پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی (دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیست و پنجم، شمارۀ۱۵، بهار و تابستان ۱۳۹۷

بررسی سرایت نوسان بین بازارهای بورس ایران، هند و ترکیه با استفاده از مدل گارچ بک

زهرا نصراللهی*[1]
دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه یزد
راضیه طیبی[2]
دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه جهاد دانشگاهی یزد
آزاده فتوت[3]
دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه جهاد دانشگاهی یزد
زهره اسکندری پور[4]
دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان

تاریخ دریافت ۱۳۹۳/۱۰/۱۰ تاریخ پذیرش ۱۳۹۴/۱۰/۲۰

چکیده

بین‌المللی شدن بازارهای مالی، باعث شده است آنچه در یک کشور روی می‌دهد به سرعت در کشورهای دیگر احساس شود. این امر بازده و ریسک اوراق‌بهادار موجود در بورس را تحت تأثیر قرارداده، بنابراین لازم است میزان ارتباط بین بازارهای‌بورس به خوبی مورد شناسایی و تحلیل قرار گیرد. به این منظور در مقاله حاضر دو هدف دنبال می‌شود: ۱) بررسی تأثیر بازارهای بورس هند و ترکیه بر بازار بورس ایران؛ ۲) بررسی اثر بازار بورس ایران بر بورسهای هند و ترکیه. در این راستا این ارتباط به‌صورت جفت‌جفت بین بازار بورس ایران و بازارهای بورس ترکیه و هند موردبررسی قرار می گیرد.در این تحقیق که تمرکز اصلی آن بر مدل‌سازی نوسان در بازار بورس ایران و دو بازار بورس کشورهای آسیایی است، یک مدل گارچ چند متغیره توسعه داده‌شده که با استفاده از آن به بررسی سرایت نوسان بین شاخص‌های قیمت بازار بورس

۱- نویسنده مسئول nasr@yazd.ac.ir

2- raz_tt@yahoo.com
3-fotovat@yahoo.com
4- Eskandarieconomist@gmail.com
DOI: 10.22067/pm.v25i15.28923

ایران، بازار بورس ترکیه و بازار بورس هند پرداخته‌شده است. رابطه بین بازارهای سهام، ایران، ترکیه و هند با استفاده از داده‌های روزانه قیمت سهام در دوره (2007-2013) و مدل گارچ بک (Angel & Keroni, 1995) موردبررسی قرار گرفته است. نتایج نمایانگر ارتباط مستقیم از بازارهای خودی با یک دوره قبل پسماند خود در هر سه کشور است. در مورد بازارهای خودی ضرایب آرچ و گارچ در مورد هر سه کشور ایران، هند و ترکیه معنادار هستند؛ بدین‌معنی که نوسان شاخص بازار بورس سه کشور ایران، هند و ترکیه با نوسان‌های قبلی خود ارتباط معنی‌دار آماری دارد؛ اما در مورد ارتباط بازار ایران با بازارهای هند و ترکیه هیچ اثری یافت نشد؛ به عبارت دیگر هیچ‌گونه سرایت نوسان از شاخص بازار بورس ایران به ترکیه همچنین در جهت مخالف، یعنی از بازار ترکیه به ایران وجود ندارد. در مورد بازار بورس هند نیز همین نتایج حاصل شد.

کلیدواژه‌ها: بازار مالی، نوسان، مدل گارچ بک
طبقه بندی: JEL: G1, G15, G18

مقدمه

دهه گذشته شاهد بحران‌های مالی و اقتصادی که بر توسعه اقتصادی و اصول ارزیابی تأثیر دارد، بوده است. در میان تلاطم بحران، تحلیلگران مالی و فعالان بازار نگران بودند که سرریز بحران به سایر اقتصادها ممکن است بی‌ثباتی در بازارهای مالی جهانی را تقویت کند. بااین‌حال هیچ اجماع همگانی در مورد چگونگی و اثرات سرایت بحران خاص، وجود ندارد. تجربه نشان داده که آثار و میزان سرایت بحران‌ها در حوزه و کیفیت متفاوت است. برای مثال به نظر می‌رسد که بحران مالی در بازار سهام ترکیه در سال 2001، به‌طور کامل مستقل بود و اثری بر سایر بازارها نداشت (Dessai[1]،2003)، درحالی‌که بحران‌های مکزیکی و آسیایی پیامدهای منطقه‌ای داشتند (Glick & Rose[2]، 1999). در مقابل، بحران مالی روسیه 1998، بی‌ثباتی در بازارهای جهانی اوراق بهادار را با اثرات سرایت‌کننده شگفت‌انگیزی افزایش داد، (Bank for International Settlements[3]، 1999).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Desai,2003.
2- Glick and Rose.
2- Bank for International Settlements,1999.

پیشینه تحقیق

تعدادی از مطالعات با ارتباط بازار سهام در سراسر کشور سروکار دارد، اما بخش عمده‌ای از تحقیقات ارتباط بازگشت و نوسانات بازارهای توسعه‌یافته را در نظر می‌گیرد. به‌عنوان‌مثال، Hamao et al., (1990 .[1])، Theo, Dossiou & lee (1993)[2]، lin et al., (1994)[3]، Susmel & Engel[4] (1994) و Carolyi[5] (1995) ارتباط بازارهای ایالات متحده آمریکا، انگلستان، کانادا، آلمان و بازارهای ژاپنی را بررسی کردند. این مطالعات پیوندی قوی، که به‌طورکلی به‌عنوان نشانه‌ای از ادغام بازار گسترده گرفته‌شده را تائید می‌کند.

همچنین مطالعات دیگری به بررسی ارتباط بازارهای نوظهور منطقه‌ای پرداخته است Worthington[6](2001) ارتباطات بین بازارهای نوظهور آسیایی، Kasch-harouniam[7](2001)، ارتباطات بین بازارهای نوظهور اروپای مرکزی، sole et al[8] (2007) ارتباط بازارهای نوظهور را در اروپای شرقی موردبررسی و مطالعه قراردادند. از مقالات بین‌المللی با موضوع مشابه می‌توان به kashifsaleem[9] (۲۰۰۹) اشاره کرد. در این مقاله اثر و میزان سرایت Volatility & schok[10] بحران 1998 روسیه با بازارهای بین‌المللی دیگر با استفاده از مدل گارچ -بک مورد آزمون قرارگرفته است.

در ایران تحقیقات متعددی با استفاده از مدل‌های خانواده ARCH & GARCH[11] در بازار سهام انجام‌شده است (Mehrara & Abdollhi,2006) رابطه بازده با قیمت سهام و نوسانات شرطی را با استفاده از مدل‌های آرچ وگارچ بررسی کرده‌اند. (Abounouri & Ezadi, 2006) اثر روزهای مختلف هفته را با استفاده از مدل‌های آرچ و گارچ مورد مطالعه قرارداده‌اند. Moshiri &

1- Hamao et al,1990.
2- Theo and dossiou and Lee,1993.
3- Lin et al,1994.
4- Susmel And Engel, 1994.
5- Karolyi,1995.
6- Worthington et al,2001.
7- Kasch-Haroutounian and Price,2001.
8- Li and Majerowska,2007.
9- Kashif Saleem
10- volatility & shock
11- ARCH & GARCH

(Morovat, 2005)نیز پیش‌بینی قیمت و بازدهی سهام تهران را با مدل گارچ در کنار مدل‌های غیرخطی دیگر بررسی کرده‌اند؛ اما مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بازار بورس ایران با بورس‌های منطقه با استفاده از مدل گارچ-بک[1] نپرداخته است.

مبانی نظری

در این مطالعه رابطه بازدهی بازار بورس ایران و بازارهای کشورهای منطقه (ترکیه و هند)، با استفاده از یک مدل گارچ دومتغیره که توسط بک ارتقا داده‌شده است، موردبررسی قرارگرفته است.

بحران اقتصادی مقوله‌ای جدید و بی‌سابقه به شمار نمی‌رود و در سطح ملی و منطقه‌ای بحران‌های اقتصادی فراوانی تجربه‌شده است؛ اما ویژگی که باعث پررنگ‌تر شدن بحران اخیر شده است، بحث سرعت و وسعت درگیر شدن بحران اقتصاد جهانی هست (Hsanzadhe, 2008). امروزه بازارهای مالی بیش از گذشته به سمت یکپارچگی حرکت می‌کنند و کشورها علاوه بر ارتباطات فرهنگی و سیاسی دارای روابط اقتصادی تنگاتنگی نیز می‌باشند، این مسئله از جهات بسیاری مثبت است اما خود، باعث سرایت هرگونه تغییر در نظام مالی و اقتصادی یک کشور به سایر کشورها می‌شود (Ahmadzadeh, Zolfaghari & Heydari, 20012). به اعتقاد کارشناسان رکود اقتصادی امریکا و کشورهای اروپایی که می‌تواند موجب ورشکستگی بانک‌ها و به دنبال آن کاهش تولید در اقتصاد این کشورها شود، با تأثیر بر تقاضای انرژی و نفت موجب کاهش قیمت جهانی نفت می‌شود. در این میان کشورهایی مانند ایران که اقتصادی وابسته به نفت دارند، به‌شدت ضربه خواهند خورد؛ اما وضعیت در کشورهایی چون ترکیه و هند متفاوت است، به‌عنوان‌مثال در هند، رشد سریع تولید ناخالص داخلی و به‌تبع آن مازاد تجاری و ذخایر ارزی عظیم موجب انعطاف‌پذیری بیشتر در مقابل کاهش رشد اقتصادی و شوک‌های خارجی شده است. همچنین در مورد ترکیه به علت موقعیت استراتژیکی که به‌عنوان پل ارتباطی آسیا و اروپا دارد و همین‌طور نیاز کشورهای اروپایی به سرمایه‌گذاری‌های خارجی و ترسیم نقشه راه برای

1- GARCH-BEKK

افزایش مذاکره و همکاری با دیگر کشورهای این منطقه، "امیدواری ترکیه به افزایش مستقیم و بدون واسطه صادرات محصولات مختلف خود به کشورهای منطقه را به همراه داشته است"(Metanous site, 2011).

در ابتدای بحران این تصور غلط وجود داشت که ایران هیچ‌گونه تأثیری از این بحران نمی‌پذیرد و حتی می‌تواند به‌صورت فرصتی ایدئال در اقتصاد ایران باشد، اما باگذشت زمان، آثار بحران چالش‌های جدیدی را پیش روی اقتصاد ایران قرارداد؛ ازجمله: ۱) افت شدید درآمدهای نفتی؛ ۲) رکود در بازار جهانی و درنتیجهٔ آن کاهش صادرات غیرنفتی کشور؛ ۳) افت بازار سهام تهران. هدف این مقاله بررسی این موضوع است که آیا این افت به دلیل وابستگی به بازارهای جهانی است یا به دلایل دیگری ازجمله ۱) بدبینی نسبت به توان اقتصادی ایران که به علت کاهش قیمت نفت و فلزات در بازارهای جهانی به وجود آمده است؛ ۲) تحریم‌های اقتصادی و ارتباط اندک بانک‌های ایرانی با بانک‌های بین‌المللی، به وجود آمده است (Hasanzadeh,2008 Barkhordari & Farzinvash,2010).

در این تحقیق دو هدف دنبال می‌شود: ۱) بررسی تأثیر بازارهای بورس هند و ترکیه بر بازار بورس ایران؛ ۲) بررسی اثر بازار بورس ایران بر بورسهای هند و ترکیه. در این راستا این ارتباط به‌صورت جفت جفت بین بازار بورس ایران و بازارهای بورس ترکیه و هند موردبررسی قرار می‌گیرد.

در این تحقیق که تمرکز اصلی آن بر مدل‌سازی نوسان در بازار بورس ایران و دو بازار بورس کشورهای آسیایی هست، یک مدل گارچ چند متغیره توسعه داده‌شده که با استفاده از آن به بررسی سرایت نوسان بین شاخص‌های قیمت بازار بورس ایران، بازار بورس ترکیه و بازار بورس هند پرداخته‌شده است. سؤالاتی را که این پژوهش به دنبال پاسخگویی آن است، می‌توان در قالب دو پرسش اساسی خلاصه نمود. اول آیا نوسان در بازدهی قیمت سهام ایران با نوسان‌های قبلی خود ارتباط معنی‌دار آماری دارد؟ دوم اینکه آیا نوسان در بازدهی قیمت سهام ایران با نوسان در بازدهی قیمت سهام دو کشور ترکیه و هند می‌تواند ارتباط معناداری داشته باشد؟ در مقابل پرسش‌های مطرح‌شده، فرضیه‌های زیر به‌عنوان پاسخ موقت برای این پرسش‌ها مطرح می‌شود:

الف: نوسان شاخص بازار بورس این سه کشور با نوسان‌های قلبی خود ارتباط معنی‌دار آماری دارد.

ب: نوسان در بازدهی شاخص بازار بورس ایران با نوسان در بازدهی قیمت سهام دو کشور ترکیه و هند ارتباط معناداری ندارد.

با توجه به اهمیت بازارهای مالی و نقش آن‌ها در جذب و هدایت سرمایه و تأثیر منفی ریسک بازارهای مالی در این فرآیند و با توجه به افزایش سرایت نوسان از یک بازار به بازار دیگر این تحقیق به دنبال بررسی سرایت نوسان از بازار ایران به بازارهای ترکیه و هند و بالعکس هست. در این راستا، ابتدا مبانی اقتصادی سرایت بازده و نوسان و سپس پایه‌های تئوریک مدل‌های آرچ[1] و گارچ معرفی می‌شوند و گام‌های رسیدن به مدل گارچ چند متغیره در این پژوهش تشریح می‌شود. در بخش بعد به تخمین مدل و بیان نتایج حاصل از مطالعه اختصاص دارد.

مشخصات مدل

مدل آرچ توسط انگل و کرونی در سال 2003 ارائه شد و توسط بول رس در سال 2007به مدل گارچ تعمیم پیدا کرد و این الگوها در مدل کردن نوسانات بازده‌های سهام بسیار شناخته‌شده هستند. در تخمین نوسانات ارتباط بین کشورها روش چند متغیره گارچ بر روش تک متغیره آن ترجیح داده می‌شود (Salim, 2009). یکی از مشکلاتی که در هنگام مدل کردن نوسانات بازارها وجود دارد، غیر نرمال بودن داده‌های مالی حتی در نمونه‌های بزرگ است؛ به‌عبارت‌دیگر برای تخمین زدن با توزیع نرمال نیاز به داده‌های مثبت و منفی بزرگ است که خود باعث به وجود آمدن نقص در هنگام کار کردن با داده‌های مالی می‌شود. این‌یکی از دلایل استفاده از مدل تعمیم‌یافته گارچ که به گارچ-بک معروف است، هست. در مدل بک توزیع تی[2] جایگزین توزیع نرمال می‌شود. دلیل دیگر به ساختار پیچیده مدل عمومی گارچ با وابستگی مطلق برمی‌گردد که متأسفانه این مدل‌ها تنها با اعمال محدودیت‌های خاص بر روی ماتریس واریانس-کواریانس شرطی می‌توانند تخمین زده شوند (Manit & magnosan,2010). مدل بک مشکل اطمینان از مشخصه مثبت ماتریس واریانس-کواریانس شرطی را با استفاده از برگه‌های درجه دوم برطرف کرده است و فرضیه همبستگی ثابت را می‌پذیرد و همچنین سرریز نوسانات در میان بازار را قبول

1- Autogressive Conditional Heteroscedasticity
2- T-Student

می‌کند (Salim, 2009).

بررسی تجربی این مطالعه با یک مدل گارچ دومتغیره که بر اساس مدل گارچ-بک (۱ و ۱) پایه‌ریزی شده است، شروع می‌شود. این مدل با بازده‌های هر بازار و بازده‌های بازارها با یک دوره

$$r_t = \alpha + \beta r_{t-1} + \mu_t \quad (1)$$

$$\mu_t \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (2)$$

در اینجا r(t) یک بردار n×1 از بازده‌های روزانه هر بازار در زمان t است. μ(t) یک بردار n×1 از خطای تصادفی را نمایش می‌دهد، β میانگین سرریزهای بازارهای خودی و مقطعی را نمایش می‌دهد و α نیز دوره بلندمدتی از ضریب رانش است. H (t) ارائه‌دهنده ماتریس n×n واریانس-کواریانس شرطی هست و Ω_{t-1} نیز اطلاعات در دسترس بازار را در زمان t-1 نشان می‌دهد.

انگل و کرونی ماتریس واریانس- کوواریانس شرطی را در سال 1995 به‌صورت زیر ارائه کردند (Engel & Kroner, 1995):

$$H_t = C_0' C_0 + A_{11}' \epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}' A_{11} + G_{11}' H_{t-1} G_{11} \quad (3)$$

پارامترهای ماتریس C میانگین معادله واریانس و درواقع پارامترهای ماتریس β در معادله اول را اندازه‌گیری می‌کند و درایه‌های ماتریس A و G به ترتیب ضرایب آرچ و گارچ را نشان می‌دهند. فرم ماتریسی معادله بالا به‌صورت زیر هست:

$$H_t = C_0' C_0 + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t-1}^2 & \epsilon_{1,t-1}, \epsilon_{2,t-1} \\ \epsilon_{1,t-1}, \epsilon_{2,t-1} & \epsilon_{t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} H_{t-1} \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} \quad (4)$$

با ضرب ماتریس‌ها معادلات زیر حاصل می‌شوند:

$$h_{11,t} = C_{11}^2 + a_{11}^2 \epsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21} \epsilon_{1,t-1}\epsilon_{2,t-1} + a_{21}^2 \epsilon_{2,t-1}^2 + g_{11}^2 h_{11,t-1} + 2g_{11}g_{22} h_{12,t-1} + g_{21}^2 h_{22,t-1} \quad (5)$$

$$h_{12,t} = C_{11}C_{21} + a_{11}a_{21} \epsilon_{1,t-1}^2 + (a_{21}a_{12} + a_{11}a_{22}) \epsilon_{1,t-1}\epsilon_{2,t-1} + a_{11}a_{21}a_{22} \epsilon_{2,t-1}^2 + g_{11}g_{12} h_{11,t-1} + (g_{21}g_{12} + g_{11}g_{22}) h_{12,t-1} + g_{21}g_{22} h_{22,t-1} \quad (6)$$

$$h_{22,t} = C_{2t}^2 + C_{22}^2 + a_{12}^2 \epsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12}a_{22} \epsilon_{1,t-1}\epsilon_{2,t-1} + a_{22}^2 \epsilon_{2,t-1}^2 + g_{12}^2 h_{11,t-1} + 2g_{12}g_{22} h_{12,t-1} + g_{22}^2 h_{22,t-1} \quad (7)$$

همچنین جهت انجام آزمون علیت، a_{12} و g_{12} را برابر صفر قرار می‌دهیم. همین‌طور برای آزمون اثر علیت از بازار دوم به اول a_{21} و g_{21} را برابر صفر قرار می‌دهیم. درنهایت معادلات واریانس و کوواریانس به‌صورت زیر درمی‌آیند:

$$h_{11,t} = C_{11}^2 + a_{11}^2 \epsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21} \epsilon_{1,t-1}\epsilon_{2,t-1} + a_{21}^2 \epsilon_{2,t-1}^2 + g_{11}^2 h_{11,t-1} + 2g_{11}g_{21} h_{12,t-1} + g_{21}^2 h_{22,t-1} \quad (8)$$

$$h_{12,t} = C_{11}C_{21} + a_{11}a_{22} \epsilon_{1,t-1}\epsilon_{2,t-1} + a_{21}a_{22} \epsilon_{2,t-1}^2 + g_{11}g_{22} h_{12,t-1} + g_{21}g_{22} h_{22,t-1} \quad (9)$$

$$h_{22,t} = C_{2t}^2 + C_{22}^2 + a_{22}^2 \epsilon_{2,t-1}^2 + g_{22}^2 h_{22,t-1} \quad (10)$$

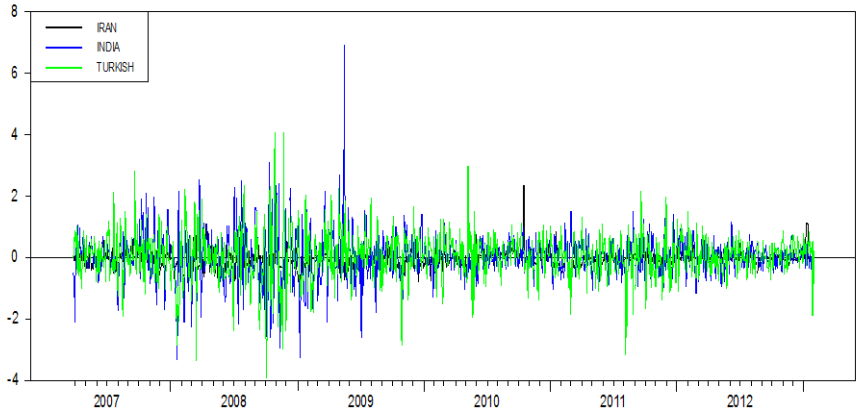
در انتها جهت تشخیص این‌که مدل به‌صورت درستی برازش شده است از آزمون جانگ باکس[1] استفاده‌شده است و دارای توزیع مجانبی X^2 همراه با m درجه آزادی هست که در اینجا m، تعداد ضرایب خودهمبستگی است.

داده‌ها

داده‌ها شامل شاخص بازده کل روزانه هست که به دلیل تفاوت روزهای تعطیل در ایران و هند و ترکیه، داده‌ها در سه روزی که هر سه این بازارها مشغول به کار هستند (دوشنبه، سه‌شنبه، چهارشنبه) جمع‌آوری‌شده است. اطلاعات مربوط به شاخص کل بورس ایران از سایت رسمی بازار بورس اوراق بهادار ایران به‌دست‌آمده، همچنین شاخص BSE SENSEX که به‌عنوان شاخص اول هند به شمار می‌رود و شاخص XU100 ترکیه از سراچه‌های رسمی بورس اوراق بهادار به ترتیب هند و ترکیه جمع‌آوری‌شده است. برای هر بازار تفاضل لگارتیم قیمت‌ها در دوره‌های متوالی به‌دست‌آمده و عدد مربوطه در عدد ۱۰۰ ضرب شده تا بازده روزانه هر بازار محاسبه شود، نمودار زیر بازده‌های روزانه را برای هر سه کشور نمایش می‌دهد:

همان‌طور که با توجه به نمودار مشخص است، بازده بورس ایران از بازده دو بازار دیگر در این دوره کمتر و در اغلب روزها بازده بازار بورس در ترکیه و هند به‌صورت چشمگیری بالاتر است.

1- Ljung-box



شکل (۱): بازده روزانه برای سه کشور ایران، ترکیه و هند در طی دوره زمانی (2007-2013)

آزمون‌های آماری

در جداول شماره ۱ الی ۳، نتایج برآورد آماره‌هایی مانند میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی بازده سهام در سه بازار و همچنین آزمون‌های آماری پیشرفته‌تری چون جانگ‌باکس، آرچ- ال ام[1]، جارکوبرا[2]، دیکی‌فولر تعمیم‌یافته[3] با استفاده از نرم‌افزار متلب ارائه‌شده است. نتایج آزمون جارکوبرا جهت بررسی نرمال بودن داده‌ها با درجه آزادی ۲ و در سطح معناداری ۵٪ نشان می‌دهد فرض نرمال بودن داده‌ها در تمام موارد رد شد. آزمون جانگ‌باکس جهت آزمایش معناداری ضرایب خودهمبستگی با توزیع X^2 تحت فرضیه صفر (همه ضرایب خودهمبستگی صفر هستند) انجام شد و طبق نتایج فرض صفر رد شد. همچنین با استفاده از آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته فرض وجود ریشه واحد در تمامی بازده‌ها مورد آزمون قرار گرفت ارقام به‌دست‌آمده حاکی از رد شدن فرض صفر بود و یا به‌عبارت‌دیگر متغیرهای موردنظر ایستا هستند.

همان‌طور که قبلاً اشاره شد در این بررسی از آزمون گارچ-بک استفاده‌شده است و به همین دلیل نیاز به بررسی اثر آرچ در بازده‌ها هست، نتایج آزمون‌های آرچ ال ام و جانگ‌باکس حاکی از خودهمبستگی در مربعات باقیمانده‌ها است.

1- ARCH-LM
2- Jarqu-Bera
3- ADF

جدول (۱): نتایج محاسبات آماری برای بورس ایران

Sample Mean	**-0.032044**	**Variance**	**0.063482**
Standard Error	0.251957	of Sample Mean	0.008334
t-Statistic (Mean=0)	-3.844991	Signif Level	0.000129
Skewness	1.386007	Signif Level (Sk=0)	0.000000
Kurtosis (excess)	11.695712	Signif Level (Ku=0)	0.000000
Jarque-Bera	5502.041725	Signif Level (JB=0)	0.000000
ADF	-15.6380		
LB	278.177		
$LB^2_{(24)}$	280.8052		
ARCH-LM	21.6561		

جدول (۲): نتایج محاسبات آماری برای بورس هند

Sample Mean	**0.037160**	**Variance**	**0.611669**
Standard Error	0.782093	of Sample Mean	0.025869
t-Statistic (Mean=0)	1.436441	Signif Level	0.151219
Skewness	0.563072	Signif Level (Sk=0)	0.000000
Kurtosis (excess)	8.564006	Signif Level (Ku=0)	0.000000
Jarque-Bera	2841.412411	Signif Level (JB=0)	0.000000
ADF	-22.1654		
LB	110.6180		
$LB^2_{(24)}$	112.3812		
ARCH-LM	30.0331		

جدول (۳): نتایج محاسبات آماری ترکیه

Sample Mean	**0.039859**	**Variance**	**0.635498**
Standard Error	0.797181	of Sample Mean	0.026368
t-Statistic (Mean=0)	1.511620	Signif Level	0.130976
Skewness	-0.160138	Signif Level (Sk=0)	0.048469
Kurtosis (excess)	3.498794	Signif Level (Ku=0)	0.000000
Jarque-Bera	470.105886	Signif Level (JB=0)	0.000000
ADF	-19.6086		
LB	110.5730		
$LB^2_{(24)}$	111.2723		
ARCH-LM	57.2298		

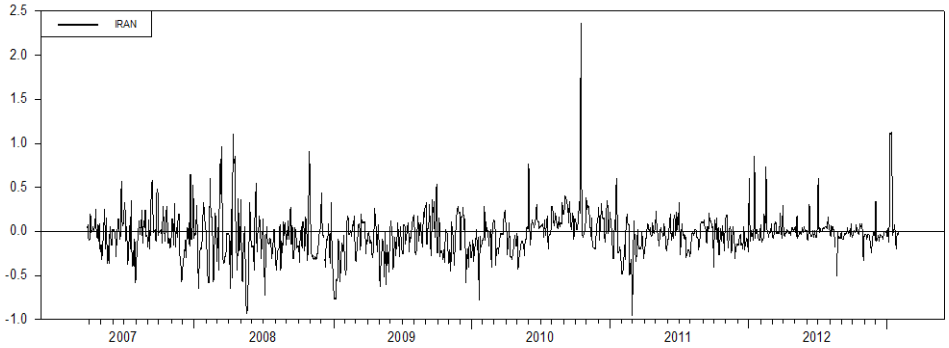
در قسمت بعد نمودار بازده‌های هر سه کشور به‌صورت مجزا آورده شده است:

نتایج تجربی

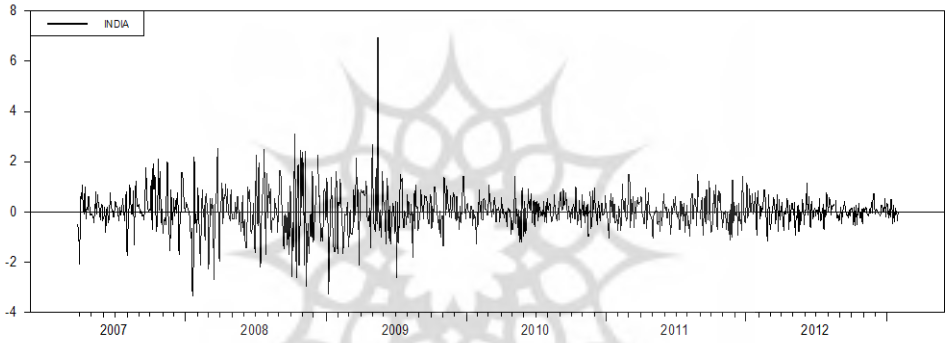
در این قسمت این مسئله موردبررسی قرار می گیرد که آیا بازار بورس ایران تأثیری بر روی بازدهی سهام در کشورهای منطقه داشته است یا نه. به این منظور ارتباط بازده بورس‌ها به‌صورت دوبه‌دو[1] بین بازار بورس ایران و بورس‌های هند و ترکیه از طریق مدل گارچ-بک موردبررسی

1- pair-wise

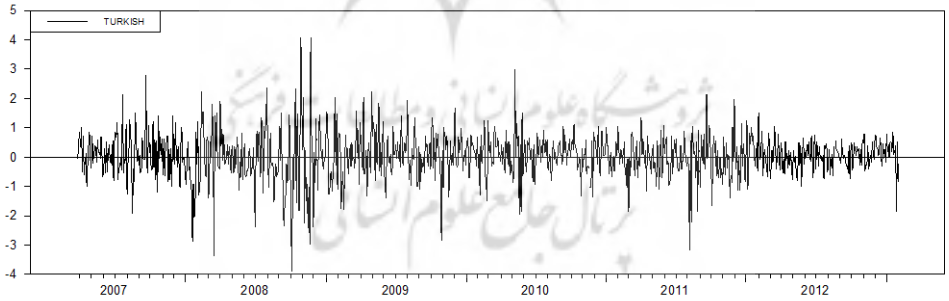
قرارگرفته است. علت استفاده از این مدل این است که مشخص شود سرریزها از طریق چه بازاری واردشده‌اند و این مسئله از طریق آزمون علیت تحقق می‌یابد. نتایج در جداول ۴ و ۵ ارائه‌شده است:



شکل (۲): بازده روزانه برای کشور ایران، در طی دوره زمانی (۲۰۱۳-۲۰۰۷)



شکل (۳): بازده روزانه برای کشور هند، در طی دوره زمانی (۲۰۱۳-۲۰۰۷)



شکل (٤): بازده روزانه برای کشور ترکیه، در طی دوره زمانی (۲۰۱۳-۲۰۰۷)

ایران و هند

جدول (٤): میانگین و سریز نوسانات بین بازار بورس ایران و هند با استفاده از مدل دومتغیره گارچ - بک (۱،۱)

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Mean(1)	-0.032044113	0.010262022	-3.12259	0.00179266
2. Mean(2)	0.037159777	0.074893489	0.49617	0.61977565
3. C(1,1)	0.251818905	0.011450691	21.99159	0.00000000
4. C(2,1)	0.050325018	0.084959911	0.59234	0.55362401
5. C(2,2)	0.780043235	0.036492845	21.37524	0.00000000
6. A(1,1)	0.223606798	0.081872513	2.73116	0.00631121
7. A(1,2)	0.000000000	0.356819552	0.00000	1.00000000
8. A(2,1)	0.000000000	0.039710288	0.00000	1.00000000
9. A(2,2)	0.223606798	0.079631160	2.80803	0.00498454
10. B(1,1)	0.670820393	0.039187875	17.11806	0.00000000
11. B(1,2)	0.000000000	0.196377025	0.00000	1.00000000
12. B(2,1)	0.000000000	0.003960786	0.00000	1.00000000
13. B(2,2)	0.670820393	0.034207580	19.61029	0.0000000

ایران و ترکیه

جدول (٥): میانگین و سریز نوسانات بین بازار بورس ایران و ترکیه با استفاده از مدل دومتغیره گارچ - بک (۱،۱)

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Mean(1)	-0.032044113	0.018306496	-1.75042	0.08004533
2. Mean(2)	0.039859034	0.075554380	0.52755	0.59780876
3. C(1,1)	0.251818905	0.010966370	22.96283	0.00000000
4. C(2,1)	0.054918536	0.081236952	0.67603	0.49902222
5. C(2,2)	0.794850135	0.032138670	24.73189	0.00000000
6. A(1,1)	0.223606798	0.077413917	2.88846	0.00387137
7. A(1,2)	0.000000000	0.331129867	0.00000	1.00000000
8. A(2,1)	0.000000000	0.023049717	0.00000	1.00000000
9. A(2,2)	0.223606798	0.053010839	4.21813	0.00002463
10. B(1,1)	0.670820393	0.039030019	17.18729 0.00	0.00000000
11. B(1,2)	0.000000000	0.206184019	0.00000	1.00000000
12. B(2,1)	0.000000000	0.000194533	0.00000	1.00000000
13. B(2,2)	0.670820393	0.029383804	22.82960 0.00	0.0000000

در ابتدا پارامترهای ماتریس β در معادله میانگین، معادله ۱ را بررسی می‌کنیم پارامترهای c_{ij} رابطه بازده‌های کشورها را در هر مورد نشان می‌دهند. c_{11} و c_{22} در جدول مقادیر وابستگی بازده‌های روزانه بازارهای خودی را نمایش می‌دهد. همان‌طور که در جدول پیداست بازده‌های روزانه در مورد هر سه کشور ایران و هند و ترکیه معنادار نیستند؛ به‌عبارت‌دیگر در این بازارهای

بین بازده و بازده‌های گذشته بازار وابستگی وجود ندارد. در مرحله بعد اثرات شوک‌ها و نوسانات را توسط پارامترهای ماتریس‌های به ترتیب A و G بررسی می‌کنیم. درایه‌های قطری a_{11}، a_{22} و b_{11}، b_{22} اثرات آرچ و گارچ را که درواقع همان شوک‌ها و نوسانات بازارهای خودی است، نشان می‌دهند. با توجه به جدول وابستگی به شوک‌ها و نوسانات قبلی در هر سه کشور کاملاً مشهود است، اما درایه‌های a_{11}، a_{22} و b_{11}، b_{22} اثر دو بازار مختلف را بر روی یکدیگر نمایش می‌دهد که در هر دو آزمون برابر صفر شده‌اند. بدین ترتیب معناداری آزمون در سطح ۵٪ رد می‌شود. با توجه به صفر بودن این دو پارامتر مشخص می‌شود که شوک‌ها و نوسانات بازار ایران تأثیری بر بازارهای ترکیه و هند نداشته است.

نتیجه‌گیری

در این پژوهش ارتباط بین بحران بازار مالی ایران با کشورهای هند و ترکیه و همچنین میزان سرایت این بحران موردبررسی قرار گرفت. بازده بازارهای بورس ایران، هند و ترکیه به‌صورت دوبه‌دو با استفاده از مدل گارچ-بک مورد آزمون قرار گرفت. در این آزمون ارتباط مستقیمی از بازارهای خودی با یک دوره پسماند خود در هر سه کشور مشاهده شد، اما در مورد ارتباط بازار ایران با بازارهای هند و ترکیه هیچ اثری یافت نشد به‌عبارت‌دیگر نتایج حاکی از آن است که اثرات بحران از طریق بازار بورس ایران به بازارهای هند و ترکیه منتقل نشده است.

اگرچه انتقال بین‌المللی نوسانات بازار سهام می‌تواند روی تصمیم‌های بودجه‌ای سرمایه بنگاه، تصمیم‌های مصرفی سرمایه‌گذار و سیکل تجارت‌های دیگر تأثیر بگذارد. بااین‌حال در چنین شرایطی شاید بتوان گفت که به دلیل ارتباط نه‌چندان قوی بین بازار مالی ایران و بازارهای جهانی احتمال سرایت بحران از اقتصاد ایران به بازارهای جهانی وجود ندارد، اما هنوز نگرانی در مورد تأثیرپذیری بحران اقتصاد جهانی بر اقتصاد ایران وجود دارد. شاید مستقیم‌ترین اثر آن، کاهش تقاضای جهانی نفت خام باشد که این خود با توجه به وابستگی شدید بودجه اقتصادی ایران به درآمدهای نفتی، سرعت سرایت بحران جهانی به بدنه اقتصاد ایران را افزایش خواهد داد.

References

[1] Hassanzadeh, Ali .(2008). "Global financial crisis and its effects on Iran's

economy", Journal of Economics, No. 122, p. 5 to 17. (in Persian)
[2] Forzinoosh, Asadollah and Barkhordari, Sajjad. (2010). "Global Experiences to Counteract the Financial and Educational Crisis for the Iranian Economy", Journal of Economics, No. 127, pp. 116 to 141. (in Persian)
[3] Nazifi Naeini, Minoo, Fatahi, Shahram and Samadi, Saeed. (2012). "Modeling and predicting stock market fluctuations using the Garch Markov transition model." Journal of Economics, Third Year, No. 9, pp. 117-142. (in Persian)
[4] Suri, Ali. (2012). Econometrics with its application in Eviews7, Cultural Publishing, Fifth Edition. (in Persian).
[5] Ahmadzadeh, Aziz, Heidari, Hasan and Zolfaghari, Mehdi. (2012). "Analysis of the recent financial crisis and its effect on Iran's oil economy", Economic Magazine No. 6 & 7, pp. 29-46. (in Persian)
[6] Baig, T. and I. Goldfajn. (2001). "The Russian default and the contagion to Brazil, in: Claessens S. and K. Forbes (eds.), International Financial Contagion. Boston, Mas- sachusetts, Kluwer Academic Press.
[7] Bollerslev, T.P. (1986). "General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Journal of Econometrics, 31, 309-328.
[8] Bollerslev, T., R.F. Engle and J.M. Wooldridge. (1988). "A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances, Journal of Political Economy, 96, 116-131
[9] Cheung, Y.L., Y.W. Cheung and L.K. Ng. (2002). "East Asian Equity Markets, Financial
[10] Crises and the Japanese Currency, «Journal of Econometrics, 72, 33-48.
[11] Desai, P. (2003). Financial Crisis, Contagion, and Containment: From Asia to Argentina, Princeton, NJ: Princeton University Press.
[12] Dungey, M., R.A. Fry, B. Gonzalez-Hermosillo and V.L. Martin. (2006). "International con- tagion effects from the Russian crisis and the LTCM near-collapse," Journal of Fi- nancial Stability, 2(1), 1-27.
[13] Engle, R.F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the
[14] Variance of U.K. Inflation, Econometrica, 50, 987-1008.
[15] Engle, R.F. and K.F. Kroner. (1995). "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH," Econometric Theory, 11: 122-150.
[16] Glick, R., A.K. Rose. (1999). "Contagion and Trade: Why Are Currency Crises Regional?" Journal of International Money and Finance, 18, 603-617.
[17] Hamao, Y., R.W. Masulis and V. Ng. (1990). "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets," *Review of Financial Studies*, 3, 281-307.
[18] Karolyi, A.G. (1995). "A Multivariate GARCH Model of International Transmissions of Stock Returns and Volatility: The Case of the United States and Canada," Journal of Business and Economic Statistics, 11, 11-25.
[19] Kasch-Haroutounian and S. Price. (2001). "Volatility in the transition markets of central Europe," Applied Financial Economics, 11, 93-105.
[20] Kashif, Saleem. (2009)." International linkage of the Russian market and the

Russian financial crisis: A multivariate GARCH analysis",Rsearch in International Business & Finance,Volum 23,Issue 3,September.
[21] Li, H. and E. Majerowska. (2007). "Testing stock market linkages for Poland and Hungary: A multivariate GARCH approach," Research in International Business and Finance, article in press.
[22] Lin, W.L., R.F. Engle and T. Ito. (1994). "Do Bulls and Bears Move Across Borders? Inter- national Transmission of Stock Returns and Volatility," Review of Financial Stud- ies, 7, 507-538.
[23] Liu, Y.A. and M.S. Pan. (1997). "Mean and Volatility Spillover Effects in the U.S. and Pa- cific- Basin Stock Markets," Multinational Finance Journal, 1, 47-62.
[24] Liu, Y.A., M.S. Pan, J.C.P. Shieh. (1998). "International Transmission of Stock Price Movements: Evidence from the U.S. and Five Asian-Pacific Markets," Journal of Economics and Finance, 22, 56-69.
[25] Rafiq Maniya, Suleman.Magnusson,Fredrik. (2010). " Bear Periods Amplify Correlation: A GARCH BEKK Approach", Master Degree Project, 2010:129, 24 jun.
[26] Sola, M., Spagnolo, F., Spagnolo N. (2002). "A Test for Volatility Spillovers," Economics Letters, 76, 77-84.
[27] Susmel, R. and R.F. Engle. (1994). "Hourly volatility spillovers between international equity markets," Journal of International Money.and.Finance, 13, 3-25.
[28] Walti, S. (2003). "Testing for Contagion in International Financial Markets: Which Way to Go?"8FAME Working Paper No. 92.
[29] Worthington, A. C., M. Katsuura, and H. Higgs. (2000). "Price Linkages in Asian Equity Markets and the Asian Economic, Currency and Financial Crises," School of Eco- nomics and Finance, Queensland University of Technology, Brisbane, Queensland, Discussion Paper No. 77.
[30] The European Financial Crisis and New Investment Opportunities for Turkey "" www.menanews.ir
[31] Fars News Agency. "The direct effects of the global financial crisis on six major economic areas" www.farsnews.com"

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی