فصلنامه بورس اوراق بهادار شمارهٔ 21 بهار 92 سال ششم ــ تاریخ دریافت: 91/08/02 ــ تاریخ پذیرش: 92/02/01 ــ ص 157- 137

مدل‌سازی و سنجش سرایت تلاطم با استفاده از مدل‌های GARCH چندمتغیره مطالعه موردی : ایران، امارات و شاخص قیمت جهانی نفت

سیدمحمد سیدحسینی[1] / سید بابک ابراهیمی[2]

چکیده

عوامل زیادی در شکل‌گیری انتقال اطلاعات و سرایت تلاطم میان شاخص‌های مالی مؤثر بوده که بخشی از این عوامل داخلی و بخشی نیز ناشی از وضعیت متغیرهایی خارج از محدوده اقتصاد داخلی هستند. در این میان، قیمت جهانی نفت به عنوان یک متغیر برونزای قدرتمند، می‌تواند بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان، از جمله شاخص قیمت سهام را تحت تأثیر قرار دهد. در تحقیق جاری، به بررسی سرایت تلاطم بین شاخص‌های بورس تهران، بورس دبی و شاخص قیمت جهانی نفت با استفاده از سه مدل GARCH چندمتغیره در بازه زمانی دسامبر 2006 الی ژوئن 2010 پرداخته شده است. داده‌های بکار گرفته شده روزانه بوده و مدل‌های مورد استفاده عبارتند از مدل VEC، BEKK و CCC که عمدتا در مطالعات و پژوهش‌های مالی مورد استفاده قرار گرفته و دارای پایه‌های نظری قوی می‌باشند. نتایج تخمین در مدل‌های مختلف عموماً حاکی از سرایت تلاطم از بازار جهانی نفت به بازار دبی و بازار تهران بود. همچنین سرایت تلاطم از بازار دبی به تهران نیز به طور معناداری مشاهده شد. این در حالی است که اثر سرایت به طور معکوس مشاهده نگردید.

واژگان کلیدی: سرایت تلاطم، بازده سهام، BEKK ، VEC، CCC.

طبقه‌بندی موضوعی: G22, G02.

1. استاد دانشکده مهندسی صنایع دانشگاه علم و صنعت ایران seyedhosseini@iust.ac.ir

2. دانشجوی دکتری مهندسی صنایع دانشگاه علم و صنعت ایران b_ebrahimi@iust.ac.ir

1- مقدمه

مطالعات صورت گرفته حاکی از آن است که اطلاعات مربوط به متغیرهای مالی، در طول زمان، در بازار دارایی‌ها به یکدیگر سرایت می‌کنند. این موضوع با گسترش سیستم‌های ارتباطی و وابستگی بیش از پیش بازارهای مالی به یکدیگر، اهمیت بیشتری یافته است. مکانیزم‌های سرایت بین بازده‌ها و تلاطم دارایی‌های مختلف، به دلایل متعدد مهم می‌باشد. نخست، مکانیزم‌های سرایت، اطلاعاتی در خصوص کارایی بازار به ما می‌دهند. سرایت بین بازده دارایی‌ها نشان‌دهنده وجود یک راهبرد معاملاتی سودآور است و چنانچه سود این راهبرد معاملاتی از هزینه‌های عملیاتی آن بالاتر باشد، به صورت بالقوه، شواهدی از عدم کارایی بازار ارائه می‌دهد. دوم، مکانیزم‌های سرایت در مدیریت سبد دارایی مهم است؛ زیرا داشتن اطلاعات از تأثیر سرایت بازده‌ها در انتخاب سبد سهام و کاهش ریسک آن بسیار مفید است. سوم، اطلاعات در خصوص سرایت تلاطم دارایی‌ها، در پیش‌بینی تلاطم قابل استفاده است؛ لذا، سرایت تلاطم دارایی‌ها، در موضوعاتی از قبیل قیمت‌گذاری اختیار معاملات، بهینه‌سازی سبد سهام، ارزش در معرض ریسک و مدیریت ریسک کاربرد دارد. با توجه به توضیحات ارائه شده می‌بایست سرایت مشاهده شده بین شاخص‌های مختلف سهام مبتنی بر نظریه‌های اقتصادی و مالی بوده و به وسیله این نظریه‌ها که در مطالعات پیشین معرفی و صحت آزمایی شده است، تأیید گردد. در ادامه دو مورد از نظریه‌های مطرح در سرایت تلاطم یعنی اثر تقدم و تأخر و جریان اطلاعات در بازار معرفی می‌گردد.

• اثر تقدم و تأخر[1]

تحقیقات صورت گرفته در خصوص سرایت تلاطم سهام شرکت‌ها نشان می‌دهد که بازده سهم‌های بزرگ و کوچک در بورس‌های سهام مختلف همبستگی دارند. بعلاوه، مطالعات متعدد که تعدادی از آنها در ادامه بیان می‌شود، نشان داده‌اند که این همبستگی تقاطعی نامتقارن است. یعنی بازده‌های سبدهای سهام شرکت‌های کوچک با بازده‌های تأخیری سبدهای سهام شرکت‌های بزرگ همبستگی دارند، در حالی که بازده‌های سبدهای سهام شرکت‌های بزرگ همبستگی معناداری با بازده‌های تأخیری سبدهای سهام شرکت‌های کوچک ندارند (Harris, 2005). این همبستگی تأخیری نامتقارن بین سهم‌های بزرگ و کوچک که حالت خاصی از سرایت دارایی‌ها است، اثر تقدم ـ تأخر نام دارد. به عبارت دیگر، این فرضیه بیان می‌کند که بازده‌های سبد شرکت‌های کوچک، با تأخیر، دنباله‌رو بازده-

1. Lead-lag effect

های سبد شرکت‌های بزرگ هستند، ولی عکس این مطلب صادق نیست. در ادامه پاره‌ای از مطالعات صورت گرفته حول آزمون این فرضیه ارائه گردیده است.

یکی از اولین مطالعات برای بررسی فرضیه گام تصادفی با استفاده از سبدهای سهام اندازهٔ-مرتب[1]، مطالعه لو و مک‌کنلی در سال 1998 است. ایشان با استفاده از داده‌های هفتگی پنج سبد اندازه-مرتب سهام از نیس(NYSE) و امکس(AMEX)، وجود گام تصادفی را قویاً رد و نشان دادند علی‌رغم اینکه بازده‌های انفرادی خودهمبستگی ضعیف و معمولاً منفی دارند، بین بازده این سبدها همبستگی مثبت قوی وجود دارد. لو و مک‌کنلی این نتایج را به وجود همبستگی تقاطعی[2] بین بازده سهم‌های انفرادی نسبت دادند. لو و همکاران (Lo, et al., 1990) در پژوهشی دیگر تفاوت‌های قابل توجه دیگری بین رفتار سبد سهم‌های کوچک و سبد سهم‌های بزرگ یافتند و نشان دادند که بازده سبدهای سهام کوچک نسبت به سبدهای سهام بزرگ قابلیت پیش‌بینی بیشتری دارند. ایشان همچنین نشان دادند، بازده‌های تأخیری سبد سهام بنگاه‌های بزرگ سهم قابل توجهی از بازده فعلی سبد سهم-های کوچک را می‌توانند توضیح دهند؛ اما عکس این مطلب برقرار نیست. لذا، یک عدم تقارن در قابلیت پیش‌بینی بازده سبدهای سهام بنگاه‌های بزرگ و کوچک مشاهده نمودند. پس از آن محققین دیگری نیز وجود اثر تقدم ـ تأخر را در بازارهای مختلف و برای دوره‌های مختلف آزمودند.

کنراد و همکاران (Conrad, et al., 1991) در بررسی همبستگی تلاطم شاخص‌ها، شواهدی از وجود تلاطم خوشه‌ای در بازده‌های سبدهای اندازه ـ مرتب یافتند. ایشان همچنین شواهدی از سرایت نامتقارن تلاطم ارائه کردند. ایشان نشان دادند که همین عدم تقارن موجود در سرایت بازده‌های کوتاه‌مدت بین بازده‌های بزرگ و کوچک در آمریکا، در سرایت تلاطم نیز وجود دارد. همچنین شوک‌های تلاطم به سهم‌های بزرگ برای تلاطم آیندهٔ سهم‌های کوچک مهم هستند، ولی این شوک‌های تلاطم به سهم‌های کوچکتر، تأثیر کم یا ناچیزی در تلاطم آینده سهم‌های بزرگ دارند.

با استفاده از بازده‌های بلندمدت‌تر، حسن و همکاران (Hasan, et al., 1998) دریافتند که بین سهم‌های بزرگ و کوچک در آمریکا سرایت در تلاطم وجود دارد. اما برخلاف کنراد و همکاران دریافتند که این سرایت‌ها تقریباً متقارن هستند؛ یعنی تلاطم هم از سهم‌های بزرگ به سهم‌های کوچک و هم از سهم‌های کوچک به سهم‌های بزرگ سرایت می‌کند (Harris, 2005).

1 . Size-Sorted
2 . Cross Serial Correlation

هریس (Harris, 2005)، سرایت بازده و تلاطم را در میان شاخص‌های FTSE 100, FTSE 250 و FTSE Small Cap (شاخص‌های انگلستان) با استفاده از یک مدل GARCH چندمتغیره آزمون نموده و دریافت که مکانیزم‌های سرایت بازده و تلاطم بین سهم‌های کوچک و بزرگ در انگلستان، نامتقارن است. به عبارت دیگر، سرایت قابل توجهی در بازده و تلاطم سبدهای سهم‌های بزرگ به سبدهای سهم‌های کوچک وجود داشت. برای تلاطم، همچنین شواهدی از بازخورد محدود از سبد سهم‌های کوچک به سبد سهم‌های بزرگ به دست آمد. البته، تحلیل دوره‌های کوتاه‌تر نشان داد که این مطلب در دوره‌های مشخصی دیده می‌شود. همچنین، شواهد بدست آمده از شبیه‌سازی نشان می‌داد که معاملات غیرهمزمان به طور بالقوه بخشی از سرایت میان بازده‌ها را می‌توانند توضیح دهند. ضمن اینکه، اثر سرایت تلاطم را به هیچ عنوان نمی‌توانند توضیح دهند. این نتایج با شواهد قبلی که نشان می‌دهند اطلاعات ابتدا در سهم‌های بزرگ و سپس در سهم‌های کوچک منعکس می‌شوند، سازگار است (Harris, 2005). میلونوویچ (Milunovich, 2003) نیز ارتباط بین سه سبد دارایی اندازه- مرتب در بورس سهام استرالیا را بررسی کرد. وی نشان داد، بازده‌های سبد بنگاه‌های متوسط و کوچک نسبت به بازده‌های سبد بنگاه‌های بزرگ تأخیر دارند. یک ساختار تأخیری نامتقارن نیز در ساختار تلاطم بازده‌ها دیده شد. این مشاهدات با اثر تقدم ـ تأخر و فرضیه سرایت تلاطم سازگار می‌باشد.

- **جریان اطلاعات در بازار**

یکی دیگر از دلایلی که برای خودهمبستگی بازده‌ها ارائه می‌شود این است که زمانی که اطلاعات جدیدی وارد بازار می‌شود، کلیه سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار جدید به سرعت واکنش نشان نمی‌دهند. بنابراین، اطلاعات جدید به آرامی به قیمت‌ها منتقل و این پدیده موجب خودهمبستگی مثبت در بازده‌ها خواهد شد (Boudoukh, et al., 1994).

این پدیده با ایده کارایی بازار در تناقض است؛ زیرا بر اساس این نظریه، یک بازار مالی در صورتی کاراست که کلیه اطلاعات فعلی در قیمت دارایی‌ها منعکس شده باشد. فارقر و ویگارد (Fargher, et al., 1998)، در مطالعه‌ای مشاهده کردند که اثر تقدم ـ تأخر در سال‌های اخیر تقلیل یافته است. ایشان یافته‌های خود را با استفاده از بحث بهبود کارایی بازار و انتشار بهتر اخبار توضیح دادند. در ضمن، معمول‌ترین توضیح برای تلاطم دارایی‌ها به نرخ جریان اطلاعات مرتبط است که از فرضیه بازار کارا استخراج می‌شود و بر اساس آن، تلاطم قیمت‌ها مستقیماً وابسته به نرخ جریان اطلاعات در بازار است.

گلیک و همکاران (Ross, et al., 1999)، نشان داد در یک اقتصاد با آربیتراژ-آزاد[1] تلاطم قیمت‌ها مستقیماً به نرخ جریان اطلاعات وابسته است. در یک مدل ساده که در فرمول شماره (1) آمده، این‌دو (تلاطم قیمت‌ها و نرخ جریان اطلاعات) یکسان هستند.

$$s_p^2 = s_s^2 \qquad (1)$$

که در آن s_p^2 تلاطم قیمت‌ها و s_s^2 تلاطم جریان اطلاعات می‌باشد. وی در یک مدل ساده نشان داد، چنانچه تلاطم قیمت‌ها برابر تلاطم نرخ اطلاعات رسیده به بازار نباشد، امکان آربیتراژ وجود دارد. در همین راستا مک‌کویین و همکاران (Macqueen, et al., 1996)، تفاوت واکنش قیمت سهام به اخبار خوب و بد را بررسی کردند. آنها دریافتند که سهام شرکت‌های کوچک با تأخیر نسبت به اخبار خوب واکنش نشان می‌دهند. این در حالی است که اخبار بد سریعاً در قیمت سهام این شرکت‌ها منعکس می‌شود.

با توجه به نظریه‌های مطرح شده، توجه به این نکته ضروری است که ایران و امارات از تولیدکنندگان عمده نفت به شمار می‌آیند و این موضوع که بازارهای مالی این کشورها تحت تأثیر نوسانات قیمت نفت قرار می‌گیرد، دور از انتظار نمی‌باشد. با توجه به وابستگی زیاد کشور ما به درآمدهای نفتی و باز توزیع این درآمد در بخش‌های مختلف صنعت و سیستم بانکی کشور، نتایج این بررسی برای سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار کشور می‌تواند مفید واقع گردد. همچنین بازار سهام تهران و دبی تفاوت عمده‌ایی با بازارهای سهام کشورهای توسعه‌یافته و نوظهور دارند؛ چراکه این بازارها به واسطه سطح کارایی و آزادسازی بازار به صورت چشم‌گیری مستقل از بازارهای مالی کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای منطقه هستند. در نتیجه سرمایه‌گذاران بین‌المللی به این کشورها به عنوان یکی از گزینه‌های توزیع ریسک سرمایه‌گذاری نگاه می‌کنند.

در این مقاله نیز پس از معرفی پایه‌های اقتصادی سرایت تلاطم بازده که در قالب مقدمه صورت گرفت مروری جامع بر پیشینه تجربی پژوهش صورت می‌گیرد. در قسمت روش شناسی پژوهش مدل‌های VEC، BEKK و CCC معرفی گشته‌اند. یافته‌های پژوهش و چگونگی تخمین مدل‌ها و نتایج حاصل از آن به تفصیل در این مقاله ارائه و در قسمت نتیجه‌گیری بر مبنای نتایج کمی حاصل، مدل مفهومی پژوهش که نشان‌دهنده چگونگی سرایت تلاطم بین شاخص‌ها می‌باشد، تبیین می‌گردد.

1. Arbitrage Free

2- ادبیات تجربی پژوهش

لی و همکاران (Lee, et al., 2002)، تأثیرات قیمت سهام نفت روی تقاضا و عرضه در صنایع مختلف را با استفاده از مدل‌های VAR تحلیل کردند. نتایج آنها نشان می‌دهد که برای صنایعی که سهم بالایی از سهام نفت را در سبد دارایی خود دارند، مانند پالایشگاه نفت خام و صنایع شیمیایی، شوک‌های وارده به قیمت نفت اساساً عرضه را کاهش می‌دهد و برای بسیاری از صنایع دیگر، مانند صنعت اتومبیل‌سازی، شوک‌های قیمت نفت، اساساً تقاضا را کاهش می‌دهد. تحقیق آنها اظهار می‌دارد که شوک‌های قیمت نفت روی فعالیت‌های اقتصادی با وقفه زمانی تأثیر دارد که به وسیله تأثیرات هزینه ورودی مستقیم شرح داده شده است.

مالیک و همکاران (Malik, et al., 2007)، مکانیزم سرایت تلاطم میان سهام ایالات متحده و سهام خلیج فارس و بازارهای جهانی نفت خام را به کمک یک چارچوب GARCH چندمتغیره مورد آزمایش قرار دارند. آنها دریافتند که سرایت معنی‌داری میان بازارهای با اهمیت دوم وجود دارد و همچنین نشان دادند که بازار سهام خلیج فارس، گیرندگان تلاطم از بازار جهانی نفت هستند.

حسن و همکاران (Hassan , et al., 2007)، از یک مدل GARCH چندمتغیره استفاده کرده و به طور همزمان میانگین و واریانس شرطی را بین شاخص بخش‌های مختلف آمریکا تخمین زدند. نتایج حاصل به این صورت بود که سرایت تلاطم معنی‌داری بین بخش‌های مختلف مشاهده شد.

مون و همکاران (Moon, et al., 2009)، به بررسی اثرات سرریز کوتاه‌مدت بازدهی و تلاطم روزانه سهام میان بازارهای سهام آمریکا و چین پرداختند. آنها با استفاده از مدل‌های GARCH-M اثر سرریز اطلاعات را برای بازدهی و تلاطم شاخص S&P 500 در آمریکا و شاخص بازار سهام شانگ-های در چین در بازه زمانی 1999 تا 2007 مورد بررسی قرار دادند. آنها شواهدی از اثرات سرریز تلاطم از بازار سهام آمریکا به بازار سهام چین یافتند. بررسی دقیق مطالعات تجربی صورت گرفته نشان می‌دهد که تاکنون مدلی که بتواند با در نظر گرفتن اثر حافظه به بررسی سرایت تلاطم‌ها بین شاخص‌های سهام بپردازد، مورد بررسی قرار نگرفته است. بنابراین، توسعه نظری و به دنبال آن تحلیل تجربی صورت گرفته در این مقاله، اولین گام در این راستا می‌باشد.

جعفر عبدی و همکاران (1389)، برای بررسی اثرات سرریز تلاطم یا انتقال اطلاعات از مدل FIGARCH دومتغیره برای بازدهی‌های بازار سهام تهران و دبی استفاده کردند. نتایج حاکی از آن بود که اثر سرریز تلاطم یا انتقال اطلاعات از بازار سهام تهران به سمت بازار سهام دبی وجود دارد. یعنی متلاطم شدن بازار سهام دبی از طریق انتقال اطلاعات و یا به عبارت دیگر از طریق تغییر انتظارات

سرمایه‌گذاران، موجب متلاطم شدن بازار سهام تهران می‌گردد. اما این امکان وجود دارد که این دو بازار سهام، متأثر از تلاطم‌های بازار دیگری باشند. برای آزمون این ادعا، بازار جهانی طلا را به مدل MFIGARCH اضافه کردند و در نتیجه از فضای دومتغیره وارد فضای سه‌متغیره شدند. نتایج مدل FIGARCH سه‌متغیره، بیانگر وجود اثرات سرریز تلاطم، یکی از طرف بازار سهام دبی به سمت بازار سهام 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 سهام دبی، به بازار سهام تهران نیز سرریز داشته باشد. بنابراین، صحت ادعای فوق مبنی بر اینکه تلاطم بازارهای سهام تهران و دبی متأثر از تلاطم‌های بازار جهانی طلا می‌باشد، تأیید نشد. درنتیجه اثر سرریز تلاطم میان بازارهای سهام مذکور، متأثر از بازارهای دیگری همچون بازار جهانی طلا نمی‌باشد (عبدی و همکارن، 1389).

آلویی و همکاران (Aloui, et al., 2009)، به بررسی ارتباط بین تلاطم قیمت نفت خام و بازارهای سهام پرداختند. نتیجه مطالعه آنها نشان داد که قیمت‌های انرژی و علی‌الخصوص قیمت نفت اثر بالقوه‌ای بر هزینه‌های ورودی‌ها برای اکثر شرکت‌های پذیرفته شده در بورس و در نتیجه رفتار قیمتی سهام دارند.

آروری و همکاران (Arouri, et al., 2010) بیان می‌دارند که برای بهبود ویژگی‌های ریسک و بازده در یک سبد سرمایه‌گذاری، ورود نفت می‌تواند به طور معناداری تأثیر مثبت داشته باشد. همچنین تشکیل سبد سرمایه‌گذاری بخشی با توجه به پاسخ‌های نامتقارن برخی منابع به شوک‌های قیمت نفت، منجر به بهبود نسبت شارپ می‌گردد.

وی و همکاران(Wei, et al., 2010) به بررسی قدرت پیش‌بینی‌پذیری قیمت نفت خام با استفاده از مدل‌های مختلف کلاس GARCH و داده‌های روزانه در دو دوره زمانی مختلف پرداختند. در طول دوره 2009-2007 و به دلیل بحران مالی جهانی، قیمت نفت خام به ازای هر بشکه، تغییرات معناداری از حدود 30 تا 145 دلار را داشته است. در چنین بازه پرتلاطمی مدل‌های غیرخطی کلاس GARCH نسبت به مدل‌های خطی، برای پیش‌بینی تلاطم بلندمدت نوسان قیمت نفت خام، مؤثرتر هستند.

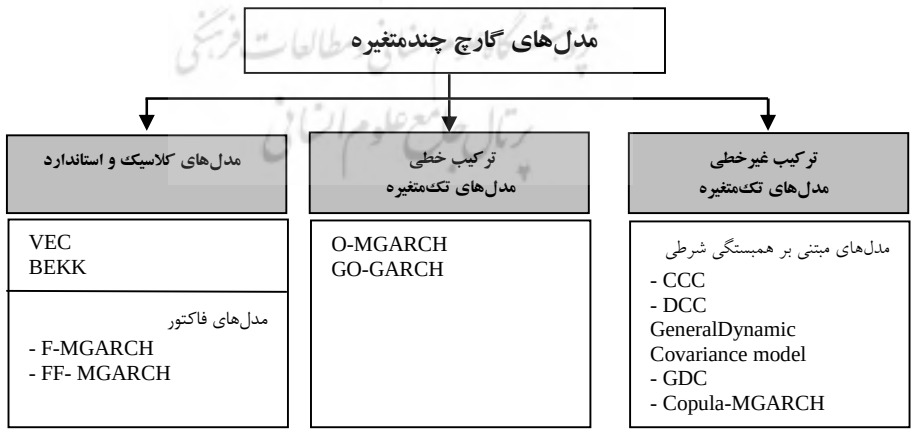
فیلیس و همکاران (Filis et, al., 2011)، کشورهای کانادا، مکزیک، برزیل را به عنوان صادرکننده و کشورهای ایالات متحده آمریکا، آلمان و هلند را به عنوان واردکننده در نظر گرفتند تا ارتباط میان بازارهای این کشورها و قیمت نفت را مورد بررسی قرار دهند. در این پژوهش از دو مدل چندمتغیره DCC و GJR-GARCH و داده‌های ماهانه از سال 1987 تا 2009 استفاده شد و نتایج

حاصل نشان‌دهنده سرایت نامتقارن بین کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت بود. همچنین این پژوهش نشان داد که شوک‌های بخش عرضه قیمت نفت، تأثیری بر ارتباط بین بازارهای این کشورها نمی‌گذارد. اما شوک‌های ناشی از تقاضا (یعنی تغییر چرخه‌های تجاری یا جنگ) تأثیر بیشتری بر کشورها نسبت به شوک‌های ناشی از عرضه (کاهش تولیدات اعضای OPEC) دارند. فیلیس همچنین با مطالعه همبستگی وقفه‌دار سری‌های زمانی این کشورها نشان داد که قیمت‌های نفت بدون توجه به منشأ ایجاد تلاطم، اثر منفی بر تمام بازارهای سهام اعمال می‌کنند و در دوره‌های بحران، بازار نفت جایگاه مطمئنی برای جلوگیری از ریسک بازار سهام نمی‌باشد.

3- روش تحقیق

در میان رویکردهای مختلف ارائه شده برای بررسی سرایت تلاطم، روش مدل‌سازی سری‌های زمانی و به خصوص خانواده مدل‌های GARCH بیشترین کاربرد را دارا می‌باشد. در این بخش با رویکرد در نظرگرفتن مجموعه‌ای از شاخص‌های سهام در قالب مدل‌های GARCH چندمتغیره بحث خواهیم کرد. با توجه به رویکرد این پژوهش، سه مدل اصلی GARCH چندمتغیره، معرفی و در تحلیل تجربی، بکارگرفته می‌شوند. به طور کلی در سال‌های اخیر مدل‌های GARCH چندمتغیره توسعه بسیاری پیدا کرده‌اند. شکل(1) انواع مدل‌های GARCH چندمتغیره که تاکنون ارائه شده‌اند را نشان می‌دهد.

شکل (1) : انواع مدل‌های گارچ چندمتغیره(Bauwens, et al., 2006)



در مدل‌های GARCH چندمتغیره، تعداد پارامترها با افزایش بعد مدل، به شدت افزایش می‌یابند و از سوی دیگر، لازم است تا ماتریس واریانس، مثبت معین باشد. برقراری این ویژگی‌ها توسط پارامترهای برآورد شده، چندان ساده نبوده و از مشکلات اصلی برآورد این مدل‌ها می باشد (Bauwens, et al., 2006). در ادامه به معرفی این مدل‌ها خواهیم پرداخت.

مدل‌های ترکیب خطی GARCH تک‌متغیره، همانطور که از اسم آنها پیداست، ترکیب‌های خطی از چندین مدل تک‌متغیره می‌باشند، که هر یک لزوماً یک مدل استاندارد GARCH نیستند. اما مدل‌های ترکیب غیرخطی GARCH تک‌متغیره به محقق این امکان را می‌دهند تا به صورت مجزا، از یک طرف هر یک از واریانس‌های شرطی را مشخص کرده و از طرف دیگر، ماتریس همبستگی‌های شرطی را مشخص کند. محاسبه این مدل‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای موجود امکان‌پذیر نبوده و نیازمند برنامه‌نویسی ویژه می‌باشد. اما در میان مدل‌های بالا، مدل‌های گارچ برداری(VEC)، BEKK و همچنین مدل گارچ عاملی F-GARCH در مدل‌سازی سری‌های زمانی مالی کاربرد به مراتب بیشتری دارند (Bauwens, et al., 2006). در ادامه، ساختار کلی سه مدل VEC، BEKK و CCC ارائه خواهد شد.

فرض کنید بردار r_t بردار بازده N دارایی مالی در دوره tام و I_{t-1} مجموعه اطلاعات جمع‌آوری شده تا زمان $t-1$ باشد. بنابراین می‌توان رابطه (2) را نوشت.

$$r_t = m_t(I_{t-1}) + e_t \qquad (2)$$

که در آن m_t بردار بازده مورد انتظار دوره tام با توجه به مجموعه اطلاعات گذشته بوده که می‌تواند یک مدل VAR به صورت رابطه (3) باشد.

$$m_t = A_0 + \sum_{i=1}^{p} A_i r_{t-i} \qquad (3)$$

بردار e_t نیز نشان‌دهنده پسماندها در دوره tام بوده که به صورت رابطه (4) قابل تعریف است.

$$e_t = H_t^{\frac{1}{2}}(I_{t-1}) z_t \qquad (4)$$

که $H_t^{\frac{1}{2}}(I_{t-1})$ یک ماتریس مثبت معین $N \times N$ و z_t بردار تصادفی به صورت $N \times 1$ بوده و دارای گشتاورهای اول و دوم به صورت زیر می‌باشد:

$$E(z_t) = \mathbf{0}$$
$$Var(z_t) = \mathbf{I}_N$$

که در آن I_N ماتریس یکه با بعد N بوده و به راحتی می‌توان نشان داد که ماتریس واریانس شرطی r_t برابر H_t می‌باشد.

یک معادله عمومی برای H_t که توسط بالرسلو (Bollereslev, 1998) پیشنهاد شد، مدل ساده VEC(1,1) است که به صورت رابطه (5) تعریف می‌شود.

$$h_t = c + Ah_{t-1} + Gh_{t-1} \qquad (5)$$

که در آن :

$$h_t = vech(H_t)$$
$$h_t = vech(e_t e_t')$$

عملگر $vech$ روی یک ماتریس مربع تعریف شده و مقادیر روی قطر اصلی و زیر قطر اصلی را به صورت بردار می‌دهد. همچنین تعداد پارامترهای این مدل برابر با $N(N+1)(N(N+1)+1)/2$ می‌باشد. به عنوان مثال، به ازای $N = 3$ باید 78 پارامتر تخمین زده شود. لذا این مدل در موارد دو متغیره کاربرد دارد. برای حل این مشکل معمولاً محدودیت‌هایی روی پارامترهای مدل اعمال می‌گردد. بالرسلو (Bollereslev, 1998)، مدل قطری VEC را پیشنهاد کرد که در آن ماتریس‌های A و G قطری فرض‌شده و عناصر h_{ijt} صرفاً وابسته به وقفه‌های خود و مقادیر یک دوره گذشته $e_{it}e_{jt}$ می‌باشند. این محدودیت، تعداد پارامترها را به $N(N+5)/2$ کاهش می‌دهد. اما همچنان در مدل‌های با بعد زیاد، تخمین مدل مشکل خواهد بود. با توجه به اینکه در یک مدل VEC تضمین مثبت معین بودن H_t بدون اعمال محدودیت‌های قوی مشکل است، انگل و همکاران (1995) مدل BEKK را پیشنهاد کردند. یک مدل BEKK(1,1,K) بصورت رابطه (6) تعریف می‌گردد.

$$H_t = C^{*'}C^* + \sum_{k=1}^{K} A_k^{*'} e'_{t-1} e_{t-1} A_k^* + \sum_{k=1}^{K} G_k^{*'} H_{t-1} G_k^* \qquad (6)$$

در شکل ساده‌تر، یک مدل BEKK(1,1) بصورت رابطه (7) تعریف می‌شود.

$$H_t = C^{*'}C^* + A^{*'} e'_{t-1} e_{t-1} A^* + G^{*'} H_{t-1} G^* \qquad (7)$$

که در آن A^* و G^* و C^* ماتریس‌های $N \times N$ و C^* یک ماتریس بالامثلثی می‌باشد. اثر سرریز تلاطم به وسیلهٔ مقادیر غیرقطری ماتریس‌های ضرایب A^* و G^* مشخص می‌شوند. مقادیر قطری ماتریس A^* بیانگر میزان انتقال شوک‌ها و مقادیر قطری ماتریس G^* نشان‌دهندهٔ پایداری در تلاطم‌های شرطی می‌باشند.

با توجه به توضیحات ارائه شده، شکل کامل و گسترده شده مرتبهٔ 3 مدل، بصورت رابطه (8) خواهد بود.

$$\begin{bmatrix} r_{1,t} \\ r_{2,t} \\ r_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f_{0,1} \\ f_{0,2} \\ f_{0,3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} f_{1,11} & f_{1,12} & f_{1,13} \\ f_{1,21} & f_{1,22} & f_{1,23} \\ f_{1,31} & f_{1,32} & f_{1,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{1,t-1} \\ r_{2,t-1} \\ r_{3,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} f_{2,11} & f_{2,12} & f_{2,13} \\ f_{2,21} & f_{2,22} & f_{2,23} \\ f_{2,31} & f_{2,32} & f_{2,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{1,t-2} \\ r_{2,t-2} \\ r_{3,t-2} \end{bmatrix} + \ldots + \begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \\ e_{3,t} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \\ e_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{31,t} & h_{33,t} \end{bmatrix}^{1/2} \begin{bmatrix} z_{1,t} \\ z_{2,t} \\ z_{3,t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

که در آن بردار $r_{i,t}$ نشان‌دهنده بازده شاخص iام در زمان t، f_{ij}ها پارامترهای میانگین شرطی مدل، بردار e_t بردار پسماندها و عناصر بردار z_t نوفه سفید هستند. همچنین، ماتریس واریانس-کواریانس شرطی مدل مطابق یک مدل BEKK(1,1) بصورت رابطه (9) تعریف شده است.

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{31,t} & h_{33,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ 0 & c_{22} & c_{23} \\ 0 & 0 & c_{33} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ 0 & c_{22} & c_{23} \\ 0 & 0 & c_{33} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{31} & a_{33} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} e_{1,t-1} \\ e_{2,t-1} \\ e_{3,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1,t-1} \\ e_{2,t-1} \\ e_{3,t-1} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{31} & a_{33} \end{bmatrix}$$
$$+ \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} \\ g_{31} & g_{31} & g_{33} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} & h_{13,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} & h_{23,t-1} \\ h_{31,t-1} & h_{31,t-1} & h_{33,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} \\ g_{31} & g_{31} & g_{33} \end{bmatrix} \quad (9)$$

که در آن ماتریس C مقادیر ثابت، A ماتریس ضرایب ARCH و G ماتریس ضرایب GARCH می‌باشد.لازم به ذکر است مدل‌های BEKK، شکل خاصی از مدل‌های VEC هستند. ولیکن پارامترهای مدل BEKK برخلاف مدل VEC، مستقیماً تأثیر وقفه‌ها را روی عناصر H_t نشان نمی‌دهند. با این وجود، اعمال محدودیت‌های مختلف روی مدل‌های BEKK، معمولاً تعداد زیاد پارامترها همچنان یک مشکل اساسی می‌باشد. لذا این مدل‌ها در مواردی با بعد بیش از 3 یا 4 متغیر (سری)، بکار نمی‌روند.

مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC) توسط بالرسلو (Bollereslev, 1990) ارائه شد که در آن ماتریس همبستگی شرطی به شکل رابطه (10) تعریف می‌شود.

$$R=\begin{bmatrix} 1 & \dots & r_{1N} \\ \dots & \dots & \dots \\ r_{N1} & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (10)$$

که در آن، ماتریس r_{ij}، ضریب همبستگی بین متغیرهای i و j می‌باشد. با این شرایط ماتریس واریانس شرطی H_t، در قالب رابطه (11) بیان می‌شود.

$$H_t = diag(\sqrt{h_{11,t}},\dots,\sqrt{h_{NN,t}})[R]diag(\sqrt{h_{11,t}},\dots,\sqrt{h_{NN,t}}) \quad (11)$$

در حالت دو متغیره(N=2) و$p=q=1$ ، حالت گسترده ماتریس H_t به شکل رابطه (12) است.

$$H_t=\begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} 1 & r_{12} \\ r_{21} & 1 \end{bmatrix}\begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22t}} \end{bmatrix} \quad (12)$$

که در آن، واریانس‌های $h_{11,t}$ و $h_{22,t}$ در واقع همان فرآیند GARCH با $p=q=1$ می‌باشند. در این مشخص نمایی ماتریس H_t، با در نظرگرفتن محدویت‌های خاص بر روی پارامترها، مثبت معین بودنش تضمین می‌شود.

4- تحلیل تجربی (یافته‌های پژوهش)

4-1- معرفی شاخص‌های مورد مطالعه

در تحقیق جاری، از داده‌های روزانه در قالب سه شاخص قیمت بورس اوراق بهادار ایران (تهران)، امارات (دبی) و شاخص قیمت روزانه نفت در مدل‌سازی‌ها، برآوردها و آزمون‌ها استفاده می‌شود. بازه زمانی مورد تحقیق نیز برای داده‌های روزانه از دسامبر 2006 الی ژوئن 2010 در نظر گرفته شده است. در شاخص کل بورس تهران تمامی سهام پذیرفته شده، گنجانده شده و به هر شرکت به اندازه نسبت تعداد سهامی که دارد، وزن داده شده است. نحوه محاسبه این شاخص به صورت رابطه(13) است:

$$TEPIX=\frac{\sum_{i=1}^{n} P_{it}Q_{it}}{\sum_{i=1}^{n} P_iQ_i}\times 100 \quad (13)$$

در این رابطه، P_{it} قیمت سهام شرکت i ام در زمان t و Q_{it}، تعداد سهام شرکت i ام در زمان t است. همچنین، P_i و Q_i به‌ترتیب نشان دهنده قیمت و تعداد سهام شرکت i ام در اولین دوره پذیرش در بورس می‌باشد. همچنین شاخص DFM به عنوان شاخص کل بورس دبی در نظر گرفته شده است. نحوه محاسبه شاخص کل بورس دبی نیز همانند بورس تهران می‌باشد و به همین دلیل امکان گنجاندن این دو شاخص در یک مدل اقتصادسنجی وجود دارد. در مورد قیمت نفت نیز از شاخص جهانی

قیمت نفت خام به دلار در دوره زمانی مورد مطالعه استفاده شده است. لازم به ذکر است بازده شاخص‌های اشاره شده در مدل‌سازی و بررسی سرایت بکار رفته است. به دلیل تفاوت در روزهای کاری میان بازار سهام تهران و بازارهای بین‌المللی، داده‌ها به گونه‌ای تطبیق داده شده‌اند تا بیشترین همپوشانی میان روزهای هفته حاصل گردد.

بررسی روند شاخص‌های قیمت منتخب در دورهٔ مورد مطالعه نشان می‌دهد که بازار سهام دبی و بازار جهانی نفت پرتلاطم هستند. این درحالی است که بازار سهام تهران بسیار کم‌تلاطم می‌باشد. منطقی است که انتقال تلاطم از بازارهای متلاطم‌تر به سمت بازارهای با تلاطم کمتر صورت گیرد. بنابراین انتظار داریم که انتقال تلاطم به سمت بازار سهام تهران باشد. اما برای بررسی دقیق انتقال تلاطم میان سه بازار یاد شده، لازم است که از مدل‌های GARCH چندمتغیره که در بخش (3) به تفصیل معرفی گردید، استفاده شود.

4-2- ویژگی های آماری داده‌ها

در داده‌های شاخص قیمت دریافت شده از سایت بورس اوراق بهادار تهران دو مشکل وجود دارد. اول، مشکل تاریخ‌های یکسان در یک سری زمانی و دوم، مشکل عدم تطابق روزانه سری زمانی تاریخ‌ها برای شاخص‌های مورد بررسی در این پژوهش. برای حل مشکل اول، با استفاده از نرم‌افزار اکسس روزهای تکراری از داده‌ها حذف و برای حل مشکل دوم، داده‌های تاریخ‌هایی که در یکی از این سه شاخص موجود نبود، حذف گردیده یا برای روزهای تعطیل، تکرار گردید. سپس داده‌ها مطابق یک تاریخ یکسان مرتب شدند. قبل از مدل‌سازی بازده باید ویژگی‌های آماری توزیع آن را بررسی کرد. بدین منظور ویژگی‌های آماری توزیع بازده شاخص‌های مورد بررسی در جدول شماره (1) آورده شده است.

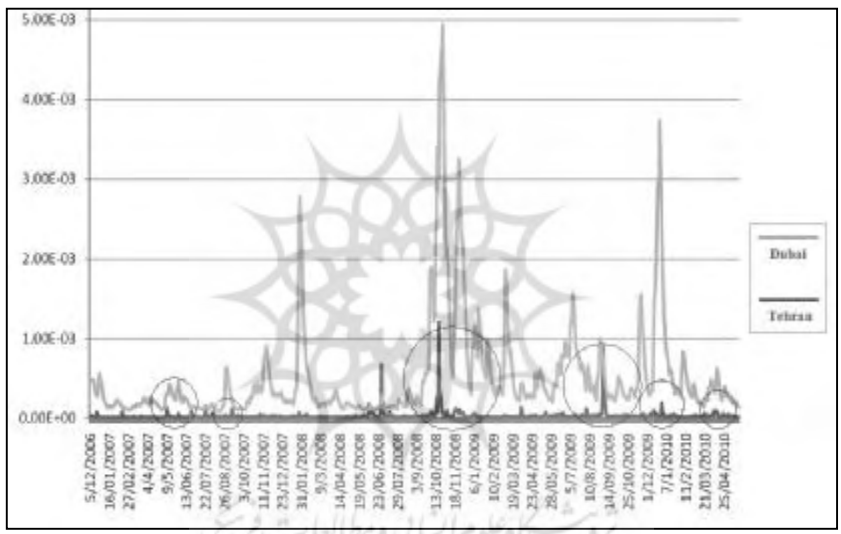
جدول(1): ویژگی‌های آماری توزیع بازده شاخص‌ها

	شاخص	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
بازده روزانه	بورس ایران (تهران)	0.000424	0.005658	0.553995	28.55958
	بورس امارات (دبی)	-0.001037	0.022017	-0.011712	6.679280
	قیمت نفت	0.000583	0.012544	-0.136782	6.067216

میانگین بازدهی روزانه شاخص کل بورس تهران در دوره مورد مطالعه برابر 0.000424 و انحراف معیار آن 0.005658 بوده است. این توزیع دارای چولگی 0.55395 است که به معنای چولگی

به راست است. همچنین کشیدگی آن 28.55958 است که بسیار بیشتر از کشیدگی تابع چگالی نرمال است. لذا منحنی آن دارای دنباله پهن و قله بلند می‌باشد. آزمون نرمال بودن توزیع بازده‌ها نشان می‌دهد که توزیع آنها نرمال نیست. آماره جارک-برا که برای آزمون نرمال بودن مورد استفاده قرار می‌گیرد نیز گویای همین مطلب است. آماره جارک-برا برای بازده لگاریتمی شاخص‌های مورد بررسی بورس تهران برابر با 23235، بورس دبی برابر با 480 و برای بازده لگاریتمی قیمت نفت برابر با 395 می‌باشد. حرکت‌های هم‌جهت میان واریانس‌های شرطی شاخص بازارهای سهام در شکل (2) توسط دایره‌هایی مشخص گردیده است.

شکل(2) : واریانس‌های شرطی برای شاخص‌های سهام تهران و دبی



در دوره مورد مطالعه در این پژوهش، حرکت‌های هم‌جهت بین بازدهی بازارهای سهام تهران و دبی به طور مشهودی یافت نشد. اما در مورد اثرات سرریز تلاطم میان این دو بازار سهام، حرکت‌های هم‌جهت بین واریانس‌های شرطی شاخص‌های بازار سهام یاد شده، مشاهده گردید. همچنین شکل (2) به ما نشان می‌دهد که بازار سهام دبی پرتلاطم و بازار سهام تهران کم‌تلاطم می‌باشد.

3-4- تخمین مدل‌ها و تحلیل نتایج

در این پژوهش با رویکرد در نظر گرفتن سه شاخص سهام و با استفاده از سه مدل مطرح GARCH چندمتغیره یعنی VEC، BEKK و CCC، به بررسی اثر سرایت تلاطم‌ها بین شاخص‌های سهام تهران، دبی و شاخص قیمت جهانی نفت خام پرداخته خواهد شد.

برای تخمین مدل‌های VEC و BEKK از برنامه‌نویسی در محیط نرم‌افزار Eviews، استفاده شده است. در این راستا، ابتدا کلیه پارامترهایی که باید برآورد شوند، تعریف شده‌اند. این پارامترها شامل کلیه مؤلفه‌های ماتریس‌های A^*، G^*، C^* می‌باشد. در مرحله بعد، برای هرکدام از سری‌های زمانی، یک مدل GARCH(1,1) تک‌متغیره برآورد شده است. از این مدل برآورد شده، برای تعریف مقادیر اولیه مؤلفه‌های قطری ماتریس‌های A^*، G^*، C^* وتعریف پسماندهای سری‌های زمانی (e_{1t}, e_{2t}, e_{3t}) استفاده می‌شود. همچنین در تعریف واریانس‌ها و کوواریانس‌های مربوطه، از توابع نرم‌افزار Eviews، یعنی var@ و cov@ استفاده و برای برآورد این دو مدل، روش حداکثر راستنمایی به کارگرفته شده است. برای این منظور، می‌بایست در نرم‌افزار، معادلات مربوط به واریانس‌ها و کوواریانس‌های شرطی در معادلات مربوط به حداکثر راستنمایی اضافه می‌گردید.

برای تخمین مدل CCC، از برنامه‌نویسی در نرم‌افزار Matlab استفاده شد. به کمک این نرم‌افزار، مقادیر اولیه با استفاده از مدل GARCH(1,1) به دست آمد. اما بهینه‌سازی تابع بر خلاف مدل‌های VEC و BEKK به وسیله الگوریتم BHHH صورت نمی‌گیرد. نتایج هر یک از مدل‌های اجرا شده در قالب جداول (2) الی (4) ارائه شده است. لازم به ذکر است به دلیل طولانی بودن جداول نتایج از آوردن ضرایبی که معنادار نبودند خودداری شده و صرفاً ضرایب معنادار که می‌بایست پایه‌های تفسیر مدل قرار گیرند، آورده شده است. هر یک از ضرایب ARCH و GARCH برآورده شده نشان‌دهنده سرایت تلاطم از یک شاخص به شاخص دیگر هستند که ساخت کار تفسیر آن به صورت زیر می‌باشد: عبارت ARCH(p,q) که به معنای اثر ARCH شاخص q بر p تفسیر گردیده و نشان‌دهنده اخبار ناشی از تلاطم دوره‌های قبل بوده و بر اساس مربع پسماندها اندازه‌گیری می‌شود. این پسماند، از مدل‌های پیش‌بینی بازده حاصل می‌شود. عبارت GARCH(p,q) که پیش‌بینی اخیر واریانس است، نشان‌دهنده تلاطم دوره‌های قبل بوده و به وسیله واریانس گذشته اندازه‌گیری می‌شود. در تفسیر سرایت تلاطم بین هر سه شاخص مورد بررسی، هر دو عبارت ARCH و GARCH مورد بررسی قرار گرفته و می‌توانند حاکی از سرایت بین شاخص‌ها باشند. اثر سرریز تلاطم به وسیلهٔ مقادیر غیرقطری ماتریس‌های ضرایب ARCH و GARCH مشخص می‌شوند. مقادیر غیرقطری ماتریس ARCH

بیانگر میزان سرایت تلاطم‌ها و مقادیر غیر قطری ماتریس GARCH نشان‌دهندهٔ پایداری در تلاطم‌های شرطی میان بازارها (شاخص‌ها) هستند.

نتایج هر یک از مدل‌های فوق در ادامه آورده شده است.

مدل VEC سه‌متغیره بعد از 74 بار تکرار همگرا شده و مقدار لگاریتم تابع راستنمایی آن که با استفاده از روش BHHH ماکزیمم گردیده است، برابر با 5374.159 گزارش می‌شود. طبق جدول(2)، ظرایب ARCH(1,1)، ARCH(2,2)، ARCH(3,3)، GARCH(1,1)، GARCH(2,2) و GARCH(3,3) در سطح معناداری، یک درصد معنادار هستند. این نشان‌دهنده سرایت تلاطم درون هر یک از سه شاخص فوق می‌باشد. ضرایب ARCH(1,2) و GARCH(1,2) نیز معنادار می‌باشند. این ضرایب حاکی از سرایت تلاطم از بازار امارات (دبی) به بازار ایران (تهران) هستند. ولیکن، این اثر به صورت معکوس از تهران به دبی مشاهده نگردید. ضرایب ARCH(2,3) و GARCH(2,3) که نشان‌دهنده سرایت تلاطم از شاخص قیمت نفت به بازار دبی می‌باشند نیز معنادار بودند. اما در مورد سرایت تلاطم از شاخص قیمت جهانی نفت به بازار تهران، صرفاً ضریب GARCH(1,3) در سطح معناداری یک درصد معنادار بود. هیچ یک از تلاطم‌های مشاهده شده به صورت معکوس معنادار نبودند.

جدول(2) : نتایج حاصل از تخمین مدل VEC

ضرایب مدل	مقدار ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	Pr(>|t|)
ARCH(1,1)	0.431889	0.020742	11.95345	0.0000
ARCH(1,2)	0.058570	0.006204	7.357752	0.0000
ARCH(2,2)	0.319434	0.027081	11.82671	0.0000
ARCH(2,3)	0.12271	0.035556	5.95177	0.0000
ARCH(3,3)	0.211675	0.016113	7.620477	0.0000
GARCH(1,1)	0.2417	0.035486	7.96535	0.0000
GARCH(1,2)	0.04826	0.016103	4.45823	0.0005
GARCH(2,2)	0.685137	0.023015	20.67292	0.0000
GARCH(1,3)	0.024274	0.014233	4.599039	0.0001
GARCH(2,3)	0.052472	0.026745	6.437484	0.0002
GARCH(3,3)	0.871372	0.004764	107.2286	0.0000

مدل BEKK نیز بعد از 51 بار تکرار همگرا شده و مقدار لگاریتم تابع راستنمایی آن که با استفاده از روش BHHH ماکزیمم گردیده است، برابر با 4164.27 گزارش می‌شود. طبق جدول(3)،

ظرایب(1,1)ARCH، (2,2)ARCH، (3,3)ARCH، (1,1)GARCH، (2,2)GARCH و (3,3)GARCH در این مدل معنادار هستند که نشان‌دهنده میزان انتقال شوک‌ها و پایداری در تلاطم‌های شرطی درون هر یک از سه شاخص فوق می‌باشد. ضرایب (1,2)ARCH و (1,2)GARCH که نشان‌دهنده سرایت تلاطم از بازار امارات (دبی) به بازار ایران(تهران) هستند، معنادار بود اما این اثر به صورت معکوس از تهران به دبی در این مدل نیز مانند مدل VECمشاهده نگردید. ضرایب(2,3)ARCH و (2,3)GARCH که نشان‌دهنده سرایت تلاطم از بازار جهانی و شاخص قیمت نفت به بازار دبی می‌باشند نیز معنادار بودند. اما در مورد سرایت تلاطم از شاخص قیمت جهانی نفت به بازار تهران با استفاده از مدل BEKK، این اثر مشاهده نگردید.

جدول(3) : نتایج حاصل از تخمین مدل BEKK

ضرایب مدل	مقدار ضریب	انحراف استاندارد	آمارهt	Pr(>|t|)
ARCH(1,1)	0.199604	0.02926	6.821726	0.0000
ARCH(1,2)	0.364757	0.050943	7.16008	0.0000
ARCH(2,2)	0.166342	0.014203	11.71154	0.0000
ARCH(2,3)	0.074608	0.006117	12.19665	0.0000
ARCH(3,3)	0.105814	0.029973	3.53034	0.0004
GARCH(1,1)	0.030194	0.004573	6.603239	0.0000
GARCH(1,2)	0.186737	0.028576	6.534785	0.0000
GARCH(2,2)	0.667125	0.07368	9.054308	0.0000
GARCH(2,3)	0.27357	0.212727	5.98686	0.0000
GARCH(3,3)	0.257336	0.049042	5.24728	0.0000

●مدل CCC نیز بعد از 116 بار تکرار همگرا شده و مقدار لگاریتم تابع راستنمایی آن برابر با 2016.03 گزارش می‌شود. طبق جدول(4)، ضرایب(1,1)ARCH، (2,2)ARCH، (3,3)ARCH، (1,1)GARCH، (2,2)GARCH و (3,3)GARCH در این مدل نیز معنادار هستند که نشان-دهنده میزان انتقال شوک‌ها و پایداری در تلاطم‌های شرطی درون هر یک از سه شاخص فوق می-باشد. ضرایب (1,2)ARCH و (1,2)GARCH که نشان‌دهنده سرایت تلاطم از بازار امارات (دبی) به بازار ایران(تهران) می‌باشند، معنادار بودند. اما این اثر به صورت معکوس از تهران به دبی مشاهده نگردید. ضرایب(2,3)ARCH و (2,3)GARCH که نشان‌دهنده سرایت تلاطم از شاخص قیمت نفت به بازار دبی می‌باشند نیز معنادار بود. همچنین (1,3)ARCH و (1,3)GARCH که نشان‌دهنده سرایت تلاطم از بازار جهانی نفت به شاخص قیمت بورس تهران می‌باشند نیز معنادار بودند.

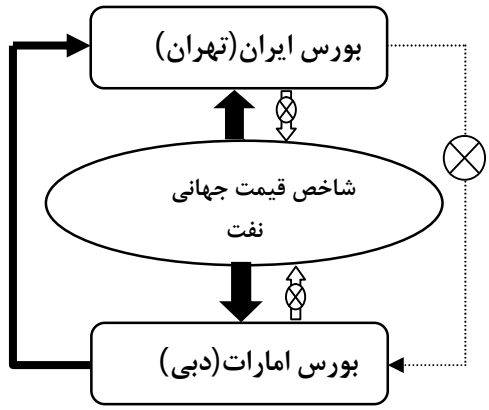
جدول(4) : نتایج حاصل از تخمین مدل CCC

ضرایب مدل	مقدار ضریب	انحراف استاندارد	آمارهt	Pr(>|t|)
ARCH(1,1)	0.522798	0.030853	16.94475	0.0000
ARCH(1,2)	0.069489	0.008314	8.357752	0.0000
ARCH(1,3)	0.002531	0.001706	2.083901	0.0004
ARCH(2,2)	0.16586	0.023577	7.03483	0.0000
ARCH(2,3)	0.500167	0.110948	4.508136	0.0000
ARCH(3,3)	0.862233	0.202213	14.15454	0.0000
GARCH(1,1)	0.445454	0.068002	6.550634	0.0000
GARCH(1,2)	0.3494	0.0366	9.5555	0.0000
GARCH(2,2)	0.0376	0.0273	3.3785	0.0000
GARCH(1,3)	0.357284	0.032579	1096655	0.0000
GARCH(2,3)	0.083797	0.017668	7.02291	0.0000
GARCH(3,3)	0.228557	0.037445	6.103791	0.0000

5- نتیجه‌گیری

شاخص قیمت جهانی نفت از مهم‌ترین شاخص‌های تأثیرگذار بر عوامل اقتصادی و سیاسی در کشورهای مختلف به ویژه کشورهای صادرکننده نفت می‌باشد. قیمت جهانی نفت به عنوان یک متغیر برونزای قدرتمند، بسیاری از متغیرهای اقتصادی از جمله شاخص قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تبیین رابطه سرایت تلاطم بین قیمت جهانی نفت و شاخص سهام تهران و دبی که دارای حجم مبادلات تجاری بالایی هستند، می‌تواند راهنمای مناسبی برای سیاست‌گذاران در جهت‌گیری‌های سیاست‌های پولی و ارزی باشد. شکل(3) در قالب یک مدل مفهومی رابطه سرایت بین شاخص‌های مورد بررسی را نشان می‌دهد. فلش‌های سیاه رنگ سرایت بین شاخص‌ها را نشان می‌دهد و نماد × نشان‌دهنده این است که در جهت مورد بررسی رابطه‌ای مبتنی بر سرایت مشاهده نشده است.

شکل (3): مدل مفهومی سرایت تلاطم بین شاخص‌های مورد مطالعه



در تبیین تئوریک روابط مبتنی بر سرایت که در شکل(3) نمایش داده شده است، می‌توان به موارد زیر اشاره نمود. افزایش یکپارچگی بازارهای مالی و همچنین نرخ جریان اطلاعات، توضیح مناسبی در درک تأثیرات سرریز تلاطم از بازار جهانی نفت به بازار دبی می‌باشد. سرریزهای تلاطم می‌توانند منجر به احاطه‌شدن بازارهای متقاطع و تغییرات در اطلاعات معمول شده و می‌تواند به طور همزمان انتظارات را در سرتاسر بازارها تحت تأثیر قرار دهد. با توجه به ساختار متشکل بورس تهران، این واقعیت که نوسان قیمت نفت در بازارهای جهانی بازار سرمایه کشور را تحت تأثیر قرار دهد، دور از انتظار نمی‌باشد؛ چراکه بیش از 50 درصد از بورس کشورمان متشکل از شرکت‌های نفتی و فلزی است. افزایش قیمت نفت و به دنبال آن تأثیر بر بازار فلزات، حاشیه سود بیش از 50 درصد بازار بورس ایران را تحت الشعاع قرار می‌دهد. البته، این تأثیر با فاصله زمانی و عموماً غیرمستقیم ظاهر شده است. با توجه به افزایش قیمت جهانی نفت و روند صعودی آن در دوره‌های زمانی اخیر، می‌توان انتظار روند صعودی بورس تهران را نیز داشت. البته لازم به ذکر است صرفاً این موضوع نمی‌تواند تنها دلیل روند افزایشی یا کاهشی باشد و قطعاً عوامل دیگری نیز در این روند نقش دارند. در تبیین سرایت تلاطم از شاخص بورس دبی به تهران با توجه به حجم بالای مبادلات تجاری ایران و امارات که رقمی بیش از 15 میلیارد دلار می‌باشد و همچنین با توجه به اینکه بیش از 35 درصد واردات ایران از امارات صورت می‌پذیرد، سرایت تلاطم از بازار سهام دبی به تهران منطقی به نظر می‌رسد.

منابع و مأخذ:

1. جعفر عبدی، اکبر و غلامرضا کشاورز حداد. "بررسی ارتباط میان بازارهای سهام تهران و دبی"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف، تیرماه 1389.

2. Aloui, C., R. Jammazi (2009), "The effects of crude oil shocks on stock market shifts behavior: A Regime Switching Approach", Energy Economics, No.31, pp.789-799.
3. Arouri, M., D.K. Nguyen (2010), "Oil prices, Stock Markets and Portfolio Investment: Evidence from sector analysis in Europe over the last decade", Energy Policy, No.38, pp.4528-4539.
4. Bauwens L., Laurent S., V. K. Rombouts J., (2006), "Multivariate GARCH Models: a survey", Journal of Applied Econometrics, No.29, pp.79-109.
5. Bollerslev T, Engle RF, Wooldridge JM. (1988). "A capital asset pricing model with time varying covariance's"., Journal of Political Economy, Vol.96, No.1, pp.116–131.
6. Bollerslev, T. (1990). "Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A Multivariate generalized ARCH approach"., Review of Economics and Statistics, Vol. 72, pp.498–505.
8. Boudoukh J., Richardson M., Whitelaw R. (1994). "A Tale of Three Schools: Insights on Autocorrelations of Short-Horizon Stock Returns"., the Review of financial studies, Vol. 7, No. 3, pp.539-573.
9. Conrad J., Gultekin M., Kaul G. (1991). "Asymmetric Predictability of Conditional Variances", the Review of financial studies, Vol. 4, No. 4, pp. 597-622.
10. Fargher N., Weigand R. (1998). "Changes in the stock price reaction of small firms to common information", The Journal of Financial Research, Vol.21, No.1, pp.105 -121.
11. Filis, George, Degiannakis, Stavros and Floros, Christos (2011), "Dynamic Correlation between Stock Market and oil Prices: The Case of oil-importing and oil-exporting countries". International Review of Financial Analysis, No.20, pp.152-164.
12. Glick, R. And A. Rose, (1999), "Contagion and trade: why are currency crises regional?" Journal of International Money and Finance, 18, pp.603-617.
13. Harris R. (2005). "Return and Volatility Spillovers between Large and Small Stocks in the UK", Journal of Business Finance & Accounting, Vol.33, No.9-10, pp.1556-1571.
14. Hassan, S. A., & Malik, F. (2007). "Multivariate GARCH modeling of sector volatility transmission". Quarterly Review of Economics and Finance, 47, pp.470−480
15. Lee, K., & Ni, S. (2002). "On the dynamic effects of oil price shocks: A study using industry level data". Journal of Monetary Economics, Vol.49, pp.823-852.

16. Lo A. W., MacKinlay A. C. (1990). “When are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction?” The Review of financial studies, Vol.3, No.2, pp.175-205.
17. McQueen G., Pinegar M., Thorley S., (1996), “Delayed Reaction to Good News and the Cross-Autocorrelation of Portfolio Returns”, the journal of finance, Vol. 51, No.3, pp.889-895.
18. Malik, F., & Hammoudeh, S. (2007). “Shock and volatility transmission in the oil, US and Gulf equity markets”. International Review of Economics and Finance, Vol.16, pp.357-368.
19. Milunovich G. (2003), “Modelling dependence structure in size-sorted portfolios: A structural multivariate GARCH model”, Econometric Society 2004 , Australasian Meeting, No. 55.
20. Moon, G., W. Yu, (2009), “Volatility Spillovers between the U.S. and the China Stock Market: Structural Break Test with Symmetric and Asymmetric GARCH Approach,” Department of Business Administration, Kyonggi University.
21. Wei, Y., Y. Wang and D. Huang (2010), “Forecasting Crude Oil Market Volatility: Further Evidence using GARCH-Class Models”, Energy Economics, Vol.32, No.6, pp.1477-1484.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی