۰٫۰۷۸۶۰۳۱۷	۵٫۰۸۱۱۷	۰٫۰۰۰۰۰۰۳۸
b_{11}	-۰٫۹۱۹۲۲۸۳۸	۰٫۰۴۶۳۹۷۱۲	-۱۹٫۸۱۲۱۹	۰٫۰۰۰۰۰۰۰۰
b_{12}	۰٫۱۰۴۰۵۹۱۷	۰٫۱۴۵۰۷۰۱۴	۰٫۷۱۷۳۰	۰٫۴۷۳۱۸۷۴۹
b_{21}	۰٫۰۹۱۷۰۴۸۰	۰٫۱۵۱۳۹۴۱۹	۰٫۶۰۵۷۴	۰٫۵۴۴۶۹۰۵۶
b_{22}	۰٫۸۶۵۰۶۴۰۵	۰٫۰۵۱۶۵۹۴۱	۱۶٫۷۴۵۵۳	۰٫۰۰۰۰۰۰۰۰

باتوجه به مقادیر جدول۴-۶ ،نشانه ای از سرایت تلاطم میان این دو بازار دیده نمی شود.برطبق نتایج نوسانات هر بورس تهران و نیویورک هم از شوک های گذشته خود و هم از نوسانات گذشته خود تاثیر می‌پذیرند .در سطح اطمینان ۹۵% سرایت بازدهی در میان بازار ها مشاهده نمی شود .بورس تهران با ضریب۰٫۳۶ با یک وقفه از بازدهی خود تاثیر می پذیرد.

در جدول ۴-۷ نتایج آزمون لیونگ-باکس برای پسماندهای استانداردشده‌ی مدل ،ارائه‌شده است. نتایج نشان داد که فرض صفر عدم وجود خود همبستگی در پسماندهای استانداردشده را نمی‌توان رد کرد.نتایج آزمون ضریب لاگرانژ برای پسماندهای ا ستاندارد شده نشان می‌دهد که مدل به خوبی توانسته ا ست اثرات آرچ موجود در سری‌های زمانی را حذف نماید.این احتمالات در جدول ۴-۸

ارائه‌شده است.بزرگ‌تر از ۵% این نتایج نشان می‌دهد که فرض صفر عدم وجود اثرات آرچ را نمی‌توان رد کرد.

جدول (۴-۷) نتایج آزمون لیونگ-باکس بر روی پسماندهای استانداردشده

	TEPIX آمار متناظر	S&P 500 آمار متناظر
Ljung-Box Q(1)	۰/۹۵۸۴	۰/۸۴۱۸
Ljung-Box Q(2)	۰/۹۷۱۷	۰/۹۰۱۷
Ljung-Box Q(3)	۰/۳۵۹۲	۰/۴۷۵۳
Ljung-Box Q(4)	۰/۳۴۲۶	۰/۵۶۹۶
Ljung-Box Q(5)	۰/۳۲۵۳	۰/۳۲۰۹

جدول (۴-۸) نتایج آزمون اثرات آرچ بر روی پسماندهای استانداردشده

	TEPIX آمار متناظر	S&P 500 آمار متناظر
Lags=1	۰/۴۹۲۹۲	۰/۸۸۸۸۱
Lags=2	۰/۵۴۴۹۹	۰/۹۸۳۴۸
Lags=3	۰/۵۷۴۳۱	۰/۸۵۵۲۹
Lags=4	۰/۷۳۷۲۵	۰/۹۴۳۲۷
Lags=5	۰/۸۱۱۸۹	۰/۹۳۶۰۵

در آخرین گام آزمون‌های تشخیصی چند متغیره برای مدل بورس تهران و بورس نیویورک ، انجام داده شد.احتمال به‌دست‌آمده برای آزمون آماره Q چند متغیره برای وقفه اول برابر ۰/۹۶۸۲۴می‌باشد که فرض صفر عدم وجود خود همبستگی در پسماندهای استانداردشده و بین پسماندهای استانداردشده را تأیید می‌کند .با انجام آزمون اثرات آرچ چندمتغیره برای وقفه اول ،مقدار ۰/۵۶۸۹۴ برای احتمال متناظر به دست آمد که تأییدکننده نوفه سفید بودن پسماندهای استانداردشده می‌باشد.

در جدول ۴-۹ نتایج حاصل از آزمون VAR-BEKK بین بورس تهران و بورس توکیو ،ارائه‌شده است. مقدار به‌دست‌آمده برای تابع لگاریتم درست نمایی که بر اساس الگوریتم بهینه‌سازی BFGS ،بیشینه گردیده است؛ ۱۳۶۵/۶۶۲۶-می‌باشد.در سطح اطمینان ۹۵% سرایت بازدهی در میان بازارها دیده نمی‌شود .بورس تهران با ضریب ۰/۳۷ از بازدهی دوره گذشته خود تأثیر می‌پذیرد. نتایج نشان

می‌دهد که در سطح خطای ۵% ،نوسانات بورس تهران از نوسانات و شوک‌های پیشین بورس توکیو تأثیر نمی‌پذیرد.

جدول (۴-۹) نتایج برآورد مدلVAR-BEKK برای بورس تهران و بورس توکیو

مقادیر / نام ضرایب	ضریب برآوردی	انحراف معیار	مقدار آماره	احتمال متناظر
μ_1	۰/۱۲٤۷٤۷۸۱	۰/۱۰٦۰۲۲۳۱	۱/۱۷٦٦۲	۰/۲۳۹۳٤۷۸۰
μ_2	۰/۱٦۷۷۹۸۳۲	۰/۱۳۹۲٥۳۱۷	۱/۲۰٤۹۹	۰/۲۲۸۲۰۸۱۳
ϕ_{11}	۰/۳۷٥۳۲۸۳۲	۰/۰٤۹۹٤۱٦٦	۷/٥۱٥۳۳	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰
ϕ_{12}	۰/۰٤۹۸۱۱۳۹	۰/۰٤٥٥۹٤٦۰	۱/۰۹۲٤۸	۰/۲۷٤٦۲۰۳۰
ϕ_{21}	۰/۰۲۰۸٥٥۰۲	۰/۰٦۰۹۱۸۷	۰/۳٤۲۳٤ ۰	۰/۷۳۲۰۹۳٦۰
ϕ_{22}	۰/۰۸۲٥۳٤٦۳	۰/۰٥۸٦۲۱۳۷	۱/٤۰۷۹۳	۰/۱٥۹۱٥۲٥۹
c_{11}	۰/۷۱۳٤٥۰۱٤	۰/٤۲۳۸۹۷٤۹	۱/٦۸۳۰۷	۰/۰۹۲۳٦۱۰۹
c_{21}	۰/۸۳۲٥۸۳۹۱	۰/٥٤۷۹٤۱۱۹	۱/٥۱۹٤۸	۰/۱۲۸٦٤۲٥۳
c_{22}	۰/۰۰۰۰۰۸۰۱	۱/۸٦٦۸۸۲۱۹	٤/۲۸×۱۰$^{-٦}$	۰/۹۹۹۹۹٦٥۸
a_{11}	۰/۲۹۸۲۸۱۱٤	۰/۰۷۱٦۹٥۸۳	٤/۱٦۰۳۷	۰/۰۰۰۳۱۷۷
a_{12}	۰/۱۲۷۸۱۸٦٥	۰/۱۱۸۳۸۷۲۹	۱/۰۷۹٦۷	۰/۲۸۰۲۹۱۲۳
a_{21}	۰/۱۳۷٤۲۷۹۰	۰/۱۰٤۹۲۹۸۲	۱/۳۰۹۷۱	۰/۱۹۰۲۹۳۰۹
a_{22}	-۰/۳۷۰۹۷۲٦۲	۰/۰٦۸٤۸۳۳۰	-٥/٤۱٦۹۸	۰/۰۰۰۰۰۰۰٦
b_{11}	۰/٦۰٦۰٦۱٤۹	۰/۰۷۳۹۷٦٤۱	۸/۱۹۲٦۳	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰
b_{12}	-۰/٤٤۱۹۰۲٦۸	۰/۹۳۹۹۳۰۹۳	-۰/٤۷۰۱٤	۰/٦۳۸۲٥۲۳۰
b_{21}	۰/۱۱٥۲۱٥٥۸	۰/۱۳٦۹۱۳۲٤	۰/۸٤۱٥۲	۰/٤۰۰۰٥٥۲٤
b_{22}	۰/٥۱۱۷٦۱۹۷	۰/۰۸٤۲٥۱٦٥	٦/۰۷٤۲۱	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰

جداول ۴-۱۰ و ۴-۱۱ به ترتیب نتایج آزمون لیونگ-باکس و نتایج آزمون ضریب لاگرانژ برای پسماندهای استانداردشده‌ی مدل را نشان می‌دهند.نتایج نشان می‌دهد که فرض صفر عدم وجود خود همبستگی‌ای و فرض صفر عدم وجود اثرات آرچ در پسماندهای استانداردشده را نمی‌توان رد کرد.احتمالات به‌دست‌آمده برای آزمون آماره Q چند متغیره برای وقفه اول و آزمون اثرات آرچ چندمتغیره برای وقفه اول به ترتیب برابر ۰/۸۶۴۷۵ و ۰/۹۷۶۵۴برآورد شده است. این نتایج نوفه سفید بودن پسماندهای استانداردشده را تأیید می‌کند.

جدول (۴-۱۰) نتایج آزمون لیونگ-باکس بر روی پسماندهای استانداردشده

	TEPIX آمار متناظر	TOPIX آمار متناظر
Ljung-Box Q(1)	۰/۷۸۷۵	۰/۶۱۸۱
Ljung-Box Q(2)	۰/۹۳۰۳	۰/۳۰۸۰
Ljung-Box Q(3)	۰/۳۳۴۶	۰/۲۴۳۰
Ljung-Box Q(4)	۰/۲۶۶۳	۰/۳۸۲۰
Ljung-Box Q(5)	۰/۳۷۷۱	۰/۵۲۲۶

جدول (۴-۱۱) نتایج آزمون اثرات آرچ بر روی پسماندهای استانداردشده

	TEPIX آمار متناظر	TOPIX آمار متناظر
Lags=1	۰/۵۰۴۸۹	۰/۴۴۳۲۵
Lags=2	۰/۷۵۸۷۸	۰/۶۵۶۶۲
Lags=3	۰/۵۱۴۲۰	۰/۵۵۴۵۲
Lags=4	۰/۶۷۹۱۵	۰/۷۱۳۴۷
Lags=5	۰/۷۸۹۹۲	۰/۸۵۲۴۱

در ادامه به منظور بررسی سرایت تلاطم میان بورس تهران و بورس کشورهای درحال‌توسعه، ابتدا با ا ستفاده از مدل VAR-BEKKدو متغیره ،به برر سی دو بورس تهران و بورس شانگهای پرداخته شده اســت. ۱۴۱۸/۸۸۳۳-مقدار به‌دســت‌آمده برای تابع لگاریتم درســت نمایی می‌باشــد که بر اســاس الگوریتم بهینه‌سـازی BFGS ،بیشـینه گردیده اسـت.نتایج نشـان داد که سـرایت تلاطم در میان بازارها وجود ندارد و نوسـانات هردو بازار تنها از شـوک‌ها و نوسـانات دوره پیشـین خود تأثیر می‌پذیرد.همچنین نتایج نشـان می‌دهد که سـرایت بازدهی در میان بازارها وجود ندارد و بازدهی بورس تهران با یک وقفه از بازدهی خود تأثیر می‌پذیرد.این نتایج در جدول ۴-۱۲ ارائه‌شده است.

جدول (۴-۱۲) نتایج برآورد مدلVAR-BEKK برای بورس تهران و بورس شانگهای

مقادیر / نام ضرایب	ضریب برآوردی	انحراف معیار	مقدار آماره	احتمال متناظر
μ_1	۰٫۱۶۱۱۵۵۱۸	۰٫۱۱۴۵۶۳۸۶	۱٫۴۰۶۶۸	۰٫۱۵۹۵۲۱۰۴
μ_2	-۰٫۰۲۱۶۸۴۲۳	۰٫۱۵۸۳۳۴۴۲	-۰٫۱۳۶۹۵	۰٫۸۹۱۰۶۸۶۷
ϕ_{11}	۰٫۳۶۲۳۵۲۱۱	۰٫۰۵۲۴۵۶۲۸	۶٫۹۰۷۷۰	۰٫۰۰۰۰۰۰۰۰
ϕ_{12}	۰٫۰۰۸۱۵۴۱۲	۰٫۰۳۵۲۷۳۹۶	۰٫۲۳۱۱۷	۰٫۸۱۷۱۸۶۲۲
ϕ_{21}	-۰٫۰۰۹۰۸۴۱۰	۰٫۰۷۰۹۲۹۹۲	-۰٫۱۲۸۰۷	۰٫۸۹۸۰۹۲۴۱
ϕ_{22}	۰٫۰۵۲۱۸۶۲۳	۰٫۰۶۱۹۶۶۹۸	۰٫۸۴۲۱۶	۰٫۳۹۹۶۹۷۳۹
c_{11}	۰٫۵۹۲۰۴۳۰۸	۰٫۲۹۱۰۷۶۴۱	۲٫۰۳۳۹۸	۰٫۰۴۱۹۵۳۷۹
c_{21}	۰٫۰۲۹۹۱۲۰۴	۰٫۲۳۱۶۶۹۵۶	۰٫۱۲۹۱۲	۰٫۸۹۷۲۶۶۵۵
c_{22}	۰٫۳۹۴۵۴۱۰۹	۰٫۳۰۹۳۰۸۳۵	۱٫۲۷۵۵۶	۰٫۲۰۲۱۱۱۴۱
a_{11}	۰٫۲۷۱۷۸۸۵۵	۰٫۱۰۳۲۳۹۵۱	۲٫۶۳۲۶۰	۰٫۰۰۸۴۷۳۳۵
a_{12}	۰٫۰۸۹۳۹۰۸۹	۰٫۰۹۳۷۴۲۹۰	۰٫۹۵۳۵۸	۰٫۳۴۰۲۹۸۷۷
a_{21}	۰٫۰۱۱۷۵۲۵۸	۰٫۰۳۵۴۰۹۲۴	۰٫۳۳۱۹۱	۰٫۷۳۹۹۵۹۴۴
a_{22}	۰٫۲۵۹۹۰۲۴۴	۰٫۰۵۵۱۹۶۱۸	۴٫۷۰۸۷۰	۰٫۰۰۰۰۰۲۴۹
b_{11}	۰٫۹۱۹۵۸۱۷۸	۰٫۰۶۵۵۵۱۲۵	۱۴٫۰۲۸۴۴	۰٫۰۰۰۰۰۰۰۰
b_{12}	-۰٫۰۴۰۲۸۹۴۸	۰٫۰۴۶۲۴۶۶۲	-۰٫۸۷۱۱۹	۰٫۳۸۳۶۵۱۷۰
b_{21}	۰٫۰۰۳۱۶۷۸۵	۰٫۰۱۳۵۷۳۹۴	۰٫۲۳۳۳۸	۰٫۸۱۵۴۶۸۱۹
b_{22}	۰٫۹۵۶۷۸۵۳۵	۰٫۰۲۴۷۸۳۳۳	۳۸٫۶۰۶۰۰	۰٫۰۰۰۰۰۰۰۰

برای اطمینان از نیکویی برازش مدل ،بر روی پسماندهای استانداردشده ،آزمون‌های لیونگ-باکس و ضریب لاگرانژ انجام گرفت.نتایج نشان داد که فرض صفر عدم وجود خود همبستگی‌ای و فرض صفر عدم وجود اثرات آرچ در پسماندهای استانداردشده را نمی‌توان رد کرد.این نتایج در جداول ۴-۱۳ و ۴-۱۴نشان داده‌شده‌اند.همچنین احتمال متناظر آزمون آماره Q چند متغیره برای وقفه اول برابر ۰٫۹۶۱۵۰و احتمال متناظر آزمون اثرات آرچ چندمتغیره برابر ۰٫۵۳۵۲۵ می‌باشد که تأییدی دیگر بر نوفه سفید بودن پسماندهای استاندارد شده است.

جدول (۴-۱۳) نتایج آزمون لیونگ-باکس بر روی پسماندهای استانداردشده

	TEPIX آمار متناظر	SSE آمار متناظر
Ljung-Box Q(1)	۰/۹۵۵۸	۰/۶۴۶۳
Ljung-Box Q(2)	۰/۹۸۵۰	۰/۴۶۹۴
Ljung-Box Q(3)	۰/۴۱۴۹	۰/۲۲۲۰
Ljung-Box Q(4)	۰/۲۲۸۴	۰/۳۵۴۷
Ljung-Box Q(5)	۰/۳۱۱۸	۰/۴۵۵۴

جدول (۴-۱۴) نتایج آزمون اثرات آرچ بر روی پسماندهای استانداردشده

	TEPIX آمار متناظر	SSE آمار متناظر
Lags=1	۰/۲۲۷۰۸	۰/۴۶۰۵۲
Lags=2	۰/۴۷۵۷۳	۰/۱۹۸۱۹
Lags=3	۰/۴۸۱۳۰	۰/۳۴۷۵۳
Lags=4	۰/۶۶۱۵۶	۰/۱۲۰۷۳
Lags=5	۰/۷۵۸۰۶	۰/۱۹۵۷۸

نتایج حاصـــل از آخرین مدل VAR-BEKK، که به بررســـی ارتباط بورس تهران و بورس بمبئی پرداخته ا ست ،در جدول ۴-۱۵ گزارش شده ا ست.نتایج نشان داد که هیچ اثر سرریز تلاطمی در میان دو بازار وجود ندارد.و نو سانات هر دو بازار تنها از نو سانات و شوک‌های خودی تأثیر می‌پذیرند.همچنین در ســطح اطمینان ۹۵% ســرایت بازدهی میان بازارها مشــاهده نمی‌شــود.مقدار تابع لگاریتم درســت نمایی که بر اساس الگوریتم بهینه‌سازی BFGS ،بیشینه گردیده است برابر ۱۳۴۰/۷۶۹۹-می‌باشد .

جدول (۴-۱۵) نتایج برآورد مدلVAR-BEKK برای بورس تهران و بورس بمبئی

مقادیر / نام ضرایب	ضریب برآوردی	انحراف معیار	مقدار آماره	احتمال متناظر
μ_1	۰٫۱۴۳۴۹	۰٫۱۲۱۴۶	۱٫۱۸۱۳۴	۰٫۲۳۷۴۶۷۸۸
μ_2	۰٫۱۳۱۳۴	۰٫۱۲۷۴۴	۱٫۰۳۰۶۴	۰٫۳۰۲۷۰۷۵۲
ϕ_{11}	۰٫۳۵۴۹۰	۰٫۰۵۸۱۰	۶٫۱۰۹۰۰	۰٫۰۰۰۰۰۰۰۰
ϕ_{12}	۰٫۰۶۰۸۳	۰٫۰۴۷۱۰	۱٫۲۹۱۴۰	۰٫۱۹۶۵۶۳۴۳
ϕ_{21}	۰٫۰۷۵۸	۰٫۰۴۸۷	۱٫۵۵۷۰۳	۰٫۱۱۹۴۶۳۷۶
ϕ_{22}	۰٫۰۶۸۸۴	۰٫۰۵۶۰۱	۱٫۲۲۹۰۱	۰٫۲۱۹۰۶۹۶۷
c_{11}	۰٫۵۶۹۶۱	۰٫۲۷۱۰۱	۲٫۱۰۱۷۹	۰٫۰۳۵۵۷۱۹۱
c_{21}	۰٫۲۴۲۳۱	۰٫۵۹۷۵۸	۰٫۴۰۵۴۸	۰٫۶۸۵۱۲۲۵۳
c_{22}	۰٫۸۰۷۰۴	۰٫۲۷۲۸۲	۲٫۹۵۸۱۹	۰٫۰۰۳۰۹۴۴۹
a_{11}	۰٫۲۴۳۸۸	۰٫۰۷۶۷۸	۳٫۱۷۶۴۵	۰٫۰۰۱۴۹۰۹
a_{12}	۰٫۰۶۸۲۴	۰٫۰۹۷۴۰	۰٫۷۰۰۶۱	۰٫۴۸۳۵۴۵۳۸
a_{21}	-۰٫۰۰۰۲۵	-۰٫۰۸۷۴۲	۰٫۰۰۲۸۹	۰٫۹۹۷۶۹۶۸۷
a_{22}	۰٫۳۰۸۶۱	۰٫۰۶۹۶۷	۴٫۴۲۹۴۹	۰٫۰۰۰۰۰۹۴۵
b_{11}	۰٫۹۲۹۵۳	۰٫۰۵۱۰۷	۱۸٫۲۰۱۰۵	۰٫۰۰۰۰۰۰۰۰
b_{12}	-۰٫۰۵۵۰۳	۰٫۱۰۸۸۶	-۰٫۵۰۵۵۴	۰٫۶۱۳۱۸۲۶۸
b_{21}	۰٫۰۰۳۲۸	۰٫۰۵۴۹۵	۰٫۰۵۹۷۴	۰٫۹۵۲۳۵۸۸۲
b_{22}	۰٫۸۶۹۶۸	۰٫۰۶۲۶۸	۱۳٫۸۷۵۶۴	۰٫۰۰۰۰۰۰۰۰

نتایج آزمون‌های تشخیصی در جداول۴-۱۶ و ۴-۱۷ ارائه شده است. نتایج نشان داد که فرض صفر عدم وجود خود همبستگی و فرض صفر عدم وجود اثرات آرچ در پسماندهای استانداردشده را نمی‌توان رد کرد. احتمال متناظر آزمون آماره Q چند متغیره برای وقفه اول برابر ۰٫۹۹۹۱۴می‌باشد ،همچنین احتمال متناظر آزمون اثرات آرچ چندمتغیره برابر ۰٫۹۹۹۱۴ می‌باشد.بر این اساس می‌توان گفت پسماندهای استانداردشده نوفه سفید می‌باشند.

جدول (۴-۱۶) نتایج آزمون لیونگ-باکس بر روی پسماندهای استانداردشده

	TEPIX آمار متناظر	BSE آمار متناظر
Ljung-Box Q(1)	۰/۹۹۸۲	۰/۹۳۸۶
Ljung-Box Q(2)	۰/۹۸۵۶	۰/۹۲۶۵
Ljung-Box Q(3)	۰/۳۲۸۳	۰/۹۱۴۹
Ljung-Box Q(4)	۰/۴۳۵۹	۰/۹۵۶۶
Ljung-Box Q(5)	۰/۳۴۹۱	۰/۲۶۱۱

جدول (۴-۱۷) نتایج آزمون اثرات آرچ بر روی پسماندهای استانداردشده

	TEPIX آمار متناظر	BSE آمار متناظر
Lags=1	۰/۱۸۰۳۹	۰/۷۸۸۳۳
Lags=2	۰/۴۰۴۰۷	۰/۷۸۳۷۱
Lags=3	۰/۳۶۱۳۰	۰/۹۱۹۵۰
Lags=4	۰/۵۳۵۷۹	۰/۹۴۲۰۷
Lags=5	۰/۶۶۹۳۸	۰/۸۸۲۲۱

۴-۳ نتایج آزمون های تاثیر نوسانات شرطی بر بازدهی

برای بررسی ارتباط میان بورس تهران با هر یک از چهار بورس خارجی مطرح شده در پژوهش مدل VAR(1)-GARCH-M-BEKK(1,1)دو متغیره به کار گرفته شده است.در این بخش نتایج حاصل از این مدل ها ارایه شده است.در تمامی این چهار آزمون بورس تهران به عنوان بازار اول در نظر گرفته شده است.

ابتدا به بررسی ارتباط بورس تهران با بورس نیویورک پرداخته شد. ۱۲۸۴/۷۴۰۹-مقدار بدست آمده برای تابع لگاریتم درست نمایی می باشد که بر اساس الگوریتم بهینه سازی BFGS ،بیشینه گردیده است.خلاصه نتایج این مدل در جدول ۴-۱۸ ارایه شده است.نتایج نشان داد که واریانس

شـــرطی بازارها تاثیری در تخمین بازدهی خود و بازار دیگر ندارد. همچنین بازدهی دوره گذشـــته بورس نیویورک تاثیری بر بازدهی بورس تهران ندارد.

جدول (۴-۱۸) نتایج حاصل از مدل VAR-GARCH-M-BEKK برای بورس تهران و بورس نیویورک

مقادیر / نام ضرایب	ضریب برآوردی	انحراف معیار	مقدار آماره	احتمال متناظر
μ_1	-۰/۲۴۱۰۴۹۹۳	۰/۴۷۴۷۹۶۶۶	-۰/۵۰۷۶۹	۰/۶۱۱۶۷۰۱۴
μ_2	-۰/۱۹۹۹۱۵۳۵	۰/۴۰۶۸۱۵۰۱	-۰/۴۹۱۴۲	۰/۶۲۳۱۳۲۳۴
ϕ_{11}	۰/۳۵۷۰۳۹۶۹	۰/۰۵۲۱۰۵۳۳	۶/۸۵۲۲۷	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰
ϕ_{12}	۰/۰۹۸۲۹۶۴۳	۰/۰۶۴۵۱۲۶۷	۱/۵۲۳۶۸	۰/۱۲۷۵۸۹۵۵
ϕ_{21}	۰/۰۳۳۵۴۹۳۲	۰/۰۴۲۸۲۰۲۰	۰/۷۸۳۴۹	۰/۴۳۳۳۳۷۸۳
ϕ_{22}	-۰/۱۲۰۵۹۶۰۶	۰/۰۶۰۰۲۸۳۳	-۲/۰۰۸۹۹	۰/۰۴۴۵۳۸۶۵
l_{11}	۰/۰۵۲۶۳۷۶۶	۰/۰۹۵۶۰۶۸۵	۰/۵۵۰۵۶	۰/۵۸۱۹۳۲۷۸
l_{12}	۰/۰۲۸۰۲۷۰۶	۰/۰۳۸۲۳۲۵۱	۰/۷۳۳۰۷	۰/۴۶۳۵۱۶۵۲
l_{21}	۰/۰۴۳۱۵۸۳۱	۰/۰۶۴۵۳۴۷۵	۰/۶۶۸۷۶	۰/۵۰۳۶۴۸۱۵
l_{22}	۰/۰۸۹۱۱۵۲۶	۰/۰۵۶۰۱۵۳۸	۱/۵۹۰۹۱	۰/۱۱۱۶۳۰۵۲
c_{11}	۰/۴۸۹۶۶۵۸۷	۰/۲۰۱۵۴۰۳۹	۲/۴۲۹۶۲	۰/۰۱۵۱۱۴۸۰
c_{21}	۰/۴۲۱۱۶۹۶۶	۰/۷۸۳۴۹۴۹۵	۰/۵۳۷۵۵	۰/۵۹۰۸۸۶۰۴
c_{22}	۰/۳۱۸۶۷۹۲۷	۱/۰۴۵۸۹۷۸۲	۰/۳۰۴۶۹	۰/۷۶۰۵۹۸۸۷
a_{11}	۰/۲۶۴۸۹۰۳۲	۰/۰۷۴۴۳۷۴۲	۳/۵۵۸۵۶	۰/۰۰۰۳۷۲۸۹
a_{22}	۰/۳۶۷۱۶۹۰۲	۰/۰۶۹۰۵۷۰۸	۵/۳۱۶۸۹	۰/۰۰۰۰۰۰۱۱
b_{11}	-۰/۹۳۵۵۶۵۲۸	۰/۰۳۸۰۴۳۶۸	-۲۴/۵۹۱۸۷	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰
b_{22}	۰/۸۹۱۷۱۲۶۱	۰/۰۴۰۱۰۸۰۳	۲۲/۲۳۲۷۷	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰

جدول ۴-۱۹ نتایج آزمون لیونگ-باکس برای پسماندهای ا ستاندارد شده‌ی مدل ،را نشان می دهد. بر طبق این نتایج فرض صـفر، عدم وجود خود همبسـتگی در پسـماندهای اسـتانداردشـده را نمی‌توان رد کرد. احتمالات آزمون ضریب لاگرانژ برای پسماندهای استانداردشده در جدول ۴-۲۰ ارایه شده ا ست ، بزرگ‌تر از ۵% این نتایج نشان می‌دهد که فرض صفر عدم وجود اثرات آرچ را نمی‌توان رد کرد.

جدول (۴-۱۹) نتایج آزمون لیونگ-باکس بر روی پسماندهای استانداردشده

	TEPIX آمار متناظر	S&P 500 آمار متناظر
Ljung-Box Q(1)	۰/۹۸۱۴	۰/۷۲۱۵
Ljung-Box Q(2)	۰/۹۷۳۳	۰/۷۶۴۵
Ljung-Box Q(3)	۰/۴۸۶۹	۰/۵۱۰۶
Ljung-Box Q(4)	۰/۲۷۸۲	۰/۶۴۶۷
Ljung-Box Q(5)	۰/۳۶۲۹	۰/۴۳۰۹

جدول (۴-۲۰) نتایج آزمون اثرات آرچ بر روی پسماندهای استانداردشده

	TEPIX آمار متناظر	S&P 500 آمار متناظر
Lags=1	۰/۱۱۳۳۵	۰/۹۸۲۳۴
Lags=2	۰/۲۸۱۲۸	۰/۷۷۷۳۶
Lags=3	۰/۳۵۳۵۹	۰/۷۱۰۶۵
Lags=4	۰/۵۰۱۸۶	۰/۸۶۴۶۵
Lags=5	۰/۶۰۴۵۵	۰/۷۴۵۰۹

احتمال به‌دســـت‌آمده برای آزمون آماره Q چند متغیره برای وقفه اول برای مدل بورس تهران و بورس نیویورک برابر ۰/۹۴۱۲۲ می‌باشـد که فرض صـفر عدم وجود خود همبسـتگی در پسـماندهای ا ستاندارد شده و بین پ سماندهای ا ستاندارد شده را تأیید می‌کند .با انجام آزمون اثرات آرچ چندمتغیره برای وقفه اول ،مقدار ۰/۴۲۵۸۱ برای احتمال متناظر به دســـت آمد که تأییدکننده نوفه ســـفید بودن پسماندهای استانداردشده می‌باشد.

در جدول ٤-۲۱ نتایج حا صل از برر سی بورس تهران و بورس توکیو ارایه شده ا ست.نتایج ن شان می دهد که بازدهی بازار ها به واریانس های شرطی و بازدهی دوره گذشته‌ی بازار دیگر ارتباط معنا داری ندارد.مقدار تابع لگاریتم درســت نمایی ۱۳۶۹/۱۳۴۹ -می باشـد که بر اسـاس الگوریتم بهینه سـازی BFGS ،بیشینه گردیده است.

جدول (۴-۲۱) نتایج حاصل از مدل VAR-GARCH-M-BEKK برای بورس تهران و بورس توکیو

مقادیر / نام ضرایب	ضریب برآوردی	انحراف معیار	مقدار آماره	احتمال متناظر
μ_1	-۱٫۰۰۹۲۲۳۱٤	۰٫۷۰۰٥٤٥۳۹	-۱٫٤٤۰٦۲	۰٫۱٤۹٦۹۰٦۸
μ_2	۰٫۱٦۲۲۷٦۹۷	۰٫۷۰۰٦۸۷۱۲	۰٫۲۳۱٦۰	۰٫۸۱٦۸٥۱۱۱
ϕ_{11}	۰٫۳۷٥۸۹۰٥۱	۰٫۰٥٤۸۸۷٥۳	٦٫۸٤۸۳۸	۰٫۰۰۰۰۰۰۰۰
ϕ_{12}	۰٫۰۹۷۸۷٦۷٦	۰٫۰٦۲۲٤۳٦٥	۱٫٥۷۲٤۸	۰٫۱۱٥۸۳۹۷۹
ϕ_{21}	۰٫۰۳٤۷٤۷۸٥	۰٫۰٦٤۲۳۹۷٤	۰٫٥٤۰۹۱	۰٫٥۸۸٥۷۰۳٤
ϕ_{22}	۰٫۱۰۲۳۸۳۲۳	۰٫۰٥٥٦۷۷۰۷	۱٫۸۳۸۸۸	۰٫۰٦٥۹۳۳٤۳
l_{11}	۰٫۰۳۷٥۸٦۱۳	۰٫۱۰۳٥٥۲۳۹	۰٫۳٦۲۹۷	۰٫۷۱٦٦۲۹۳٤
l_{12}	۰٫۱٥۰۸٤٦٤۲	۰٫۰۹٤٦۳۰٤۱	۰٫۹٤۰٦	۰٫۱۱۰۹۲۲۸۹
l_{21}	۰٫۰٥۳۱٤٦٥٦	۰٫۰۸٦۸۲۰۲۹	۰٫٦۱۲۱٤	۰٫٥٤۰٤٤۲۱۹
l_{22}	-۰۲٦۷۲۱۹٥.	۰٫۰۹۱۹۷۹٤٥	-۰٫۲۹۰٥۲	۰٫۷۷۱٤۱۷۷٦
c_{11}	۱٫۱۲٥۳۰۰۳۰	۰٫۳۲۰۳٤۰۰۷	۳٫٥۱۲۸۳	۰٫۰۰۰٤٤۳۳٦
c_{21}	۰٫۰۱٦۹٤۸۳۳	۰٫۱۱۲٦۲۸۷۹	۰٫۱٥۰٤۸	۰٫۸۸۰۳۸٦۲٦
c_{22}	۱٫۳٦۷۷٦۳۷٤	۰٫۲۹۱۹٤۰۳٦	٤٫٦۸٥۰۸	۰٫۰۰۰۰۰۲۸۰
a_{11}	۰٫٤۱۷۳۳۱۰۸	۰٫۰۹۰۱۹۲۱۰	٤٫٦۲۷۱٤	۰٫۰۰۰۰۰۳۷۱
a_{22}	-۰٫۳٦۱۹۰٦٦۱	۰٫۰۷۹۰۰۹۳۲	-٤٫٥۸۰٥٦	۰٫۰۰۰۰۰٤٦٤
b_{11}	-۰٫۷۲٤٦۷۳۷۲	۰٫۱٤۷٥۷۸۹۱	-٤٫۹۱۰٤۲	۰٫۰۰۰۰۰۰۰۹۱
b_{22}	-۰٫۷٥۸۱۷۱۳۳	۰٫۰۹۱۸٤۸۹۰	-۸٫۲٥٤٥٥	۰٫۰۰۰۰۰۰۰۰

جداول ۴-۲۲ و ۴-۲۳ به ترتیب نتایج آزمون لیونگ-باکس و نتایج آزمون ضریب لاگرانژ برای پسماندهای استانداردشده‌ی مدل را نشان می‌دهند.نتایج نشان می‌دهد که فرض صفر عدم وجود خود همبستگی‌ای و فرض صفر عدم وجود اثرات آرچ در پسماندهای استانداردشده را نمی‌توان رد کرد.احتمالات به‌دست‌آمده برای آزمون آماره Q چند متغیره برای وقفه اول و آزمون اثرات آرچ چندمتغیره برای وقفه اول به ترتیب برابر ۰٫۸۸۵۵۷ و ۰٫۷۱۴۷۷ برآورد شده است. این نتایج نوفه سفید بودن پسماندهای استانداردشده را تأیید می‌کند.

جدول (۴-۲۲) نتایج آزمون لیونگ-باکس بر روی پسماندهای استانداردشده

	TEPIX آمار متناظر	TOPIX آمار متناظر
Ljung-Box Q(1)	۰٫۶۶۲۱	۰٫۸۸۸۱
Ljung-Box Q(2)	۰٫۸۵۲۷	۰٫۳۷۷۴
Ljung-Box Q(3)	۰٫۳۲۲۳	۰٫۲۵۳۵
Ljung-Box Q(4)	۰٫۳۰۹۳	۰٫۳۹۴۱
Ljung-Box Q(5)	۰٫۳۴۷۱	۰٫۵۲۷۰

جدول (۴-۲۳) نتایج آزمون اثرات آرچ بر روی پسماندهای استانداردشده

	TEPIX آمار متناظر	TOPIX آمار متناظر
Lags=1	۰٫۸۵۱۷۱	۰٫۶۷۷۵۶
Lags=2	۰٫۸۰۴۸۰	۰٫۶۰۰۶۹
Lags=3	۰٫۵۹۸۵۲	۰٫۴۳۰۵۶
Lags=4	۰٫۷۴۲۸۳	۰٫۵۹۱۹۸
Lags=5	۰٫۸۴۸۳۱	۰٫۷۳۰۴۵

نتایج بدست آمده از بررسی بورس شانگهای و بورس تهران نشان می دهد که واریانس شرطی و بازدهی دوره پیشین بورس ها تاثیرمعناداری بر بازدهی بورس تهران ندارد. ۱۴۱۶٫۳۷۳۴-مقدار بدست آمده برای تابع لگاریتم درست نمایی می باشد که بر اساس الگوریتم بهینه سازی BFGS ،بیشینه گردیده است.خلاصه نتایج در جدول ۴-۲۴ ارایه شده است.

جدول (۴-۲۴) نتایج حاصل از مدل VAR-GARCH-M-BEKK برای بورس تهران و بورس شانگهای

مقادیر / نام ضرایب	ضریب برآوردی	انحراف معیار	مقدار آماره	احتمال متناظر
μ_1	۰٫۳٤۱۸٦٥۳۸	۰٫٥۷۳٦۸۸٥۲	۰٫٥۹٥۹۱	۰٫٥٥۱۲۳٦۹۲
μ_2	۰٫٤۸۷۰۰۰۱۱	۰٫٦٥۹۲۲۲۱٦	۰٫۷۳۸۷٥	۰٫٤٦۰۰٥۹۰٦
ϕ_{11}	۰٫۳٦۸۹٦٤٦۳	۰٫۰٥۷۱۳٦۸۳	٦٫٤٥۷٥٦	۰٫۰۰۰۰۰۰۰۰
ϕ_{12}	-۰٫۰۰۹٤٥٦۳۷	۰٫۰۳٥۷٤۸۰۹	-۰٫۲٦٤٥۳	۰٫۷۹۱۳۷۳۰۰
ϕ_{21}	-۰٫۰۰٥٥۲٦۹۲	۰٫۰٦۷۹٤٥۰۳	-۰٫۰۸۱۳٤	۰٫۹۳٥۱٦۸۳۸
ϕ_{22}	۰٫۰٦۳۸۳٤۸۱	۰٫۰٦۳۷۹۷٥۷	۱٫۰۰۰٥۸	۰٫۳۱۷۰۲۸۱۷
l_{11}	۰٫۰۰۰۲۳۷٦٥	۰٫۱۲٥۲٦٤۰٦	۰٫۰۰۱۹۰	۰٫۹۹۸٤۸٦۲٤
l_{12}	-۰٫۰۲۰٦٥٥٥٤	۰٫۰۱۳۸۹۷۳۷	-۱٫٤۸٦۲۹	۰٫۱۳۷۲۰۲۰۰
l_{21}	-۰٫۰۸٥۰۸۰٤۸	۰٫۱۲۸۰۷۱۰۲	-۰٫٦٦٤۳۲	۰٫٥۰٦٤۸۳۸
l_{22}	-۰٫۰۱۹۳۱۸٥۹	۰٫۰۳٤٥۹۱۹۲	-۰٫٥٥۸٤۷	۰٫٥۷٦٥۲۲۷۲
c_{11}	۱٫۰۹۷۱۲۱۸۰	۰٫۳۳۰٤۸۷٥۷	۳٫۳۱۹۷۱	۰٫۰۰۰۹۰۱۱۲
c_{21}	-۰٫۲۳۲۱۲۹۲۹	۰٫٤۸۰٦۳۷٦۹	-۰٫٤۸۲۹٦	۰٫٦۲۹۱۲۳۳۸
c_{22}	۰٫٤۷۷۳۷۳۸۷	۰٫۳۲۲٥۳٥۱۹	۱٫٤۸۰۰۷	۰٫۱۳۸۸٥٥۲۲
a_{11}	۰٫٤۰۲۳۱۲۲۹	۰٫۱۰٥٤۱٤۰۰	۳٫۸۱٦٥۰	۰٫۰۰۰۱۳٥۳٦
a_{22}	۰٫۲۸٦۸۸۸۸۲	۰٫۰٤۷۸۸۷۲۰	٥٫۹۹۰۹۳	۰٫۰۰۰۰۰۰۰۰
b_{11}	-۰٫۷٤۹٤۳۱٤۸	۰٫۱٤۰۳۳٦٤۰	-٥٫۳٤۰۲٥	۰٫۰۰۰۰۰۰۰۹
b_{22}	۰٫۹٤۳۲۱٤۱٤	۰٫۰۲۰۷۱٥۳٦	٤٥٫٥۳۲۱۲	۰٫۰۰۰۰۰۰۰۰

نتایج آزمون‌های تشخیصی در جداول۴-۲۵ و ۴-۲۶ ارائه‌شده است. نتایج نشان دهنده این است که فرض صفر عدم وجود خود همبستگی و فرض صفر عدم وجود اثرات آرچ در پسماندهای استانداردشده را نمی‌توان رد کرد. همچنین احتمال متناظر آزمون آماره Q چند متغیره برای وقفه اول برابر ۰٫۹۷۹۶۳ می‌باشد ، همچنین احتمال متناظر آزمون اثرات آرچ چندمتغیره برابر ۰٫۵۰۹۷۵می‌باشد.بر این اساس می‌توان گفت پسماندهای استانداردشده نوفه سفید می‌باشند.

جدول (۴-۲۵) نتایج آزمون لیونگ-باکس بر روی پسماندهای استانداردشده

	TEPIX آمار متناظر	SSE آمار متناظر
Ljung-Box Q(1)	۰/۹۶۰۶	۰/۸۳۲۷
Ljung-Box Q(2)	۰/۹۸۶۱	۰/۳۲۷۵
Ljung-Box Q(3)	۰/۳۱۳۷	۰/۲۸۱۵
Ljung-Box Q(4)	۰/۲۳۵۷	۰/۴۳۰۷
Ljung-Box Q(5)	۰/۲۵۲۱	۰/۵۳۵۴

جدول (۴-۲۶) نتایج آزمون اثرات آرچ بر روی پسماندهای استانداردشده

	TEPIX آمار متناظر	SSE آمار متناظر
Lags=1	۰/۹۸۰۱۴	۰/۷۸۹۸۵
Lags=2	۰/۸۲۳۰۲	۰/۴۹۷۸۴
Lags=3	۰/۵۷۸۷۰	۰/۶۹۲۹۱
Lags=4	۰/۷۲۹۷۴	۰/۲۷۳۴۲
Lags=5	۰/۸۴۰۶۳	۰/۳۹۸۳۴

در جدول ۴-۲۷ نتایج بررسی بین دو بورس تهران و بمبئی ارایه شده است.نتایج نشان می دهد که بازدهی بازارها را نمی توانیم بر اساس واریانس شرطی بازارها برآورد نماییم. مقدار بدست آمده برای تابع لگاریتم درست نمایی ۱۳۳۸/۲۴۱۶-می باشد که بر اساس الگوریتم بهینه سازی BFGS ،بیشینه گردیده است.

جدول (۴-۲۷) نتایج حاصل از مدل VAR-GARCH-M-BEKK برای بورس تهران و بورس بمبئی

مقادیر / نام ضرایب	ضریب برآوردی	انحراف معیار	مقدار آماره	احتمال متناظر
μ_1	-۰/۵٦٤۰	۰/٤۷۱٦	-۱/۱۹۵۹۳	۰/۲۳۱۷۲۵٦۲
μ_2	۰/۸٦٦٤	۰/٤٦٤٦	۱/۸٦٤۷۳	۰/۰٦۲۲۱۹۳۹
ϕ_{11}	۰/۳٤٦٦	۰/۰۵٤۸	٦/۳۲٦۱۲	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰
ϕ_{12}	۰/۰۵۸۷	۰/۰٤۳۷	۱/۳٤۱۷۷	۰/۱۷۹٦۷۱۷۲
ϕ_{21}	۰/۰٦۹۷۰	۰/۰٤٦۲۱	۱/۵۰۸٤٤	۰/۱۳۱٤٤۲٦۰
ϕ_{22}	۰/۰٦۲٤	۰/۰۵۳۹	۱/۱۵٦۸۲	۰/۲٤۷۳٤٦۰۱
l_{11}	۰/۰۹۹۸	۰/۰۸۷۵	۱/۱٤۱۲۹	۰/۲۵۳۷٤۷۱۹
l_{12}	۰/۰٦۲۸	۰/۰٦۷۱	۰/۹۳۵۹۲	۰/۳٤۹۳۱۵۱۳
l_{21}	- ۰/۱۲۳۹	۰/۰۸۳٤	-۱/٤۸٦۱۳	۰/۱۳۷۲٤٤٤۸
l_{22}	-۰/۰٤۰۳	۰/۰۷۸٤	-۰/۵۱٤۲۲	۰/٦۰۷۰۹۷۳۹
c_{11}	۰/۸۷۵۰	۰/۲٤۵۹	۳/۵۵۷۷۸	۰/۰۰۰۳۷٤۰۰
c_{21}	۰/۰۹۲۳	۰/۳٤۲۱	۰/۲٦۹۸۲	۰/۷۸۷۳۰۰۲٦
c_{22}	۰/۸۵۹۹	۰/۲۳۹۱	۳/۵۹٦٤۹	۰/۰۰۰۳۲۲۵٤
a_{11}	۰/۳۲۹۰	۰/۰٦۵۳	۵/۰۳٤۸۰	۰/۰۰۰۰۰۰٤۸
a_{22}	۰/۲۹۹۰	۰/۰٦۱۰	٤/۸۹۹۸٤	۰/۰۰۰۰۰۰۹٦
b_{11}	۰/۸٤۲۰	۰/۰۷۳۹	۱۱/۳۹۷۳۵	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰
b_{22}	-۰/۸۷۰۹	۰/۰۵٤۷	-۱۵/۹۳۳۹۷	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰

نتایج آزمون‌های لیونگ-باکس و ضریب لاگرانژ بر روی پسماندهای ا ستاندارد شده به ترتیب در جداول ۴-۲۸ و ۴-۲۹ ارایه شـده اسـت.بر اسـاس این نتایج فرض صـفر عدم وجود خود همبسـتگی و فرض صـفر عدم وجود اثرات آرچ در پسـماندهای اسـتانداردشـده را نمی‌توان رد کرد. همچنین احتمال متناظر آزمون آماره Q چند متغیره برای وقفه اول برابر ۰/۹۹۲۳۸ و احتمال متناظر آزمون اثرات آرچ چندمتغیره برابر ۰/۶۳۰۵۳ می‌با شد که تأییدی دیگر بر نوفه سفید بودن پسماندهای ا ستاندارد شده است.

جدول (۴-۲۸) نتایج آزمون لیونگ-باکس بر روی پسماندهای استانداردشده

	TEPIX آمار متناظر	BSE آمار متناظر
Ljung-Box Q(1)	۰٫۸۰۹۷	۰٫۹۱۸۳
Ljung-Box Q(2)	۰٫۹۶۷۵	۰٫۹۱۶۰
Ljung-Box Q(3)	۰٫۴۹۰۶	۰٫۸۸۱۴
Ljung-Box Q(4)	۰٫۳۲۲۷	۰٫۹۳۴۴
Ljung-Box Q(5)	۰٫۲۸۶۹	۰٫۱۷۵۹

جدول (۴-۲۹) نتایج آزمون اثرات آرچ بر روی پسماندهای استانداردشده

	TEPIX آمار متناظر	BSE آمار متناظر
Lags=1	۰٫۶۲۵۱۹	۰٫۷۷۰۳۹
Lags=2	۰٫۸۳۵۱۴	۰٫۷۱۹۱۸
Lags=3	۰٫۵۶۶۰۹	۰٫۸۹۴۷۵
Lags=4	۰٫۷۳۹۹۰	۰٫۹۱۲۷۱
Lags=5	۰٫۸۵۲۰۳	۰٫۷۹۰۸۷

فصل پنجم

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

۵-۱ نتیجه‌گیری

نتایج نشـــان داد که به ســـبب وجود اثرات آرچ در ســـری‌های زمانی بازدهی هر کدام از بازارهای تهران، نیویورک، توکیو، شـــانگهای و بمبئی،، لازم اســـت از مدل‌های خانواده گارچ برای بررســـی ارتباط میان بازارها اســـتفاده شـــود. همچنین با توجه به نتایج آزمون تورش علامت و اندازه، از مدل‌های متقارن برای این منظور استفاده شد.

برای آزمون فرضیه اول پژوهش که عدم تأثیرگذاری نوسانات بورس‌های خارجی بر بورس تهران را بیان می‌کند از مدل VAR- BEKKدو متغیره استفاده شد. در این مدل ارتباط میان بازدهی و نوسانات بازارها همزمان موردبررســـی قرار می‌گیرد. یافته‌های پژوهش نشـــان داد که هیچ اثر ســـرریز تلاطمی از بازار های منتخب در پژوهش بر روی تلاطم بازار تهران وجود ندارد. این بدن معنی اســـت که زیر فرضـیه‌های منتج از فرضـیه اصـلی اول، که در آن‌ها فرض عدم وجود سـرایت نوسـان از بورس نیویورک - بورس توکیو - بورس شانگهای - بورس بمبئی به بورس تهران به صورت دو به دو در نظر گرفته شده است تأیید می‌شود.

فرضـــیه دوم پژوهش که عدم تأثیر پذیری بازدهی بورس تهران از نوســـانات پیش‌بینی‌شـــده بورس‌های خارجی را بیان می‌کند با به‌کارگیری مدل VAR-GARCH-In-Mean و رهیافتBEKK قطری، موردبررســـی قرارگرفته اســـت. نتایج نشـــان داد که در ســـطح اطمینان ۹۵% بورس تهران تأثیر معناداری از واریانس شرطی بورس‌های خارجی نمی‌پذیرد. یعنی تمامی زیر فر ضیه‌هایی که فرض عدم تأثیر نوســـان شـــرطی هر یک از بورس نیویورک، توکیو، شـــانگهای، بمبئی بر بازدهی بازار تهران را در نظر گرفته‌اند، مورد تأیید قرار می‌گیرند.

هر دو مدل به‌کاررفته در پژوهش تأثیر بازدهی بورس های خارجی بر بازدهی بورس تهران را موردبررســـی قرار می‌دهند. نتایج حاصـــل از هر دو مدل نشـــان می‌دهد که فرضـــیه ســـوم پژوهش که عدم تأثیرگذاری بازدهی بورس‌های خارجی بر بازدهی بورس تهران را بیان می‌کند، تأیید می‌شـــود به شـــکل

دقیق‌تر تمامی زیر فرضیه‌های منتج از فرضیه سوم تأیید می شود. به عبارت دیگر از بازدهی بورس‌های نیویورک، توکیو، شانگهای و بمبئی نمی‌توان برای پیش‌بینی بازده بورس تهران استفاده نماییم.

در تفسیر نتایج می‌توان گفت که اگرچه بخشی از ارتباطات بین شاخص‌های مالی ناشی از انتقال اطلاعات و نگرانی‌ها پیرامون بازارهای مالی هست، ولی این اثرات بر بازار تهران چندان محسوس نبوده است. می‌توان استنباط کرد که به سبب نبود مشارکت خارجی در شرکت‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران و عدم حضور چشمگیر سرمایه‌گذاران خارجی در بورس اوراق بهادار تهران، حتی تأثیرات غیرمستقیم نیز نتوانسته است، اثر تلاطم‌های بورس‌های خارجی را بر بورس تهران نمایش دهد.

در مقایسه با نتایج پژوهش‌هایی که هم‌پوشانی زمانی یا بازار مبدأ مشابهی با این پژوهش دارند می‌توان گفت یافته‌های پژوهش در تضاد با نتایج زاهدی تهرانی [۱۳۹۱] در مورد S&P 500 می‌باشد، اما با یافته‌های ابو نوری و عبدالهی [۱۳۹۰] هم‌راستا می‌باشد.

بر اساس یافته‌های پژوهش استفاده از دارایی‌های عرضه‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیری در کاهش ریسک سبد سهامی سرمایه‌گذاران خارجی نخواهد داشت و سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران صرفاً فرصتی برای مدیریت مستقل دارایی‌های هم‌جنس برای سرمایه‌گذاران در بورس‌های خارجی می‌باشد. البته به سبب رفع تحریم‌های اقتصادی و تغییرات احتمالی شرکت‌ها بالأخص از نظر ساختار مالی، لازم است چنین اقداماتی با احتیاط صورت پذیرد.

۵-۲ پیشنهادات

ماهیت پویای بازارهای سهام و تغییرات اقتصادی در سیستم تجاری ایران، لزوم تکرار بررسی تأثیرپذیری بورس اوراق بهادار تهران از بازارهای خارجی برای دوره‌های زمانی آتی را مشخص می‌نماید. ازاین‌رو پیشنهادمی شود این پژوهش با انتخاب بازارهای مبدأ تلاطم دیگری، توسعه داده شود. همچنین توصیه می‌شود که پژوهش با افزودن شاخص‌های جهانی دیگری همچون قیمت نفت و قیمت فلزات اساسی انجام پذیرد. پیشنهاد می‌شود این پژوهش با استفاده از مدل‌های دیگری همچون تحلیل

موجک [1] تکرار شود تا مناسب‌ترین زمینه برای مدل‌های پیش‌بینی فراهم آید. این اقدام برای مؤسسات مالی ارائه‌دهنده خدمات مشاوره‌ای، ارزش افزوده قابل‌توجهی ایجاد خواهد کرد.

[1] Wavelet analysis

منابع

۱- ابونوری ا. و نتاج ا. (۱۳۹۱) " برآورد اثر بحران مالی جهانی بر بورس اوراق بهادار" اولین همایش ملی حسابداری و مدیریت، مازندران.

۲- ابونوری ا. و عبداللهی م. ر. (۱۳۹۰) " ارتباط بازارهای سهام ایران، امریکا، ترکیه و مالزی دریک مدل گارچ چند متغیره " **فصل نامه بورس اوراق بهادار**، شمارة ١٤، ص ۷۹.

۳- اندرز و. (۱۳۸۶)" **اقتصادسنجی سریهای زمانی با رویکرد کاربردی**"، جلد اول، صادقی شاهدانی م. و شوال پور س.، دانشگاه امام صادق (ع).

۴- آذر ع. و مومنی م. (۱۳۹۴) " **آمار و کاربرد آن در مدیریت- تحلیل آماری**"، جلد ۲، سازمان مطالعه و ندوین کتب علوم انسانی دانشگاهها.

۵- پریوش زاهدی تهرانی پ. (۱۳۹۱) " تبیین راهبرد سرایت نو سانات بازارهای سرمایه بین المللی بر بورس اوراق بهادار تهران" **مطالعات مدیریت راهبردی**، شماره ۱۱، ص ۳۹.

٦- تقوی م.، غفاری ف. و غیبی س. ی. (۱۳۸۹) " اثر بحران مالی غرب بر بورس اوراق بهادار تهران" **مطالعات مالی**، شماره ۵، دوره ۳: ص ۱۳۷.

۷- جعفرعبدي، ا. (۱۳۸۹)، پایان نامه ارشد:" **بررسی ارتباط میان بازارهای سهام تهران و دبی** "، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتي شریف.

۸- حیدري ح. و بشیري س.، (۱۳۹۱) " بررسي رابطه بین نااطميناني نرخ واقعي ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتي بر پایه مدل VAR-GARCH" **فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادي**، شماره ۹، دوره ۳: ص ۷۱.

۹-حیدری، س. ع.، فلاح شمس م. ف، فض الهی ح. و کردلویی ح. ر. (۱۳۸۹) "بررسی تاثیر تورم و پول غیر ملی بر متغییرهای اساسی اقتصاد با استفاده از رهیافت خود رگرسیون برداری (VAR) "، **حسابداری مدیریت**، ۳، ۷: ص ۴۱.

۱۰- دوراندیش آ.، ارزنده ن. و شریعت ا. (۱۳۹۳) " بررسی اثر سرریز نوسانات نرخ ارز بر شاخص صنایع کشاورزی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار" **نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی**، شماره ۲، ص ۱۷۷.

۱۱- زمانی ش.، سوری د. و ثنائی اعلم م. (۱۳۸۹) " بررسی وجود سرایت بین سهام شرکتها در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از یك مدل دینامیك چند متغیره" **مجله تحقیقات اقتصادی**، شماره ۹۳، دوره ۴۵: ص ۲۹.

۱۲- سیدحسینی س. م. و ابراهیمی س. ب. (۱۳۹۲) " بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای سهام؛ مطالعه موردی بازار سهام ایران، ترکیه و امارات" **مطالعات مالی**، شماره ۳، دوره ٦: ص۸۱.

۱۳- سیدحسینی س. م. و ابراهیمی س. ب. (۱۳۹۲) " مدلسازی و سنجش سرایت تلاطم با استفاده از مدلهای چندمتغیره GARCH مطالعه موردی: ایران، امارات و شاخص قیمت جهانی نفت" **فصلنامه بورس اوراق بهادار**، شمارة۲۱، ص ۱۳۷.

۱٤- شفیعی س. و صبوری دیلمی م. ح. (۱۳۸۸) " بررسی میزان اثرپذیری متغیرهای کلان اقتصاد ایران از بحران مالی جهانی" **بررسی های بازرگانی**، شماره۳۹ ، ص ۲.

۱۵- شیرین بخش ش. ا. و حسن خونساری ز. (۱۳۸٤) " **کاربرد eviews در اقتصادسنجی**" ، پژوهشکده امور اقتصادی، ص. ۲٤۸.

۱٦- فلاحی ف.حقیقت ج. صنوبر ن. و جهانگیری خ. (۱۳۹۳) " بررسی همبستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران با استفاده از مدل DCC-GARCH" **پژوهش نامه اقتصادی** ،شماره ۵۲، ص ۱۲۳.

۱۷- فیض زاده ع. (۱۳۸۱) "آیا p value به‌تنهایی کافی است؟" **خبرنامه پژوهشگران سلامت**. شماره ۴، دوره ۱ : ص ۲۰ .

۱۸- قنبری ع. و رسولی ا. (۱۳۹۱) "**اقتصاد سنجی**"، نشر چالش

۱۹- کامران پ. (۱۳۸۹) "تلاطم و بازده (شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران و بورس های بین الملل)" **تحقیقات مدل سازی اقتصادی**، شماره ۲، دوره ۱:ص ۱.

۲۰- کشاورز حداد غ. و بابایی ا.، (۱۳۹۰) "مدلسازی تلاطم بازده نقدی در بورس سهام تهران با استفاده از داده های پانل و مدل GARCH" **نشریه تحقیقات مالی**، شماره ۳۱، دوره ۱۳: ص ۴۱.

۲۱- کشاورز حداد غ. ر. و مقاره عابد س.(۱۳۹۲)" آیا بحران مالی جهانی به بازار سهام تهران سرایت کرد؟" **تحقیقات اقتصادی**، شماره ۲،دوره ٤٨: ص ۱۷۹.

۲۲- کشاورز حداد. غ. ر.، ابراهیمی س. ب. و جعفر عبدی ا. (۱۳۹۰) " بررسی سرایت تلاطم میان بازدهی سهام صنعت سیمان و صنایع مرتبط با آن در ایران " **فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران**، شماره ٤٧، دوره ١٦: ص ۱۲۹.

۲۳- محمدی ش.، راعی ر.، تهرانی ر و فیض آباد ا. (۱۳۸۸) "مدلسازی نوسان در بورس اوراق بهادار تهران" **تحقیقات مالی**، شماره ۲۷، دوره ۱۱: ص ۹۷.

٢٤- یزدان پرست ع. و احدی سرکانی س. ی. (۱۳۹۲) " بررسی ارتباط بحران مالی در بازارهای سرمایه عمده جهان با شاخص های سهام بورس اوراق بهادار تهران، قبل، طی و پس از بحران" **مطالعات مالی**، شماره۱۹، دوره ٦: ص ۱.

25. Abounoori E. and Elmi Z. (2013) "Has Tehran Stock Market Calmed Down after Global Financial Crisis? Markov Switching GARCH Approach" Iranian **Journal of Economic Studies**, 2, 1, pp 23.
26. Bauwens L., Laurent S. and Rombouts J.V.K. (2006) "Multivariate GARCH Models: a survey" **J. Appl. Econometr.**, 1, 21, pp 79.
27. Becker K.G., Finnerty J.E. and Tucker A.L. (1992) "The intraday interdependence structure between U.S. and Japanese equity markets" **J. Financ. Res.**, 1, 15, pp 27.

28. Bekaert G. and Harvey C.R. (1995) “Time-varying world market integration”. **J. Finance**, 2, 50, pp 403.
29. Bollerslev T. (1986) “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity” **J. Econometrics**, 31, pp 307.
30. Brockwell P. J. and Davis R. A. (2002) “Introduction **to time series forecasting**” 2th Edition. New York: springer- Verlag
31. Brooks Ch. (2009) “ **Rates Handbook to accompany introductory Econometrics for finance**” Cambridge university press
32. Caporin M. and McAleer M. (2012) “Do we really need both BEKK and DCC? A tale of two multivariate GARCH models” **J. Econ. Surv.** 4, 26, pp 736.
33. Chan-Lau J., Mathieson D. and Yao J. (2004) “Extreme Contagion in Equity Markets" **Int. Monet. Fund Staff Pap.** 51, pp 386.
34. Christiansen Ch. (2010) " Decomposing European bond and equity volatility” **Int. J. Financ. Econ**, 15, 2, pp 105.
35. Engle R. F. (1982) “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation” **Econometrica**, 4, 50, pp 987.
36. Engle R. F. and Victor K. Ng. (1993) “Measuring and testing the impact of news on volatility” **J. Finance,** 48, 1749.
37. Engle R.F, Lilien D. and Robins R. (1987) “Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model” **Econametria**, 2, 55, pp 391.
38. Engle R.F. and Kroner K.F. (1995) “Multivariate Simultaneous Generalized Arch” **Econometr. Theor.** 1, 11, pp 122.
39. Forbes K. and Rigobon R. (200**2**) “No contagion, only interdependence: Measuring Stock Market Comovements” **The Journal of the American Finance Association**, 5, 57, pp 22, 23.
40. Hamao Y., Masulis R.W. and Ng V. (1990) “Correlations in price changes and volatility across international stock markets” **Rev. Finan. Stud.,** 2, 3, pp 281.
41. Heidari H., Katircioglu S. T. and Bashiri S. (2013) “Inflation, inflation uncertainty and growth in the Iranian economy: an application of BGARCH-M model with BEKK approach” **Journal of Business Economics and Management**, 14, 5, 819.
42. Hosking J. (1981) “ **Equivalent forms of the multivariate potmanteau statistic**”

43. Huang Y., Su W. and Li X. (2010) "**Comparison of BEKK GARCH and DCC GARCH Models: An Empirical Study**" Cao L., Zhong J., and Feng Y. (Eds.): ADMA, Part II, LNCS 6441 pp. 99–110, © Springer-Verlag Berlin Heidelberg
44. Huang Y., Su W. and Li X. (2010) "Comparison of BEKK GARCH and DCC GARCH Models: An Empirical Study" 6th International Conference, ADMA, P 99. Chongqing, China.
45. Huang Y., Wenjing S. and Xiang j. (2010) Comparison of BEKK GARCH and DCC GARCH Models: An Empirical Study**,** p. 99–110, " **In Advanced Data Mining and Applications**", Cao L., Zhong J. and Feng Y. (Eds.): ADMA 2010, Part II, LNCS 6441, Springer-Verlag Berlin Heidelberg 2010.
46. Hunter W.C., Kaufman G.G. and Krueger T.H. (1999) "the Asian Financial Crisis: Origins, Implications, and Solutions: Origins, Implications, and Solutions" [Papers Presented at a Conference Held on Oct. 8-10, 1998]. p 526. Springer.
47. Karunanayake I. and Valadkhani A. (2009) " Modelling Australian Stock Market Volatility: A Multivariate GARCH Approach" **Economics Working Paper Series**, University of Wollongong
48. Kim S. W. and Rogers J. H. (1995) "International stock price spillovers and market liberalization: Evidence from Korea, Japan, and the United States". **J. Empir. Financ.** 2, 2, pp 117.
49. Kozhan R. (2010) " **Financial Econometrics - With Eviews**"
50. Li H. (2007) "International linkages of the Chinese stock exchanges: a Multivariate GARCH Analysis" **Appl. Finan. Econ.**, 17, pp 285.
51. Malik F. (2003) "Sudden changes in variance and volatility persistence in foreign exchange markets" **J. Multinat. Finan. Manage.** 2, 13, pp 217.
52. Malik F. and Hammoudeh S. (2007) "Shock and volatility transmission in the oil, US and Gulf equity markets". **Int. Rev. Econ. Finance**, 16, pp 357.
53. Mandelbrot B. B. (1963) "The Variation of Certain Speculative Prices" **J. Bus.** XXXVI.
54. Menla Ali F. (2014) thesis: "**Essaysin exchange rates and international finance**" Department of Economics and finance, Brunel University.
55. Meric G., Ranter M. and Meric I. (2007) " Co-movements of the U.S. U.K., and Middle East Stock Markets" **Middle Eastern Finance and Economics**, 1, pp 60.

56. Moledina A. A. Coggins J. S., Polasky S. and Costello C. (2003) "Dynamic environmental policy with strategic firms: prices versus quantities" **J. Environ. Econ. Manage,** 45, 2, pp 356.
57. Nelson, D.B. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," **Econometrica**, 2, 59, pp 347.
58. Peiro A., Quesada J. and Uriel E. (1998) "Transmission of Movements in Stock Markets, **Europ. Finance Rev.** 4, 4, pp 331.
59. Schwert, W. (1989). "Stock Volatility and Crash of '87," **Rev. Finan. Stud**, 3, 77–102.
60. Su W. and Huang Y., (2010) Master Thesis, **"Comparison of Multivariate GARCH Models with Application to Zero-Coupon Bond Volatility"** Department of Statistics, Lund University.
61. Sugimoto K., Takashi M. and Yushi Y. (2013) "The global financial crisis: An analysis of the spillover effects on African stock markets" **Emerging Markets Review,** 21, 2014, pp 201.
62. Taylor S. (1986) "Modeling **Financial Time Series**", New York: John Wiley & Sons.
63. Theodossiou P. and Lee U. (1993) "Mean and volatility spillovers across major national stock markets: Further empirical evidence" **J. Financ. Res.**, 4, 16, pp 337.
64. Wei K.C.J., Liu Y.J., Yang C.C. and Chaung G.S. (1995) "Volatility and price change spillover effects across the developed and emerging markets" **Pacific- Basin Finance J.,** 1, 3, pp 113.
65. Worthington A. and Higgs H. (2004) "Transmission of equity returns and volatility in Asian developed and emerging markets: a multivariate GARCH analysis" **Int. J. Financ. Econ.,** 1, 9, pp 71.
66. Yonis M. (2011) MSc. Thesis, "Stock **Market Co-Movement and Volatility Spillover between USA and South Africa**" UMEA university.
67. Yu J. and Hassan K. (2006) "Global and regional integration of the Middle East and North African (MENA) stock markets" **Quart. Rev. Econ. Finance**, 3, 13, pp 482.
68. Zakoïan J. M. (1994) "Threshold Heteroskedastic Models" **J. Econ. Dynam. Control**, 5, 18, pp 931.

Abstract

Examining the relationship between markets, holds a special place in market Efficiency, selection and portfolio management and asset valuation. This dissertation, investigated the impact of New York Stock Exchange, Tokyo Stock Exchange, Shanghai Stock Exchange and Bombay Stock Exchange on Tehran Stock Exchange (TSE) for the January 2010 to December 2015 period. I used the VAR model with beck approach to investigate volatility spillover between markets. The results indicated no volatility transition from other markets to TSE. In addition, the results of the VAR-GARCH-In-Mean model with diagonal BEKK approach, indicated no impact of conditional variance of other markets on TSE return. In both models, at the 95% confidence level, there is no return contagion of other markets to TSE return.

Key Words: Stock Exchange, BEKK, volatility spillover, VAR-GARCH-In-Mean

Shahrood University
Faculty of Industrial Engineering & Management

The effects of developed markets of US and Japan, and Emerging markets of China and India on the Tehran stock exchange

Mir Touraj Seyed dorraji

Supervisor: Dr. Saeed Hakami Nasab

Date: February, 2016