



تحلیل اثرات متقابل نا اطمینانی بورس اوراق بهادار تهران در میان بورس‌های منطقه و جایگاه آن: کاربرد الگوی (BEKK) MGARH

بهزاد فکاری سردهایی^۱ - محمدرضا کهنسال^۲ - سمیه ربانی^۳

تاریخ دریافت: ۹۳/۸/۶ تاریخ پذیرش: ۹۴/۱۱/۳۰

چکیده

بورس‌های اوراق بهادار به عنوان نبض اقتصاد جامعه مطرح هستند. داشتن بورس پویا و رو به رشد به توسعه اقتصادی کشور کمک شایانی می‌نماید. بورس‌های اوراق بهادار از دو بعد داخلی و بین‌المللی قابل بررسی می‌باشند. اثرات اخبار خوب و بد داخلی و شوک‌ها و نوسانات جهانی از جمله عوامل مؤثر بر نرخ بازدهی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار می‌باشد. در این مطالعه با استفاده از اطلاعات شاخص بورس‌های تهران، استانبول و دوی از فروردین ۱۳۹۰ تا فروردین ۱۳۹۳، به بررسی اثرگذاری اخبار خوب و بد و شوک‌ها و نوسانات بین‌المللی با استفاده از الگوهای GARCH تک متغیره و چند متغیره (BEKK) پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد که اخبار خوب و بد، شوک‌ها و نوسانات بازار مالی دبی اثرات معنی‌داری بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران دارد.

طبقه بندی JEL: B41, E62, G10

واژگان کلیدی: اخبار خوب و بد، بورس اوراق بهادار، نرخ بازدهی شاخص بورس، BEKK, TGARCH

^۱ دانشجوی دکتری دانشگاه فردوسی مشهد؛ کارشناس مرکز تحقیقات و نوآوری اتکا Jfakari@gmail.com (مسئول مکاتبات)

^۲ عضو هیئت علمی دانشگاه فردوسی مشهد

^۳ دانش آموخته کارشناسی ارشد دانشگاه پیام نور واحد تهران

مقدمه

بورس اوراق بهادار بازاری متشکل و خود انتظام است که اوراق بهادار در آن توسط کارگزاران یا معامله‌گران طبق قانون مورد دادوستد قرار می‌گیرد. بورس اوراق بهادار در قالب شرکت سهامی عام اداره می‌شود^۱. ایده اولیه ایجاد بورس اوراق بهادار ایران به سال ۱۳۱۵ بازمی‌گردد، اما فعالیت رسمی بورس اوراق بهادار در سال ۱۳۴۶ آغاز گردیده است. در طول زمان به دلیل انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی، فعالیت بورس اوراق بهادار به حالت تعلیق درآمد، تا اینکه بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۷۷ رونق گرفت و فعالیت خود را از سر گرفت^۲. بورس اوراق بهادار تهران دارای اهداف و چشم‌اندازهای متنوعی همچون: ایجاد بازاری منصفانه، کارا و شفاف با ابزارهای متنوع و دسترسی آسان به منظور ایجاد ارزش افزوده، بورس برتر منطقه و موتور محرک رشد اقتصادی کشور، می‌باشد.

امروزه با وجود تکنولوژی و فناوری اطلاعات که باعث از بین رفتن مرزهای اطلاعاتی گردیده و کوچک‌ترین اتفاقات در گوشه‌ای از دنیا به سرعت در سرتاسر جهان منعکس می‌گردد. بنابراین بازارهای مالی نیز از این امر مستثنا نبوده و اخبار خوب و بد دنیا اثرات قابل توجهی در بازارهای مالی می‌گذارند. بورس‌های اوراق بهادار که وابسته به اخبار و سیاست‌های اتخاذی از طرف دولت می‌باشند، به شدت به نوع خبر واکنش می‌دهند. در خصوص اخبار خوب و بد می‌توان به واکنش بورس اوراق بهادار در مورد تصمیم دولت در خصوص مهار نقدینگی و افزایش نرخ خوراک واحد پتروشیمی اشاره نمود که باعث بی‌سابقه‌ترین سقوط شاخص بورس اوراق بهادار تهران (افت حدود ۱۰ درصد) در روز یکشنبه دی ماه سال ۱۳۹۲ شد، که به یکشنبه سیاه معروف گشت^۳. در بورس‌های مطرح دنیا نیز موارد بسیاری وجود دارد که بازارهای مالی به حوادث و اخبار ناشی از آن واکنش‌های شدیدی نشان داده‌اند.

به نظر فبرین و هروانی (۲۰۰۸) در فعالیت‌های سرمایه‌گذاری منطقه‌ای و بین‌المللی، سرمایه‌گذاران، مدیران بازارهای سهام و سیاست‌گذاران نیاز به الگوهایی دارند که ارتباط و علیت بین بازارهای مالی و بورس‌های اوراق بهادار را مشخص نماید، بخصوص برای بازارهای مالی که در مجاورت یکدیگر قرار دارند این مسئله حائز اهمیت می‌باشد. تصریح این گونه الگوها دید بهتری از حرکات و تنش‌های بازار نشان می‌دهد. بنابراین مدیران و سرمایه‌گذاران بهتر می‌توانند برای مدیریت ریسک سرمایه‌گذاری برنامه‌ریزی نمایند. درک درجه وابستگی و ماهیت ارتباط بین بورس‌های اوراق بهادار اهمیت فراوانی در پایداری بورس اوراق بهادار

دارد (این و شیم، ۱۹۸۹ و چوداری، ۱۹۹۴). بروکس (۲۰۰۲) اعتقاد دارد در دو دهه اخیر بازارهای اوراق بهادار بین‌المللی در حال ادغام و یکپارچه‌سازی اقتصاد جهانی می‌باشند. توسعه اساسی تکنولوژی و افزایش جریان سرمایه بین کشورها یکی از عوامل مهم در روند فرآیند جهانی شدن می‌باشد. بنابراین درک ارتباط بین بازارهای مالی مختلف دارای اهمیت فراوانی برای مؤسسات مالی و مدیران پرتفولیو دارد. نوسانات اهمیت فراوانی در تعیین ریسک بازارها دارد. بنابراین مطالعه بازار بورس اوراق بهادار تهران در خصوص چگونگی واکنش به اخبار خوب و بد اطلاعات مفیدی در خصوص بازار مالی ایران خواهد داشت. در بخش اول این مطالعه ابتدا به بررسی واکنش بورس اوراق بهادار تهران به اخبار خوب و بد پرداخته می‌شود. در بخش دوم مطالعه به تحلیل اثرپذیری بورس اوراق بهادار تهران از نوسانات و شوک‌های موجود در بورس‌های مطرح منطقه پرداخته می‌شود.

پیشینه پژوهش

در راستای بررسی مطالعات گذشته، تحلیل روش‌ها و استفاده از نتایج آن‌ها در این مطالعه، به مطالعات محققین در خارج و داخل کشور اشاره می‌شود.

فلاوین و همکاران (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با استفاده از روش گرانث^۴، به توضیح همبستگی بین بازارهای مالی پرداخته‌اند. در این مطالعه محققین توضیح می‌دهند که روش گرانث چگونه می‌تواند با بررسی الگوهای معامله در بازارهای مالی دنیا به توضیح همبستگی بین آنها بپردازد. محققین بیان می‌کنند که اثر مکان فیزیکی و هزینه تجارت در بازارهای مالی کاهش یافته و باید بیشتر کاهش بیابد زیرا مطالعه محققین نشان می‌دهد که هنوز عوامل جغرافیایی در همبستگی بین بازارهای مالی اثرگذار هستند. همچنین افزایش زمان همپوشانی باز و بسته شدن بوردهای تجاری بازارهای مالی اثر مستقیم بر همبستگی بین بازارهای مالی دارد.

گوتزمن و همکاران (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بلند مدت بین بازارهای مالی جهانی پرداخته‌اند. در این بررسی ۱۵۰ ساله، محققین نشان دادند که ارتباط‌های قوی و همگرایی بین بازارهای مالی جهانی در وقایع اقتصادی جهانی وجود دارد. محققین بیان می‌کنند که جهانی سازی در دنیای امروز موجب انتقال ریسک بین بازارهای مالی شده و سرمایه‌گذاران در همه جا در آن سهیم هستند.

نوظهور مالی در منطقه مطرح شده است. طبق آمار در پایان سال ۲۰۱۱ تعداد شرکت‌های بورس اوراق بهادار استانبول به ۳۶۸ که ارزشی بازاری معادل ۲۰۲ میلیارد دلار داشته است.^۹ بازار مالی دویبی نیز از بازارهای نوظهور است که در سال ۲۰۰۰ پا به عرصه فعالیت نهاد. طبق گزارش سالانه بازار مالی دویبی در سال ۲۰۱۲،^{۱۰} ارزش معاملات برابر ۴۸،۸ میلیارد درهم امارات متحده عربی (۱۳،۳ میلیارد دلار آمریکا) بوده است که رشد ۵۲ درصدی نسبت به سال گذشته داشته است. بورس اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۹۱ دارای ارزشی معادل ۱۷۰۷۴۹۷،۸ میلیارد ریال (۶۶،۹ میلیارد دلار آمریکا) داشته است که رشد ۳۳،۱ درصدی نسبت به سال قبل را تجربه نموده است.^{۱۱}

بنابراین با توجه به اهمیت وجود نوسانات و شوک‌ها در بازارهای مالی و انتقال آن از بازارهای مالی به یکدیگر، در این مطالعه تلاش می‌شود تا ارتباط بین بورس اوراق بهادار تهران با بورس اوراق بهادار استانبول^{۱۲} (ISE) و دبی^{۱۳} (DFM) بررسی شود. با توجه به مطالعات انجام شده (فبرین و هروانی، ۲۰۰۸) مشخص است که بورس‌های منطقه‌ای ارتباطات نزدیک‌تری نسبت به بورس‌های دیگر دارند. همچنین به دلیل اینکه سرمایه‌گذاران مشترکی بین بورس‌ها وجود دارد، یعنی ایرانیان تمایل به سرمایه‌گذاری در بورس‌های استانبول و دویبی دارند. بنابراین دو بورس اوراق بهادار کشورهای همسایه به عنوان بورس‌های منتخب مطالعه استفاده شد.

بحث و بررسی

یکی از ویژگی‌های بازارهای مالی در دوران اخیر؛ همبستگی بین بازارهای مالی می‌باشد، نرخ بازدهی سرمایه، الگوهای انتخاب پرتفولیو و موفقیت در بازارهای مالی جهانی به همبستگی بازار مالی به بازارهای مالی دنیا دارد. یکی از مواردی که در بازارهای مالی دنیا بسیار با اهمیت است درجه کاهش ریسک بازار مالی است که به شدت به ضریب همبستگی بازارهای مالی به یکدیگر بستگی دارد. تعداد بسیاری از الگوهای پذیرفته شده بازارهای مالی وجود دارند که با هم حرکت می‌کنند و رفتار مشابهی بروز می‌دهند. در بررسی محققین، مشخص شده است که ارتباط بازارهای داخلی بیشتر از بازارهای خارجی بوده است و همچنین همبستگی بین بازارهای مالی در زمان بروز شوک‌های بزرگ بیشتر می‌شود (کینگ و واهوانی، ۱۹۹۰ و لانگین و سالنیک، ۱۹۹۵).

در این مطالعه با استفاده از داده‌های روزانه بورس اوراق بهادار تهران، دویبی و استانبول به بررسی تعامل نوساناتی و

لی و گیلز (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین بورس اوراق بهادار آمریکا و ژاپن با شش کشور آسیایی (چین، هند، اندونزی، مالزی، فیلیپین و تایلند) در دوره زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۲ پرداخته‌اند. در این مطالعه از الگوی GARCH^۵ چندگانه استفاده شده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که شوک و نوسانات غیرمستقیمی از بورس اوراق بهادار آمریکا به سمت بورس اوراق بهادار ژاپن و کشورهای مذکور وجود دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که در طول پنج سال اخیر ارتباط بین بازار مالی ژاپن و کشورهای آسیایی قوی‌تر و آشکارتر شده است.

کیم (۲۰۱۰) به بررسی ارتباط پویا بین بورس اوراق بهادار آمریکایی با بورس‌های اوراق بهادار شرق آسیا (هنگ‌کنگ، سنگاپور، جمهوری کره و تایوان) پرداخته است. این مطالعه برای مقاطع مختلف بدون بحران (۱۹۹۷-۲۰۰۰) و با وجود بحران (۲۰۰۷-۲۰۰۹) انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که هر چه دوره مطالعه کوتاه‌تر باشد ارتباط بین بورس‌های بهادار بیشتر خواهد شد، یعنی دوره‌های کوتاه‌تر برای بررسی ارتباط مناسب‌تر می‌باشند. همچنین نتایج مطالعه نشان می‌دهد که بورس اوراق بهادار آمریکایی علیت گرنجری برای تمام بورس‌های مورد مطالعه شرق آسیا می‌باشد.

ارگون و شاری مهدنور (۲۰۱۰) به بررسی ارتباط پویا و نوسانات بین بورس اوراق بهادار ترکیه با بورس اوراق بهادار آمریکا پرداخته‌اند. در این مطالعه با استفاده از الگوهای تک متغیره به بررسی هم‌جمعی و الگوی تصحیح خطای برداری^۶ (ECM) و CGARCH^۷ برای دوره ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۸ پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد که ارتباط قوی بین بورس اوراق بهادار استانبول و NAZDAQ^۸ وجود دارد. همچنین انتقال نوسانات معنی‌داری از NAZDAQ به بورس اوراق بهادار استانبول وجود دارد.

فبرین و هروانی (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای به بررسی همگرایی و علیت بین بورس‌های اوراق بهادار جاکارتا، سنگاپور و کوالالامپور پرداخته‌اند. در این مطالعه با استفاده از داده‌های روزانه از سال ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۶ و با استفاده از آزمون همجمعی و علیت گرنجر به بررسی علیت بین بورس‌های فوق پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که برای مدیریت ریسک و اهداف انتخاب پرتفولیو، ارتباط بین بورس‌ها اهمیت فراوانی دارد بخصوص در بورس‌هایی که همسایه یکدیگر می‌باشند. در ادامه به معرفی اجمالی بورس‌های منطقه پرداخته می‌شود.

بورس اوراق بهادار استانبول به طور رسمی در سال ۱۹۸۵ شروع به فعالیت نموده است و به عنوان یک بازار

و گلوستن و همکاران (۱۹۹۳) به طور مستقل معرفی شد. شکل عمومی معادله واریانس شرطی بصورت معادله (۳) بیان شده است.

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 I_{t-k}^- \quad (3)$$

Where $I_t^- = 1$ if $\varepsilon_t < 0$ and 0 otherwise

در این مدل، اخبار خوب، $\varepsilon_t^2 > 0$ و اخبار بد $\varepsilon_t^2 < 0$ است. که تأثیرات متفاوتی روی واریانس شرطی دارد؛ به طوری که اثر اخبار خوب α_i و اثر اخبار بد با $\alpha_i + \gamma_k$ محاسبه می‌باشد. اگر $\gamma_k > 0$ اخبار بد باعث افزایش نوسانات می‌شود و باعث ایجاد اثرات اهرمی می‌گردد. اگر $\gamma_k \neq 0$ باشد، اخبار اثرات نامتقارن دارند.

برای اینکه بحث ریشه واحد در سری‌های زمانی و مشکلات ناشی از آن مرتفع گردد، از بازدهی شاخص قیمت اوراق بهادار استفاده می‌شود (بروکس، ۲۰۰۲).

$$r_t = \ln(P_t/P_{t-1}) * 100 \quad (4)$$

در معادله (۴) r_t نرخ بازدهی و P_t شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار در زمان t می‌باشد. همچنین طبق نظر نیامی (۲۰۱۲) برای روزهای تعطیل و یا موارد بدون داده، از میانگین شاخص قیمت روز قبل و بعد استفاده شد.

برای رسیدن به هدف مطالعه که بررسی تعامل بین بورس‌های اوراق بهادار تهران، دوی و استانبول است، از الگوی GARCH چندگانه^{۱۹} استفاده می‌شود. الگوی GARCH چندگانه به محقق اجازه می‌دهد که از چندین سری زمانی در کنار هم استفاده کند، بر خلاف GARCH تک متغیره^{۲۰} که محقق فقط از یک متغیر می‌تواند استفاده نماید. بنابراین وقتی که بحث انتقال نوسانات و شوک‌ها بین بورس‌های اوراق بهادار مطرح می‌شود، بایستی مدل‌های GARCH به صورت چندمتغیره مطرح گردند تا بتواند اثرات نوسان هر متغیر را در معادله واریانس شرطی متغیر دیگر اندازه‌گیری کند. در تصریح یک مدل GARCH چندگانه لازم است که نخست مدل آن قدر انعطاف‌پذیر باشد که بتواند پویایی ماتریس کوواریانس شرطی را نشان دهد. دوم اینکه از آنجایی که تعداد پارامترهای یک مدل GARCH چندگانه با افزایش بعد مدل خیلی سریع افزایش می‌یابد، بنابراین تصریح مدل باید شرط به‌صرفه بودن را برآورد سازد. البته باید توجه داشت که برقراری شرط به صرفه بودن اغلب با تصریح غلط مدل همراه خواهد بود. همچنین باید توجه داشت که از شرایط دیگر تصریح یک

شوکی پرداخته می‌شود. همچنین اثرات اخبار خوب و بد در مورد بورس اوراق بهادار تجزیه تحلیل می‌شود. اطلاعات مطالعه از پایگاه‌های اطلاعاتی بورس اوراق بهادار تهران^{۱۴}، استانبول^{۱۵} و دوی^{۱۶} به صورت روزانه از فروردین ۱۳۹۰ تا فروردین ۱۳۹۳ جمع‌آوری گردید.

در این مطالعه به منظور بررسی اخبار خوب و بد از الگوی TGARCH^{۱۷} استفاده می‌شود. به طور کلی الگوهای خانواده ARCH اولین بار توسط انگل (۱۹۸۲) ارائه شد. انگل بیان می‌دارد که طبق فرض جمله تصادفی الگوی رگرسیونی دارای میانگین صفر و به طور سریالی غیر همبسته است ولی واریانس آن با فرض وجود اطلاعات گذشته خود متغیر، شکل می‌گیرد. به دلیل وجود خطاهای پیش‌بینی کوچک و بزرگ در خوشه‌های اقتصادی مانند نرخ ارز، تورم، سهام و ... از الگوهای ARCH استفاده می‌شود زیرا این متغیرها در برخی سال‌ها دارای نوسانات کم بوده و در برخی سال‌های دیگر پر نوسان می‌باشند. بنابراین در این شرایط واریانس در طول زمان ثابت نیست. برای تخمین الگوی ARCH دو معادله میانگین و واریانس تخمین زده می‌شود.

معادله میانگین:

$$Y_t = \mu_t + \sigma_t \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = \sigma_t z_t, \quad z_t \approx \text{NID}(0,1) \quad (1)$$

در معادله ۱، Y_t میانگین شرطی بوده که به متغیرهای توضیحی و ضرایب آن‌ها بستگی دارد. $X_{i,t}$ شامل متغیرهای توضیحی می‌باشد که شامل متغیرهای برون‌زا و متغیرهای درون‌زای با وقفه می‌باشد. z_t نیز جزء اخلاص می‌باشد که دارای توزیع یکسان و مستقل^{۱۸} می‌باشد. فرآیند نوسانات مثبت توسط σ_t مشخص می‌شود که σ_t توسط مدل مختلف ARCH، GARCH و TGARCH به دست می‌آید. جزء اخلاص معادله میانگین تعدیل شده از ضرب σ_t در z_t به دست می‌آید.

ب) معادله واریانس:

مدل ARCH(q):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (2)$$

$\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, i \geq 0$

در این مدل پارامترهای $\alpha_1, \dots, \alpha_p$ باید محاسبه شوند. برای بررسی اثرات اخبار خوب و بد از الگوی TGARCH/TARCH که به ARCH/GARCH اساس این الگو بر آستانه‌ای شهرت دارند، استفاده می‌شود. اساس این الگو بر این است که حوادث بزرگ اثر دارند اما اتفاقات کوچک دارای اثر نیستند. این الگو اولین بار توسط زاگویان (۱۹۹۴)

عناصر قطری اصلی این ماتریس، α_{ij} ، بیانگر اثرات ARCH خود بازار i و عناصر غیرقطری α_{ij} بیانگر اثرات انتقال شوک‌های قیمتی بازار i در بازار j می‌باشد. β : یک ماتریس $n \times n$ که اثرات GARCH یا به عبارت دیگر اثرات نوسان گذشته قیمت را نشان می‌دهد. عناصر قطر اصلی b_{ij} ، بیانگر اثرات GARCH خود بازار i (به عبارت دیگر از نوسان گذشته قیمت خود بازار i) و عناصر غیرقطری، b_{ij} ، نشان‌دهنده اثرات انتقال نوسان قیمت بازار i به بازار j می‌باشد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، در این روش اثر شوک‌ها و اختلالات یک بازار بر روی اختلالات بازار دیگر بررسی می‌شود. این اثر می‌تواند متقارن یا نامتقارن باشد. به روشنی می‌توان دید که α_{11} ، اثر شوک‌های بازار اول بر روی همان بازار 1 و α_{21} ، اثر شوک بازار دوم بر روی بازار اول است که بازگوکننده اثرات انتقال شوک‌های قیمتی بازار دوم بر روی بازار اول می‌باشد. در خصوص ماتریس β نیز این‌گونه است به طوری که عناصر b_{ij} بیانگر پایداری نوسان گذشته بر نوسان آتی بازار i و b_{ij} ، اثرات انتقال نوسان قیمت بازارها را نشان می‌دهد. سیستم BEKK را می‌توان با استفاده از روش حداکثر راست نمایی (ML) برآورد نمود.

نتایج

در ابتدای مطالعه به بررسی نموداری و آماری نرخ بازدهی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران، استانبول و دوی پراخته می‌شود. به همین منظور نرخ بازدهی شاخص کل با توجه به معادله (۱) محاسبه می‌شود.

با توجه به شکل یک مشخص است که در سال آخر نرخ بازدهی شاخص کل در سه بازار مالی دارای تغییرات زیادی می‌باشد و نوسانات خوشه‌ای مشاهده می‌شود. با توجه به اینکه داده‌های مطالعه سری زمانی می‌باشد، بنابراین با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته^{۲۱} که توسط دیکی و فولر (۱۹۷۹) ارائه شده است، به بررسی ریشه واحد پرداخته می‌شود.

با توجه به نتایج جدول (۱) فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در متغیر هدف در سطح بالایی رد می‌شود و فرض مخالف عدم وجود ریشه واحد پذیرفته می‌شود. بنابراین نرخ بازدهی شاخص قیمت کل بازارهای مالی هدف ایستا می‌باشند. یکی از شروط اصلی الگوهای واریانس شرطی (خانواده ARCH) وجود ناهمسان واریانس در طول زمان می‌باشد.

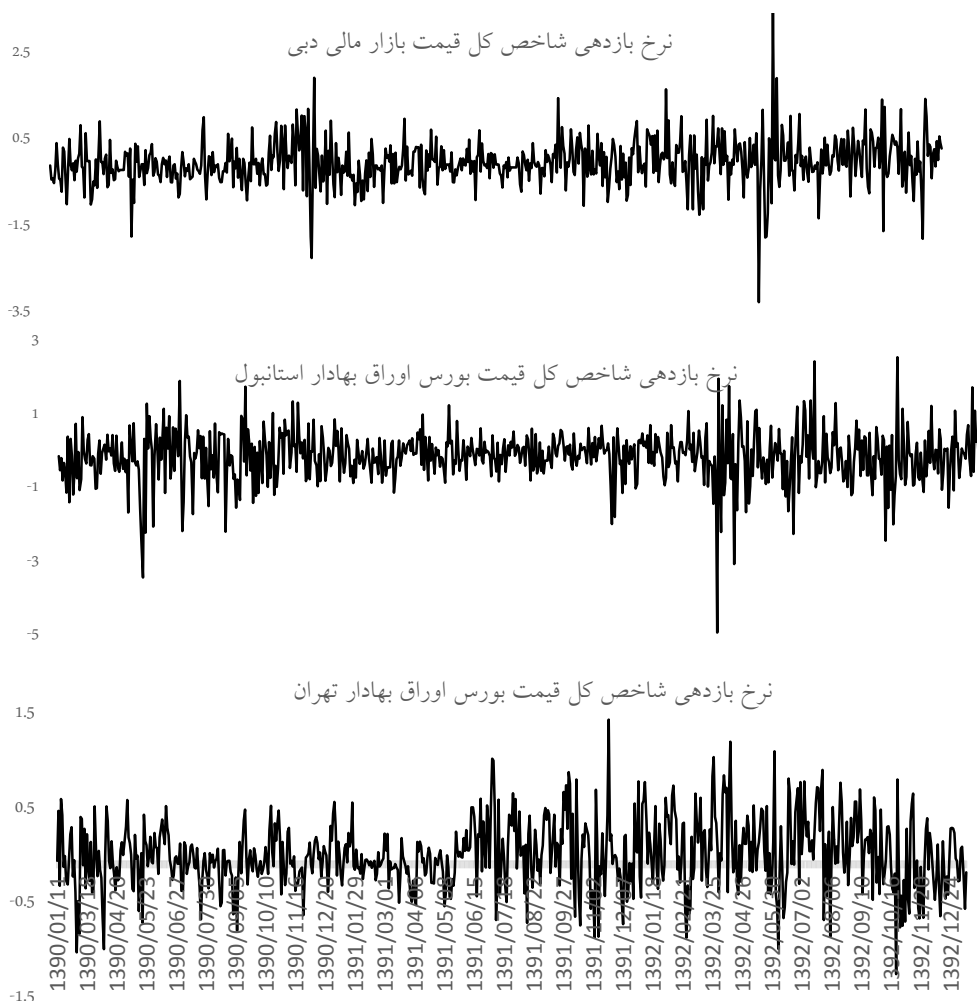
مدل GARCH چندگانه آن است که ماتریس کوواریانس شرطی باید معین مثبت باشد. اگرچه تلفیق این ویژگی‌ها در قالب یک مدل GARCH چندگانه کار مشکلی است ولی از طریق اعمال چند شرط می‌توان آن‌ها را برآورده ساخت (اشتیاقی، ۱۳۹۱). در سال ۱۹۹۱ BEKK توسط بابا، انگل، کرومر و کرافت معرفی شد که به مدل Diagonal-BEKK مشهور شد. مدل BEKK این ویژگی را دارد که با اعمال چند محدودیت، ماتریس کوواریانس شرطی آن، مثبت و مشخص می‌شود (انگل و کرومر، ۱۹۹۵). مدل BEKK پرکاربردترین مدل GARCH چندمتغیره می‌باشد. باونس و همکاران (۲۰۰۶) اشاره دارند که این مدل در بعد پایین (کمتر از ۱۰) مشکلات سایر مدل‌ها در همگرایی برآورد را دارا نمی‌باشد و این امر باعث می‌گردد که تخمین‌های پارامترها از قابلیت اتکای بالایی برخوردار باشند. واریانس شرطی (H_t) ، تابع مقدار وقفه‌های خود و وقفه‌های اجزای اخلال می‌باشد که H_t ماتریس واریانس-کوواریانس می‌باشد، که تابعی از وقفه‌های کوواریانس و وقفه‌های ضرب متقاطع اجزای اخلال است. این مقدار دارای میانگین صفر و به صورت نرمال توزیع شده است. انگل و کرومر (۱۹۹۵) یک پارامتر سازی جدیدی برای H_t (یعنی مدل BEKK) به شکل زیر ارائه نمودند:

$$H_t = C'C + \alpha' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' \alpha + \beta' H_{t-j} \beta \quad (۵)$$

این ماتریس مثبت معین است. مهم‌ترین ویژگی این روش، عمومی بودن آن است و هم‌چنین از دیگر مشخصه‌های آن این است که واریانس کوواریانس شرطی این سری زمانی، هم دیگر را متأثر می‌کنند. شکل ماتریسی فرمول ۵ به شکل زیر بیان می‌شود:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & \dots & h_{1n,t} \\ h_{21,t} & \dots & h_{2n,t} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ h_{n1,t} & \dots & h_{nn,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11,0} & \dots & c_{1n,0} \\ c_{21,0} & \dots & c_{2n,0} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ c_{n1,0} & \dots & c_{nn,0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11,n} & \dots & \alpha_{1n,n} \\ \alpha_{21,n} & \dots & \alpha_{2n,n} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ \alpha_{n1,n} & \dots & \alpha_{nn,n} \end{bmatrix}' \times \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \dots & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{n,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{1,t-1} & \dots & \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{n,t-1} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ \varepsilon_{n,t-1} \varepsilon_{1,t-1} & \dots & \varepsilon_{n,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{11,n} & \dots & \alpha_{1n,n} \\ \alpha_{21,n} & \dots & \alpha_{2n,n} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ \alpha_{n1,n} & \dots & \alpha_{nn,n} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11,n} & \dots & \beta_{1n,n} \\ \beta_{21,n} & \dots & \beta_{2n,n} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ \beta_{n1,n} & \dots & \beta_{nn,n} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & \dots & h_{1n,t-1} \\ h_{21,t-1} & \dots & h_{2n,t-1} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ h_{n1,t-1} & \dots & h_{nn,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11,n} & \dots & \beta_{1n,n} \\ \beta_{21,n} & \dots & \beta_{2n,n} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ \beta_{n1,n} & \dots & \beta_{nn,n} \end{bmatrix}$$

که در آن ماتریس C مقادیر ثابت، α ماتریس ضرایب ARCH و β ماتریس ضرایب GARCH است. α : یک ماتریس $n \times n$ که اثرات ARCH یا به عبارت دیگر اثرات شوک‌های گذشته قیمت‌ها را نشان می‌دهد.



شکل ۱: نرخ بازدهی شاخص کل قیمت

جدول ۱: نتایج آزمون ایستایی دیکی-فولر تعمیم یافته

درجه ایستایی	آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته		متغیر
	آماره t جدول (٪۵)	آماره t محاسباتی در سطح	
I(0)	-۲/۸۶	-۱۱/۵۸	نرخ بازدهی شاخص کل قیمت بورس تهران
I(0)	-۲/۸۶	-۲۷/۴۲	نرخ بازدهی شاخص کل قیمت بورس استانبول
I(0)	-۲/۸۶	-۲۴/۲۳	نرخ بازدهی شاخص کل قیمت بازار مالی دبی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲: نتایج آزمون LM نرخ بازدهی شاخص کل قیمت بازارهای مالی هدف

احتمال	آماره تعداد مشاهدات در R ²	احتمال	آماره F	نوع آزمون
				متغیر
۰.۰۰	۳۲.۹	۰.۰۰	۳۴.۴۴	نرخ بازدهی شاخص کل قیمت بورس تهران
۰.۰۰	۱۱.۵۷	۰.۰۰	۱۱.۷۳	نرخ بازدهی شاخص کل قیمت بورس استانبول
۰.۲۱	۳۰.۶۲	۰.۰۰	۱۰.۶۱	نرخ بازدهی شاخص کل قیمت بازار مالی دبی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

تهران می‌باشند و باعث بهبود تغییرات شاخص بورس اوراق بهادار می‌شوند. مجموع $\alpha + \gamma_1 + \gamma_2$ (۰/۰۲) نشان دهنده مقدار اثر اخبار بد می‌باشد. بنابراین اثرات اخبار خوب در مقایسه با اثرات اخبار بد در بورس اوراق بهادار تهران بیشتر می‌باشد. همچنین به خاطر اینکه مجموع $\gamma_1 + \gamma_2$ (۰/۰۵-) منفی می‌باشد، اثرات اهرمی بین اخبار خوب و بد وجود ندارد. همچنین مقدار R^2 ، LogLikelihood و DW نشان از برازش خوب و معنی‌داری کلی الگو دارد. البته شایان ذکر است که مقدار R^2 در الگوهای تک متغیره ARMA دارای مقادیر کمتری نسبت به الگوهای چند متغیره می‌باشد. در بخش دوم مطالعه به بررسی اثرات شوک‌ها و نوسانات بین‌المللی در سطح منطقه پرداخته می‌شود.

جدول (۴) نتایج تخمین الگوی BEKK را نشان می‌دهد. در این جدول عدد یک نماینده نرخ بازدهی بورس اوراق بهادار تهران، عدد دو نرخ بازدهی بورس اوراق بهادار استانبول و عدد سه نیز نشان‌دهنده بازار مالی دویی می‌باشد. یعنی (۲،۱) α نشان‌دهنده انتقال شوک از بازار بورس اوراق بهادار استانبول به بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. در جدول فوق بخش اول مربوط به عرض از مبدأ می‌باشد که با $C(x,y)$ مشخص شده است. بخش دوم نتایج که با $\alpha(x,y)$ مشخص شده است، بیانگر انتقال شوک از بازار x به بازار y می‌باشد. در نهایت $\beta(x,y)$ نشان دهنده مقدار انتقال نوسانات از بازار x به بازار y می‌باشد. با توجه به نتایج جدول (۴) مشخص می‌شود که انتقال شوک از بازار بورس تهران به بورس استانبول و برعکس آن از نظر آماری بی‌معنی است.

برای این منظور از آزمون LM^{22} که توسط بروش (۱۹۷۹) و گادفری (۱۹۸۸) ارائه شده است، برای بررسی همسانی یا ناهمسانی واریانس متغیرهای هدف استفاده می‌شود. فرض صفر در این آزمون همسانی واریانس متغیر هدف می‌باشد. نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد که نرخ بازدهی شاخص کل هر سه بازار مالی دارای واریانس ناهمسانی می‌باشد، بنابراین استفاده از رگرسیون معمولی دارای خطا خواهد بود. بنابراین از الگوهای خانواده ARCH برای الگوسازی استفاده می‌شود. در ادامه اثرات اخبار خوب و بد روی نرخ بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار بررسی می‌شود.

جدول (۳) نتایج برآورد الگوی TGARCH(1,1) را نشان می‌دهد که بیان‌کننده میزان اثرگذاری اخبار خوب و بد در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. همان‌طور که نتایج معادله میانگین نشان می‌دهد، نرخ بازدهی اوراق بهادار بورس تهران به اطلاعات سه روز گذشته خود واکنش معنی‌داری نشان می‌دهد، یعنی تغییرات شاخص بورس اوراق بهادار تهران از سه روز گذشته خود اثرات معنی‌داری دریافت می‌نماید که بیشترین این اثر از تغییرات شاخص روز گذشته بورس (۰/۴۱) می‌باشد. بحث اثرگذاری اخبار خوب و بد در معادله واریانس جدول (۳) گزارش شده است. همان‌طور که در معادله (۳) توضیح داده شد، ضریب α نشان دهنده اثر اخبار خوب می‌باشد (۰/۰۷) که از نظر آماری معنی‌دار شده است. این ضریب نشان می‌دهد که اخبار خوب دارای اثرات معنی‌داری در بورس اوراق بهادار

جدول ۳: نتایج الگوی TGARCH(1,1) (متغیر وابسته: نرخ بازدهی شاخص کل قیمت بورس تهران)

معادله میانگین			
متغیر	ضریب	انحراف معیار	معنی‌داری
عرض از مبدأ	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۷
نرخ بازدهی شاخص کل قیمت بورس تهران با یک وقفه	۰/۴۱	۰/۰۴	۰/۰۰
نرخ بازدهی شاخص کل قیمت بورس تهران با دو وقفه	-۰/۰۸	۰/۰۴	۰/۰۶
نرخ بازدهی شاخص کل قیمت بورس تهران با سه وقفه	۰/۱۲	۰/۰۴	۰/۰۰
معادله واریانس			
عرض از مبدأ (ω)	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۵	۰/۰۱
مجذور اجزای اخلال با یک وقفه (α_1)	۰/۰۷	۰/۰۲	۰/۰۰
نوسانات شرطی با یک وقفه (β_1)	۰/۹۴	۰/۰۱	۰/۰۰
مجذور اجزای اخلال در متغیر مجازی با یک وقفه $(\gamma_1) \varepsilon_{t-k}^2 I_{t-k}^-$	۰/۱۲	۰/۰۷	۰/۱
مجذور اجزای اخلال در متغیر مجازی با دو وقفه $(\gamma_2) \varepsilon_{t-k}^2 I_{t-k}^-$	-۰/۱۷	۰/۰۷	۰/۰۱
$R^2 = ۰/۲۷$, Log Likelihood = -۱۷۲/۲۴, DW = ۲/۱, AIC = ۰/۵۲, SC = ۰/۵۸			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴: نتایج تخمین الگوی BEKK

پارامتر	مقدار ضریب	انحراف معیار	احتمال
c (۱،۱)	۰/۰۹۲	۰/۰۲۷	۰/۰۰
c (۲،۱)	۰/۰۱۵	۰/۰۷۷	۰/۸۴
c (۲،۲)	۰/۱۰۸	۰/۰۲۹	۰/۰۰
c (۳،۱)	۰/۰۶۱	۰/۰۶۶	۰/۳۵
c (۳،۲)	۰/۰۰۵	۰/۰۵۵	۰/۹۵
c (۳،۳)	۰/۰۰۰۰	۰/۱۱۹	۰/۹۹
α (۱،۱)	-۰/۲۷۱	۰/۰۴	۰/۰۰
α (۱،۲)	-۰/۰۱۶	۰/۰۶۶	۰/۸
α (۱،۳)	-۰/۲۷۵	۰/۰۵۳	۰/۰۰
α (۲،۱)	-۰/۰۰۷	۰/۰۱۹	۰/۷۳
α (۲،۲)	-۰/۲۸۶	۰/۰۳۷	۰/۰۰
α (۲،۳)	۰/۰۲۱	۰/۰۳۵	۰/۵۶
α (۳،۱)	۰/۰۷۱	۰/۰۲۴	۰/۰۰
α (۳،۲)	-۰/۰۲۹	۰/۰۵۸	۰/۶۱
α (۳،۳)	-۰/۲۵	۰/۰۳۴	۰/۰۰
β (۱،۱)	۰/۸۸۳	۰/۰۳۴	۰/۰۰
β (۱،۲)	۰/۰۴۸	۰/۰۷	۰/۴۹
β (۱،۳)	-۰/۴۶۸	۰/۰۳۸	۰/۰۰
β (۲،۱)	-۰/۰۲۲	۰/۰۱۴	۰/۱۱
β (۲،۲)	۰/۹۴۸	۰/۰۱۳	۰/۰۰
β (۲،۳)	۰/۰۲۱	۰/۰۱۹	۰/۲۸
β (۳،۱)	۰/۱۸۵	۰/۰۱۹	۰/۰۰
β (۳،۲)	-۰/۰۱۹	۰/۰۴	۰/۶۳
β (۳،۳)	۰/۸۸۵	۰/۰۳۲	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

معنی‌داری صورت گرفته است. انتقال نوسانات از طرف بورس اوراق بهادار تهران منفی (۰/۴۶۸-) و بزرگ‌تر از نوسانات منتقل شده از بازار مالی دویی به بورس تهران می‌باشد (۰/۱۸۵). بنابراین بورس اوراق بهادار تهران نوسانات منفی قابل توجهی به بازار مالی دویی منتقل نموده است. همچنین نوسانات معنی‌داری بین بورس اوراق بهادار استانبول و بازار مالی دویی صورت نگرفته است. نکته‌ای که در نتایج جدول (۴) به چشم می‌خورد، اثرپذیری بازارهای مالی از نوسانات و شوک‌های موجود در بازار روی خود بازار اثرات معنی‌دار و قابل توجهی دارند. این اثرات هم در بخش شوک‌ها و هم در بخش نوسانات مقادیر قابل توجهی دارند.

نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

بورس اوراق بهادار به عنوان نبض اقتصاد کشور مورد توجه تحلیل‌گران اقتصادی می‌باشد. همچنین بورس به

یعنی شوک‌های معنی‌داری بین دو بازار منتقل نمی‌شود. اما بین بازار بورس اوراق بهادار تهران و بازار مالی دویی شوک‌های معنی‌داری از نظر آماری منتقل می‌شود، به طوری که بازار بورس تهران شوک‌های منفی بزرگ‌تری (۰/۲۷۵-) به بازار مالی دویی منتقل نموده است و در مقابل بازار مالی دویی شوک‌های مثبتی (۰/۰۷۱) به بازار بورس اوراق بهادار تهران منتقل نموده است. بین بورس اوراق بهادار ترکیه و بازار مالی دویی شوک‌های معنی‌داری منتقل نگردیده است.

بازار بورس اوراق بهادار تهران نوسانات معنی‌داری به بازار بورس اوراق بهادار استانبول وارد نکرده است و همچنین نوسانات معنی‌داری نیز پذیرا نبوده است، یعنی انتقال نوسان بین دو بازار از نظر آماری بی‌معنی می‌باشد. اما در خصوص بازار مالی دویی و بورس اوراق بهادار تهران انتقال نوسانات

فعالیت خود را در سطح کشور گسترش دهد و با ایجاد کارگزاری متعدد در استان‌های مختلف، مشارکت مردم را تشویق نماید. تبلیغات بورس و تشویق مردم به سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار نقش مهمی در سهم بورس اوراق بهادار در نظام مالی کشور دارد. بنابراین در بخش داخلی با توجه به اینکه اخبار خوب اثرات معنی‌داری بر شاخص بورس اوراق بهادار دارند، با تبلیغ و گسترش فعالیت بورس در سطح کشور می‌توان به رشد اقتصادی کشور کمک نمود. در سطح بین‌المللی نیز بورس اوراق بهادار با ایجاد زمین‌های مناسب می‌تواند به جذب سرمایه خارجی کمک نماید. گسترش تالارهای معاملات آتی و مشتق و تنوع معاملات در بورس می‌تواند کمک شایانی به جذب سرمایه‌گذار از خارج از کشور باشد.

با توجه به نتایج مشخص می‌شود که بورس تهران در منطقه از اثرگذاری و جایگاه ویژه‌ای برخوردار نمی‌باشد، زیرا اثرات معنی‌داری بر بورس اوراق بهادار استانبول نداشته است. بنابراین باید برای ارتقای جایگاه بورس اوراق بهادار تهران در منطقه به جذب سرمایه‌گذار خارجی و ایجاد بستری مناسب برای سرمایه‌گذاری، سیاست‌های متنوعی اجرا شود: ایجاد امنیت در منطقه و تعامل سیاسی با کشورهای همسایه و رفع تحریم‌های اقتصادی و کاهش تورم از جمله سیاست‌های مذکور می‌تواند باشد.

منابع

اشتیاقی، ک. ۱۳۹۱. اثرات سرریز نوسانات قیمت در بازارهای گوشت گوسفند استان آذربایجان شرقی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تبریز.

سیر تاریخی بورس اوراق بهادار. ۱۳۸۹. مرکز توسعه نبوغ مالی.

شهرآبادی، الف. و بشیری، ن. ۱۳۸۹. مدیریت سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار. انتشارات سازمان بورس اوراق بهادار.

قانون بازار اوراق بهادار جمهوری اسلامی ایران. مصوب ۱ آذر ۱۳۸۴

گزارش عملکرد بازار اوراق بهادار. ۱۳۹۱. معاونت بازار، اداره آمار و اطلاعات.

یکشنبه سیاه برای بورس اوراق بهادار تهران و هجوم سهامداران برای فروش/روزهای زیان‌ده بورس پایان می‌یابد؟. ۱۳۹۲. اقتصاد ایران آنلاین، کد: ۲۲۰۶۹۴

Bauwens L., Laurent S., V. K. Rombouts J. (2006). "Multivariate GARCH Models: a survey", *Journal of Applied Econometrics*,

عنوان بخشی از بازار مالی تأثیر بسیار زیادی در توسعه اقتصادی کشورها دارد، به طوری که بسیاری از محققین و پژوهشگران رشد بازار اوراق بهادار را همگام با سایر بخش‌های مالی زمینه‌ساز توسعه می‌شناسند. یکی از مهم‌ترین مزیت‌های بورس اوراق بهادار جمع‌آوری سرمایه‌های جزئی و پراکنده و انباشت آن برای تجهیز منابع مالی شرکت‌ها است. بورس با به‌کارگیری پس‌اندازهای جزئی و راکد در امر تولید و تأمین مالی مؤسسات، زمینه رشد و توسعه شرکت‌ها و بنگاه‌های اقتصادی را فراهم می‌کند که خود منتج به بهبود رفاه اجتماعی می‌شود. از دیگر مزایای اقتصادی بورس در سطح کلان اقتصادی می‌توان به کنترل حجم پول، نقدینگی و تورم از طریق انتشار سهام و اوراق قرضه شرکت‌ها و کمک به رشد و تولید ناخالص ملی، ایجاد اشتغال و به طور کلی کمک به حفظ تعادل اقتصادی کشور اشاره نمود (شهرآبادی و بشیری، ۱۳۸۹). بنابراین مطالعه وضعیت بورس اوراق بهادار و تعیین موقعیت آن در منطقه اهمیت خاصی دارد.

در این مطالعه با استفاده از الگوهای خانواده ARCH (تک متغیره و چندمتغیره)، به بررسی اثرگذاری اخبار خوب و بد بر نرخ بازدهی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران و همچنین اثرپذیری و اثرگذاری بورس اوراق بهادار تهران بر بازار مالی دویی و بورس اوراق بهادار استانبول پرداخته شد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که اخبار خوب و بد در بورس اوراق بهادار تهران دارای اثرات معنی‌داری از نظر آماری می‌باشند. همچنین نتایج مشخص نمود که اثرات اخبار خوب در مقایسه با اخبار بد بیشتر بوده است. این مسئله نشان می‌دهد که بورس اوراق بهادار تهران واکنش مناسبی به اخبار می‌دهد. نتایج بخش دوم مطالعه نشان می‌دهد که بورس اوراق بهادار تهران شوک‌ها و نوسانات منفی را به بازار مالی دویی انتقال می‌دهد و در مقابل شوک‌ها و نوسانات کمتری پذیرا می‌باشد که نشان از اثرگذاری بورس اوراق بهادار تهران بر بازار مالی دویی می‌باشد. اما بورس اوراق تهران شوک و نوساناتی بر بورس اوراق بهادار استانبول وارد نمی‌سازد و همچنین شوک و نوسانی پذیرا نمی‌باشد. این مسئله نشان می‌دهد که ارتباط معنی‌داری بین بورس اوراق تهران و استانبول وجود ندارد. برای اینکه بورس اوراق بهادار تهران طبق چشم‌انداز خود بخواهد به جایگاه بورسی مطرح در منطقه دست یابد باید میزان اثرگذاری خود را بر بورس‌های منطقه افزایش دهد. بنابراین با توجه به نتایج مطالعه موارد زیر پیشنهاد می‌شود.

با توجه به اینکه بورس اوراق بهادار نقش مهمی در جمع‌آوری نقدینگی در جامعه دارد، بورس اوراق بهادار

- Working Paper Series, Paper No. 236.
- King, M.A. and Wadhvani, S. 1990. 'Transmission of Volatility between Stock Markets', *Review of Financial Studies*, Vol. 3, pp. 5-33.
- Li, Y and Giles, D.E. 2013. Modelling volatility spillover effects between developed stock markets and Asian emerging stock markets. Department of Economics, University of Victoria in its series *Econometrics Working Papers* with number 1301.
- Longin, F. and Solnik, B. 1995. Is the Correlation in International Equity Returns Constant:1960-1990?, *Journal of International Money and Finance*, Vol.14, pp.3-26.
- Neaime, S. 2012. The global financial crisis, financial linkages and correlations in returns and volatilities in emerging MENA stock markets. *Emerging Markets Review*, 13(3), 268-282.
- YMKB 2011 Annual Report
- Zakoian, J.M. 1994. Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic dynamics and control*, 18:931-944.
- No.29, pp.79-109.
- Breusch, T.S. 1979. Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. *Australian Economic Papers*, 17: 334-355.
- Brooks, C. 2002. *Introductory econometrics for finance*. New York: Cambridge University Press.
- Chowdhury, A. R. 1994. Stock Market Interdependencies: Evidence from the Asian NIEs. *Journal of Macroeconomics*, 16, 629-651.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. 1979. Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *American Statistical Association*, 74: 427-431.
- Dubai Financial Market - Annual Report 2012
- Engle F. R, Kroner, K.F. (1995). "Multivariate Simultaneous Generalized GARCH ". *Econometric Theory* 11: 122-150.
- Engle R. 1982. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation. *Econometrica* 50:987-1008
- Ergun, U. and Shaari Mohd Nor, A.H. 2010. The stock market relationship between turkey and the united states under unionization. *AAMJAF*, Vol. 6, No. 2, 19-33.
- Eun, C.S. and Shim, S. 1989. International transmission of stock market movements, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 241-256.
- Febrian, E and Herwany, A. 2008. Co-integration and causality among jakarta stock exchange, singapore stock exchange, and kuala lumpur stock exchange. The 4th UBAYA International Annual Symposium on Management Financial Strategies and Policies: Challenge of Tomorrow.
- Flavin, T.J., Hurley, M.J. and Rousseau, F. 2015. Explaining Stock Market Correlation: A Gravity Model Approach. National University of Ireland, Maynooth, Money, Macro and Finance Conference
- Glosten, L.R., Jaganathan, R. and Runkle, D. 1993. On the relation between the expected value and volatility of the normal excess return on stocks. *Journal of finance*, 48: 1779-1801.
- Godfrey, L. G. 1988. *Specification Tests in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Goetzmann, W.N., Li, L. and Rouwenhorst, K.G. 2014. Long-Term Global Market Correlations. NBER WORKING PAPER SERIES, Working Paper 8612
<http://borsaistanbul.com/>
<http://www.dfm.ae>
<http://www.irbourse.com/>
- Kim, H. 2010. Dynamic causal linkages between the US stock market and the stock markets of the East Asian economies. *CESIS Electronic*

یادداشت‌ها

- ^۱ بند ۳ ماده ۱ قانون بازار اوراق بهادار جمهوری اسلامی ایران مصوب ۱ آذر ۱۳۸۴
- ^۲ سیر تاریخی بورس اوراق بهادار، ۱۳۸۹
- ^۳ اقتصاد ایران آنلاین، ۱۳۹۲

^۴ Gravity Model Approach

^۵ Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

^۶ Error Correction Model

^۷ Conditional Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

^۸ National Association of Securities Dealers Automated Quotation

^۹ YMKB 2011 Annual Report

^{۱۰} Dubai Financial Market - Annual Report 2012

^{۱۱} گزارش عملکرد بازار بورس اوراق بهادار، ۱۳۹۱

^{۱۲} Istanbul Stock Exchange

^{۱۳} Dubai Finance Market

^{۱۴} <http://www.irbourse.com/>

^{۱۵} <http://borsaistanbul.com/>

^{۱۶} <http://www.dfm.ae>

^{۱۷} Threshold Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

^{۱۸} Independently and Identically Distributed (IID)

^{۱۹} Multivariate GARCH

^{۲۰} Univariate GARCH

^{۲۱} Augmented dickey-Fuller

^{۲۲} Lagrange Multiplier Test