تحقیقات اقتصادی / دورهٔ ۴۹، شمارهٔ ۳، پاییز ۱۳۹۳ / ص ۵۷۴- ۵۵۵

تحلیل سرایت نوسان‌های قیمت جهانی نفت به بازار سهام (مورد مطالعه: منتخبی از کشورهای عضو اوپک)

سعید صمدی[۱]، علی خرمی‌پور[۲]، انسیه مصدقی[۳*]، سیده اکرم میرمهدی[۴]

۱. دانشیار رشتهٔ اقتصاد، دانشگاه اصفهان، samadi_sa@yahoo.com

۲. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه اصفهان a.khorramipoor@yahoo.com

۳. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه اصفهان e.mosaddeghi@yahoo.com

۴. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه اصفهان a.mirmahdi@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۲/۲۹ تاریخ پذیرش: ۹۳/۰۷/۰۸

چکیده

اقتصاد کشورهای صادرکنندهٔ نفت تا حد زیادی به درآمد نفت وابسته است و تحولات نفتی می‌تواند یکی از عوامل مهم اثرگذار بر بخش‌های مختلف اقتصادی به‌ویژه بازار سهام محسوب شود. این مقاله ارتباط بازدهی و سرایت نوسان‌ها بین بازارهای نفت و سهام را در منتخبی از کشورهای عضو اوپک (OPEC) با استفاده از یک مدل گارچ چندمتغیره (Full-VECH) و داده‌های روزانه در بازه زمانی می ۲۰۱۰ تا ژانویه ۲۰۱۳، بررسی کرده است. در این مطالعه، ابتدا آثار بازده بازار نفت بر بازار سهام این کشورها ارزیابی شده و با استفاده از مدل گارچ‌برداری تأثیر نوسان‌های بازارهای سهام و نفت در هریک از این کشورها بررسی شده است. بر اساس نتایج پژوهش، سرایت شایان توجه بازدهی و نوسان‌های قیمت جهانی نفت به بازارهای سهام کشورهای عضو اوپک وجود دارد. بورس اوراق بهادار تهران کمترین تأثیرپذیری و بورس کشور کویت بیشترین تأثیرپذیری را در مقابل شوک‌های نفتی و نوسانات بازار جهانی نفت دارد. نتایج بیانگر آن است که بازدهی بازار نفت با یک وقفه تأثیر مثبت و معناداری بر بازدهی بازار سهام همهٔ کشورها به جز ایران دارد.

طبقه‌بندی JEL: G15,G11,P34

واژه‌های کلیدی: انتقال نوسانات اوپک، قیمت سهام، گارچ چند متغیره، مدل Full-VECH

---

* نویسندهٔ مسئول، تلفن: ۰۹۳۷۰۲۶۳۹۷۵

مقدمه

تحولات نفتی، در اقتصادهایی که تا حد بالایی به درآمد نفت و ارز حاصل از آن متکی هستند، می‌تواند یکی از عوامل مهم اثرگذار بر بخش‌های مختلف اقتصاد از جمله بازار سهام به شمار رود. با توجه به تأثیر گستردهٔ نوسان‌های قیمت نفت بر بخش‌های مختلف اقتصادی کشورهای صادرکنندهٔ نفت، ارزیابی کارایی سیاست‌های اقتصادی کاهندهٔ آثار منفی نوسان‌های قیمت نفت بر بازار سهام و تحلیل رفتار سرمایه‌گذاران، که بر وجود اثرگذاری تغییرات قیمت نفت بر بازدهی سهام آگاهی دارند، نیازمند شناخت دقیق نحوهٔ اثرگذاری نوسان‌های قیمت نفت بر بازار سهام است. یکی از دغدغه‌های مهم سیاست‌گذاران و اقتصاددانان کشورهای نفت‌خیز در دهه‌های اخیر بررسی تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر اقتصاد کشورهای صادرکنندهٔ نفت بوده است. در گزارش سال ۲۰۰۰ صندوق بین‌المللی پول آمده است: «انتظار می‌رود که افزایش ۵ دلاری در قیمت هر بشکه نفت خام، خالص تراز تجاری کشورهای عضو OPEC را حدود ۶۴ میلیون دلار (۷ درصد از GDP) بالا ببرد.» (کشاورز حداد و معنوی، ۱۳۸۷).

در کشورهای صادرکنندهٔ نفت عضو اوپک، به دلیل اینکه دولت‌ها مالکیت منابع نفتی را در اختیار دارند، این ویژگی باعث می‌شود که تحولات بازار نفت سیاست مالی، بودجه‌ای و پولی این کشورها را تحت تأثیر قرار دهد. این امر در مرحلهٔ بعدی واکنش بخش‌های غیر دولتی را نیز به همراه خواهد داشت؛ برای مثال هنگام افزایش حجم نقدینگی و کاهش قدرت خرید پول، این انگیزه در میان سرمایه‌گذاران مالی ایجاد می‌شود که در سبد دارایی‌های خود (شامل ارز، سهام، مسکن و ...) بازنگری کنند تا قادر به حفظ ارزش دارایی خود باشند؛ به عبارت دیگر، تمایل آنان به نگهداری پول نقد کم می‌شود و بنابراین سرمایه‌های بیشتری به سمت بازارهای دارایی جریان می‌یابند.

بازار سهام به دلیل توانایی تبدیل سریع پول نقد سرمایه‌گذاران مالی به اوراق بهادار در مدت زمانی کوتاه حساسیت و تأثیرپذیری بالایی خواهد داشت؛ بنابراین دور از ذهن نیست که تکانه‌های نفتی به واسطهٔ انتقال سرمایه‌های اشخاص در کوتاه‌مدت تأثیرات معناداری بر این بازار به جای گذارد.

تأثیر قیمت نفت بر اقتصاد کشورهای عضو اوپک و بازار سهام این کشورها انکارناپذیر است. حال، با توجه به اینکه بازار سهام این کشورها به لحاظ سطح کارایی و آزادسازی

بازار تفاوت عمده‌ای با بازارهای سهام در کشورهای توسعه‌یافته دارند و به طور چشمگیری از بازارهای مالی کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای منطقه مستقل عمل می‌کنند (شبیه این امر در بازار مالی کشورمان هم مشهود است) (Yu and Hansen 2008)، در نتیجه سرمایه‌گذاران بین‌المللی در مواردی به بازار سهام این کشورها به عنوان یکی از گزینه‌های توزیع ریسک سرمایه‌گذاری می‌نگرند.

بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت شناسایی و تحلیل تأثیر نوسانات قیمت نفت بر وضعیت بازار سهام از دید مقامات پولی و مالی دولت‌های عضو اوپک، سرمایه‌گذاران داخلی و حتی سرمایه‌گذاران بین‌المللی حائز اهمیت است.

در این مقاله، تلاش شده است سرایت نوسان‌های قیمت جهانی نفت به بازار سهام در منتخبی از کشورهای عضو اوپک (OPEC) (ایران، عربستان سعودی، امارات متحدهٔ عربی، کویت و قطر) با استفاده از مدل گارچ چندمتغیره و داده‌های روزانه در بازه زمانی می ۲۰۱۰ تا ژانویه ۲۰۱۳ تحلیل شود.

مقالهٔ حاضر در پنج بخش تدوین شده است. در بخش دوم، ادبیات و پیشینهٔ پژوهش ارائه شده و در بخش سوم، روش پژوهش و الگو مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش چهارم، داده‌های مورد استفاده و نتایج تجربی معرفی شده‌اند و سرانجام در بخش پایانی نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه شده است.

مروری بر ادبیات پژوهش

ارتباط شاخص قیمت سهام و تکانهٔ قیمتی نفت

اولین و مهم‌ترین عامل مؤثر بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار شاخص قیمت سهام است؛ از این رو آگاهی از عوامل مؤثر بر قیمت سهام از اهمیت بالایی برخوردار است. به طور طبیعی، عوامل زیادی در شکل‌گیری اطلاعات و دیدگاه‌های طرفین بازار و در نهایت قیمت سهام شرکت‌ها مؤثرند که بخشی از این عوامل داخلی و بخشی نیز ناشی از وضعیت متغیرها در خارج از محدودهٔ اقتصاد داخلی هستند (صمدی و همکاران، ۱۳۸۶). به طور کلی می‌توان گفت شرایط حاکم در بازار سهام به شرایط فعلی اقتصاد و آگاهی از چشم‌انداز آینده که بنگاه‌ها با آن روبه‌رو هستند بستگی دارد و اگر پیش‌بینی‌ها با استفاده از سایر اطلاعات قابل اعتماد باشد، می‌توان از این اطلاعات استفاده کرد.

ارزش سهام در تئوری برابر با مجموع تنزیل‌یافتهٔ جریان‌های نقدی آینده است که تحت تأثیر حوادث و رخدادهای اقتصاد کلان هستند و می‌توانند تحت تأثیر تکانه‌های نفتی نیز قرار بگیرند؛ بنابراین کاملاً منطقی به نظر می‌رسد که بازار سهام اطلاعات مربوط به پیامدهای ناشی از تکانهٔ نفتی را جذب کند و در قیمت‌های سهام انعکاس دهد (Bjornl and, 2008). به این صورت که در مواقع افزایش قیمت نفت، ارز حاصل از درآمد نفت به حساب ذخیرهٔ ارزی واریز می‌شود و در صورت نبود تقاضای کافی برای ارز در قیمت مورد هدف، بانک مرکزی مجبور به خرید ارز است و آن را تبدیل به منابع ریالی برای بودجه می‌کند. این سیاست باعث افزایش خالص دارایی خارجی بانک مرکزی و افزایش پایهٔ پولی کشور می‌شود. در صورت کاهش قیمت نفت نیز چون دولت از هزینه‌های خود نمی‌کاهد، کسری بودجه ایجاد می‌شود و به‌ناچار بخشی از آن را با استقراض از بانک مرکزی جبران می‌کند؛ بنابراین خالص بدهی دولت به بانک مرکزی افزایش می‌یابد و این خود باعث تقویت پایهٔ پولی می‌شود.

بنابراین، هم در حالت افزایش قیمت نفت و هم در شرایط کاهش آن، سیاست مالی دولت ممکن است باعث افزایش حجم پول شود. به هنگام افزایش حجم نقدینگی و کاهش قدرت خرید پول، این انگیزه در میان سرمایه‌گذاران مالی ایجاد می‌شود که در سبد دارایی‌های خود (شامل ارز، سهام، مسکن و ...) بازنگری کنند تا قادر به حفظ ارزش دارایی خود باشند. در واقع، با افزایش حجم نقدینگی در دست سرمایه‌گذاران مالی و به دنبال آن افزایش تورم، تمایل آنان به نگهداری پول نقد کمتر می‌شود و بنابراین سرمایه‌های بیشتری به سمت بازارهای دارایی جریان می‌یابند.

در کوتاه‌مدت، بازار سهام توانایی تبدیل سریع پول نقد سرمایه‌گذاران مالی به اوراق با بازده (اوراق بهادار) را دارد و بدین ترتیب از حساسیت و تأثیرپذیری بالایی برخوردار است؛ بنابراین دور از ذهن نیست که تکانه‌های نفتی، به واسطهٔ انتقال سرمایه‌های اشخاص، در کوتاه‌مدت تأثیرات معناداری بر این بازار داشته باشد (کشاورز حداد و معنوی، ۱۳۸۷)؛ افزون بر این تکانه‌های قیمتی نفت از علل ایجاد تورم به شمار می‌آیند و ابزارهای سیاست پولی علاوه بر آثار غیر مستقیمی که بر متغیرهای هدف دارند، دارای آثار مستقیم و اولیه‌ای بر بازارهای مالی مانند بازار سهام نیز هستند؛ بنابراین درک نحوهٔ تأثیر سیاست پولی بر حوزهٔ وسیع‌تری از اقتصاد، به ضرورت مستلزم آگاهی از اثر این

اقدامات سیاستی بر بازار سهام و چگونگی تغییرات بازده و قیمت دارایی‌ها در این بازار است.

شواهد موجود در بازار سهام ایران نیز نشان از سرایت بازده و تلاطم بین شاخص سهام و قیمت نفت دارد. در راستای تحلیل، به نظر می‌رسد استفاده از مدل‌های چندمتغیره به نتایج تجربی مناسب‌تری نسبت به مدل‌های تک‌متغیره منجر شود و ابزار بهتری را به منظور تصمیم‌گیری درخصوص انتخاب سبد دارایی فراهم سازد. از آنجا که بر اساس آخرین اطلاعات در این زمینه تاکنون پژوهشی داخلی با استفاده از مدل‌سازی چندمتغیره صورت نگرفته است، می‌توان موضوع آن را موضوعی جدید دانست.

پیشینهٔ پژوهش

پژوهش‌های متعددی در زمینهٔ بازار سهام و انتقال شوک‌ها و نوسان‌های بین بخشی در این بازار و نیز تأثیرگذاری نوسان‌ها و شوک‌های قیمت و بازدهی دارایی‌های جایگزین بر بازار بورس انجام گرفته است. در این بخش، با معرفی برخی از این مطالعات سعی شده است که مهم‌ترین نتیجهٔ کار آن‌ها بیان شود.

جدول ۱. خلاصه‌ای از پژوهش‌های انجام‌شده

محقق	سال	نتیجه کلی
منسی و همکاران[1]	۲۰۱۳	با بررسی ارتباط بازدهی‌ها و انتقال نوسان‌ها بین شاخص S&P۵۰۰ و شاخص قیمت کالاها (انرژی، خوارکی، طلا و نوشیدنی) نشان دادند که بین سرریز نوسان و بازدهی سرایت معناداری وجود دارد؛ همچنین شوک‌ها و نوسان‌های گذشتهٔ S&P۵۰۰ تأثیری قوی بر بازارهای نفت و طلا دارد.
چایبی و گامز[2]	۲۰۱۳	با تخمین میانگین و واریانس شرطی بین بازارهای سهام و قیمت‌های نفت متوجه سرایت معنادار شوک‌ها و نوسان‌ها بین قیمت‌های نفت و برخی بازارهای سهام مورد مطالعه و نیز اثر سرریز دوسویه در برخی موارد شدند.

1. Mensi, Beljid, Boubaker and Managi
2. Chaibi and Gomes

ادامه جدول ۱. خلاصه‌ای از پژوهش‌های انجام‌شده

حیدری، کاتیرچی اوغلو[1] و بشیری	۲۰۱۳	به منظور بررسی تمامی آثار متقابل ممکن بین نااطمینانی تورم و رشد در ایران از روش ML و رهیافت BEKK استفاده کرده‌اند که یافته‌های اصلی آن‌ها عبارتند از: ۱) تورم موجب نااطمینانی تورم می‌شود، تأییدکنندهٔ فرضیهٔ فریدمن-بال[2]؛ ۲) نااطمینانی تورم بر سطح رشد اقتصادی اثر می‌گذارد، تأییدکنندهٔ فرضیهٔ فریدمن (۱۹۷۷)؛ ۳) نااطمینانی رشد اثری بر سطح رشد اقتصادی نمی‌گذارد، تأییدکنندهٔ فرضیهٔ فریدمن (۱۹۶۸)و ۴) نااطمینانی رشد بر سطح تورم اثر می‌گذارد، تأییدکنندهٔ فرضیهٔ دوراوکس[3] (۱۹۸۹).
حیدری و ملابهرامی	۲۰۱۲	با تخمین همبستگی شرطی از طریق چهار الگوی DCC-MR، DCC-INT، Scalar-Bekk و Diagonal-Bekk، به بررسی سرایت بین بازارهای سهام US و ترکیه (ISE) به علت بحران مالی جهانی پرداخته‌اند. نتایج بیانگر فزاینده‌بودن همبستگی پویا بین بازدهی‌های قیمت‌های سهام در طول دورهٔ بحران مالی و وجود سرایت از US به ISE است.
آروری و همکاران[4]	۲۰۱۲	سرریز نوسان‌ها بین قیمت نفت و قیمت سهام در اروپا را آزمودند و دریافتند که سرریز نوسان معناداری بین قیمت‌های نفت و بازدهی سهام وجود دارد.
الیاسینی و همکاران[5]	۲۰۱۱	با بررسی آثار تغییر قیمت نفت در ۱۳ صنعت در امریکا دریافتند که در ۹ صنعت از ۱۳ صنعت بین بازدهی آتی نفت و بازدهی سهام رابطهٔ معنادار وجود دارد و نیز صنایع مصرف‌کنندهٔ نفت در مقایسه با صنایعی که نفت منبع درآمد آن‌هاست از نوسانات قیمت نفت تأثیر بیشتری می‌پذیرند.
دریسپرنگ و همکاران[6]	۲۰۰۸	با استفاده از لگاریتم تغییرات قیمت نفت و بازدهی سهام دریافتند که افزایش قیمت نفت بازدهی آتی سهام در سطح جهانی را کاهش می‌دهد. نتایج آن‌ها همچنین نشان داد که واکنش سرمایه‌گذاران در مورد این اطلاعات با تأخیرصورت می‌گیرد.

1. Katircioglu
2. Friedman-Ball
3. Deveraux
4. Arouri, Jouini and Nguyen
5. Elyasiani, Mansur and Odusami
6. Driesprong, Jacobsen and Maat

ادامه جدول ۱. خلاصه‌ای از پژوهش‌های انجام‌شده

ابونوری و عبداللهی	۱۳۹۱	از یک مدل گارچ برداری به منظور برآورد همزمان میانگین و واریانس شرطی بازده‌های روزانهٔ بخش‌های مختلف بازار سهام ایران استفاده کرده‌اند. نتایج بیانگر انتقال معنادار شوک‌ها و نوسانات در میان بخش‌های مختلف است.
حیدری و بشیری	۱۳۹۱	پس از بررسی رابطهٔ بین نوسانات نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران بیان کردند که بین متغیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت سهام رابطهٔ منفی و معنی‌دار وجود دارد.
ابونوری و عبداللهی	۱۳۹۰	با ارزیابی ماهیت تعاملات بین بازده بازارهای سهام چهار کشور ایران، ایالات متحدهٔ آمریکا، ترکیه و مالزی نشان داده‌اند که آثار مثبت و معنی‌داری از بازده‌های بازار سهام ایالات متحدهٔ آمریکا بر این بازارها به استثنای ایران تحمیل شده است.

تفاوت پژوهش حاضر با مطالعات گذشته در الگوی پژوهش و قلمرو مکانی و زمانی پژوهش است. الگوی به‌کاررفته در این پژوهش Full-Vech است و تفاوت آن با انواع الگوهای گارچ برداری به‌کاررفته در پژوهش‌های گذشته در کنارگذاشتن فرض برابری تأثیر متقابل دو بازار بر یکدیگر و به تبع تعداد پارامترهای بیشتر است.

روش پژوهش

معرفی الگو

در مدل‌های اقتصادسنجی مقطعی، ثابت‌بودن واریانس جملات اخلال همواره یکی از فروض کلاسیک به شمار می‌رود. انگل[1] (۱۹۸۲) برای رهایی از این فرض محدودکننده مدل جدیدی موسوم به آرچ[2] را پیشنهاد کرد. در این مدل، فرض بر این است که جمله‌های اخلال مستقل و با میانگین صفر هستند اما واریانس آن‌ها با فرض وجود اطلاعات گذشته به صورت متغیر شکل می‌گیرد. یکی از دلایل استفاده از مدلهای آرچ وجود خطاهای پیش بینی کوچک و بزرگ در خوشه‌های اقتصادی (مانند نرخ ارز، تورم و سهام) است. این‌گونه سری‌ها ممکن است در دوره‌های زمانی مختلف

1. Engle
2. Arch

رفتارهای متفاوتی را از خود به نمایش بگذارند؛ به بیانی دیگر، در برخی دوره‌ها دارای نوسان‌های کوچک و در برخی دیگر دارای نوسان‌های بزرگ باشند. در چنین وضعیتی، واریانس در طول روند تصادفی سری مورد نظر ثابت نیست و تابعی از رفتار جملات خطاست. در این صورت، با مدل‌های آرچ می‌توان روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته توضیح داد.

پس از آن، مدل‌های آرچ و گارچ تک‌متغیره به مدل‌های آرچ و گارچ چندمتغیره (M-GHARCH) بسط یافته‌اند. با این مدل‌ها می‌توان ویژگی‌های بارز بازده بازارهای سهام شامل کشیدگی‌ها، آثار اهرمی و خوشه‌بندی نوسان‌ها[1] را به دست آورد که به وسیلهٔ مدل‌های آرچ و گارچ تک‌متغیره قابل برآورد نبوده‌اند. در مدل‌های گارچ چندمتغیره، ماتریس واریانس کواریانس جمله‌های اخلال سری‌ها برآورد می‌شود، در حالی که در مدل‌های تک‌متغیره فقط واریانس جملات اخلال سری‌ها محاسبه می‌شود. مدل گارچ چندمتغیره برای تحلیل هم‌حرکتی نوسان‌ها و آثار اهرمی بین بازارهای سهام بین‌المللی و تشخیص شواهدی مبنی بر وجود انتقال نوسان‌ها در میان بازارهای سهام مختلف را چو و همکاران[2] (۱۹۹۹)، بروکز و همکاران[3] (۲۰۰۰) و لی[4] (۲۰۰۷) به کار گرفته‌اند (ابونوری و عبداللهی، ۱۳۹۱). بیشترین تصریحات مدل گارچ چندمتغیره که تاکنون استفاده شده است، مدل گارچ برداری (VECH) بلرسلو و همکاران[5] (۱۹۸۸)، خود همبستگی شرطی ثابت (CCC) بلرسلو (۱۹۹۰) و مدل (BEKK) بابا، انگل، کرافت و همکاران[6] (۱۹۹۰) و انگل و همکاران (۱۹۹۳) هستند.

از آنجا که هدف اصلی این مقاله بررسی انتقال بازده و نوسانات از بازار جهانی نفت به بازارهای سهام منتخبی از کشورهای عضو اوپک است، برای مدل‌سازی نوسان‌ها، با توجه به وجود ناهمسانی واریانس، از یک مدل گارچ چندمتغیره استفاده شده است.

فرایند تصادفی خود رگرسیون برداری برای بازده دارایی‌ها (نفت و سهام) از معادلهٔ زیر به دست می‌آید که بازده دارایی i در زمان t برای هر کشور به صورت زیر نوشته می‌شود:

1. Leptokurtosis, Leverage Effects, Volatility Clustering
2. Chou, Lin and Wu
3. Brooks and Henry
4. Li
5. Bollerslev, Engle and Wooldridge
6. Baba-Engle-Kraft-Kroner

$$R_{it} = \mu_{.i} + \sum_{j=1}^{2} \mu_{ij} R_{ij(t-1)} + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

در این رابطه، i و j از یک تا دو تغییر می‌کند و به‌ترتیب نمایانگر سهام و نفت هستند. $\mu_{.i}$ بیانگر عرض از مبدأ دارایی i است. جملهٔ اخلال ε_{it} نیز تغییرات تصادفی (شوک‌ها) دارایی i در زمان t را نشان می‌دهد.

تصریح مدل گارچ برداری عبارت است از:

$$Vech(H_t) = Vech(C) + \sum_{i=1}^{q} A_i Vech(\varepsilon_{t-i}\varepsilon_{t-i}') + \sum_{j=1}^{p} B_i Vech(H_{t-j}) \qquad (2)$$

$$\begin{bmatrix} h_{x,t} \\ h_{xy,t} \\ h_{y,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^2_{x,t-1} \\ \varepsilon_{x,t-1}\varepsilon_{y,t-1} \\ \varepsilon^2_{y,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{x,t-1} \\ h_{xy,t-1} \\ h_{y,t-1} \end{bmatrix}$$

نماد Vech(.) عملگری است که ماتریس مربعی را به بردار ستونی تبدیل می‌کند که در آن A و B ماتریس پارامترها با ابعاد $\frac{1}{2}N(N+1)*\frac{1}{2}N(N+1)$ و C یک بردار $\frac{1}{2}N(N+1)*1$ است[1]. در ماتریس A، آثار مربع شوک‌های گذشته بر نوسان‌های جاری با عناصر قطری اندازه‌گیری می‌شود، در حالی که عناصر غیر قطری آثار متقاطع حاصل از شوک‌های گذشته را بر نوسانات مشترک نشان می‌دهند. به طور مشابه، در ماتریس B عناصر قطری تأثیر مربع نوسانات گذشته را بر نوسانات جاری و عناصر غیر قطری آثار حاصل از نوسانات مشترک گذشته را بر نوسانات مشترک فعلی ارزیابی می‌کنند.

به دلیل وجود تعداد زیاد پارامترها در مدل VECH، بلرسلو و همکاران (۱۹۸۸) شکل محدودشدهٔ آن را که به مدل گارچ برداری قطری[2] معروف است، به صورت زیر معرفی کردند:

$$H_t = C + A \coprod \varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}' + B \coprod H_{t-1} \qquad (3)$$

که در آن ماتریس‌های ضرایب A و B، ماتریس‌های متقارن N×N و نماد "$\coprod$"، عملگر ضرب عنصر در عنصر است. طبق بویونز و همکاران[3] (۲۰۰۶) اگر همهٔ پارامترهای A و B و C مثبت و همچنین ماتریس واریانس-کواریانس شرطی ابتدایی نامنفی باشد، آنگاه

---

۱. به دلیل تعداد زیاد پارامترها، این مدل در موارد دومتغیره کاربرد دارد.

2. Diagonal-VECH

3. Bauwens, Laurent and Rombouts

ماتریس واریانس و کواریانس شرطی در مدل گارچ برداری قطری نیمه‌معین مثبت خواهد بود (به نقل از ابونوری و عبداللهی، ۱۳۹۰). انگل و کرونر (۱۹۹۵) برای رفع مشکل معین مثبت‌بودن H_t، مدل BEKK را پیشنهاد دادند که به عنوان مدل VECH مقید شناخته شده است. در این مدل، C، A و B، N×N هستند که C بالامثلثی است و ماتریس H_t آن همیشه معین مثبت است (حیدری، کاتیرچی‌اوغلو و بشیری، ۲۰۱۳).

همان‌گونه که اشاره شد، روش‌های زیادی برای تصریح گارچ چندمتغیره وجود دارد اما در این مطالعه از مدل گارچ برداری بلرسلو و همکاران (۱۹۸۸) برای یافتن ماتریس واریانس کواریانس استفاده شده است.

برای تخمین پارامترهای مدل ارائه‌شده از روش حداکثر درستنمایی (ML) استفاده شده که اولین بار فیشر (۱۹۹۲) آن را ارائه کرده است. هرچند این روش در عمل مشکلاتی دارد ولی همچنان یکی از بهترین روش‌های تخمین در میان تخمین‌زننده‌ها به شمار می‌رود. این روش هنگام بهینه‌سازی با استفاده از روش‌های تحلیلی قابل ردیابی نیست. در واقع، تابع درستنمایی در مدل‌های گارچ را نمی‌توان با استفاده از روش‌های تحلیلی بیشینه کرد و برای به‌دست‌آوردن مقدار بهینهٔ تخمین پارامترها لازم است از روش‌های عددی استفاده شود. روش‌های عددی بسیاری وجود دارند که در این مطالعه برای برآورد پارامترها از روش حداکثر درستنمایی پیشنهادی بلرسلو (۱۹۸۶) استفاده شده است که سرعت همگرایی و محاسبات آن بالاست (کشاورز حداد و بابایی، ۱۳۹۰). اگر θ پارامتر و T اندازه یا حجم نمونه باشد، تابع حداکثر درستنمایی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$L_t = \sum_{t=1}^{T} l_{t-1}(\theta)$$
$$l_t(\theta) = \frac{N}{2}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}\ln|H_t| - \frac{1}{2}\varepsilon_t' H_{t-1}^{-1}\varepsilon_t \qquad (۴)$$

طبق گفتهٔ بلرسلو و همکاران (۱۹۸۸)، مقادیر پیش‌نمونهٔ θ را می‌توان برابر مقدار مورد انتظار صفر قرار داد. به هر حال، در این مطالعه از واریانس غیر شرطی پسماندها به‌عنوان واریانس شرطی پیش‌نمونه استفاده شده است تا نیمه‌معین مثبت‌بودن H_t تضمین شود. برای به‌دست‌آوردن مقادیر بهینهٔ پارامترها از الگوریتم برندت هال، هال و هوسمان[1] (BHHH) استفاده شده که مقدار عددی لگاریتم تابع درستنمایی را حداکثر می‌سازد:

1. Berndt, Hall, Hall and Hausman

$$\theta^{(i+1)} = \theta^{(i)} + \lambda_i((\frac{\partial I_t}{\partial \theta})' \frac{\partial I_t}{\partial \theta})^{-1}(\frac{\partial I_t}{\partial \theta})' \quad (۵)$$

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

داده‌ها

در این مطالعه، از داده‌های روزانهٔ شاخص کل بورس تهران و شاخص بازار سهام عربستان صعودی، امارات متحدهٔ عربی، قطر و کویت در دورهٔ زمانی می ۲۰۱۰ تا ژانویه ۲۰۱۳ استفاده شده است[۱]. شاخص‌های فوق در بیشتر مطالعات پیشین به عنوان شاخصی برای بازارهای سهام این کشورها در نظر گرفته شده‌اند.

بازده بازار سهام بر اساس شاخص‌های قیمت بازار سهام و بازده بازار جهانی نفت بر حسب قیمت نفت به صورت زیر محاسبه شده که در آن $p_{i,t}$ مقدار شاخص بازار iام در دورهٔ t است:

$$R_t = \ln\left(\frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}}\right) \quad (۶)$$

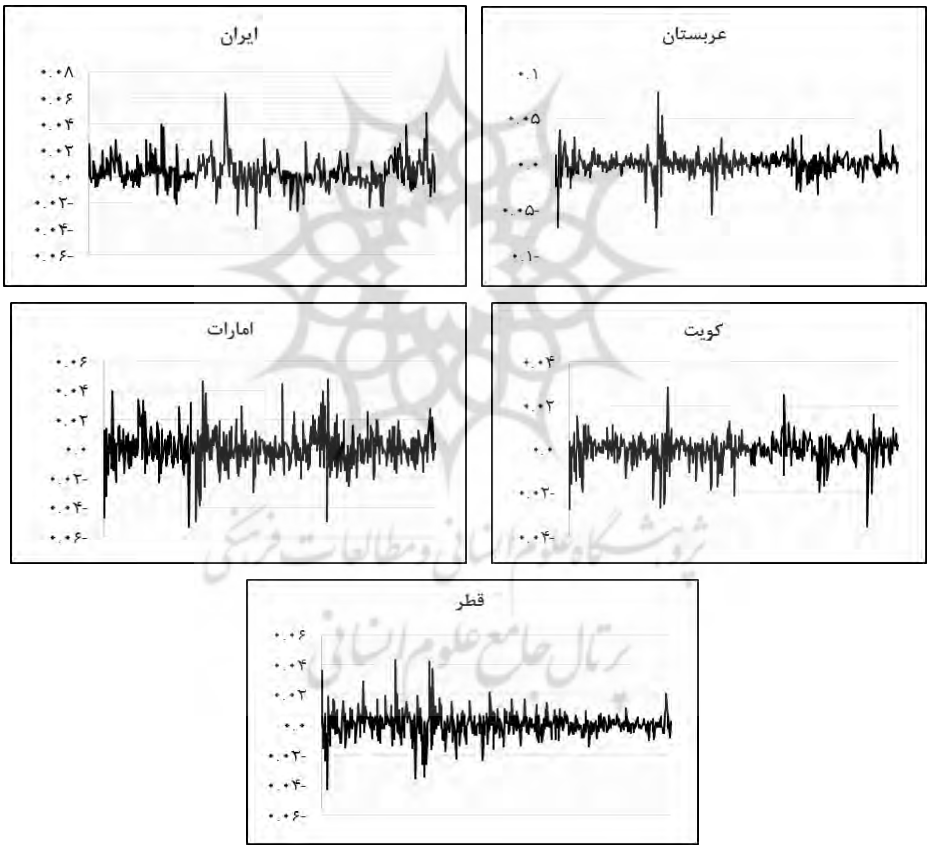
شاخص‌های آماری بازده سهام کشورهای مورد مطالعه در جدول ۲ خلاصه شده است.

بیشترین میانگین بازدهی در ایران و میانگین بازدهی منفی تنها در کشور کویت رخ داده است. طبق آمارها کمترین مقدار انحراف معیار بازده متعلق به کویت و بیشترین مقدار آن متعلق به کشور امارات است؛ همچنین بر اساس آماره‌های چولگی سری بازدهی ایران، امارات و قطر چوله به راست و کشورهای عربستان و کویت چوله به چپ است. این پدیده‌ها را می‌توان در شکل ۱ مشاهده کرد. آمارهٔ جارک برا و سطح معناداری آن نیز مبین رد فرض صفر (نرمال‌بودن) است.

۱. برگرفته از سایت www.investing.com

جدول ۲. آمار توصیفی سری‌های بازده

	ایران	عربستان	امارات	قطر	کویت
میانگین	۰۰۲۷/۰	۰۰۰۱۴/۰	۰۰۰۰۶/۰	۰۰۰۳۴/۰	۰۰۰۲۳/۰-
میانه	۰۰۱۹/۰	۰۰۰۳۶/۰	۰۰۰۴/۰-	۰۰۰۴/۰	۰۰۰۲۴/۰
ماکزیمم	۰۶/۰	۰۸/۰	۰۵/۰	۰۴۳/۰-	۰۲۸/۰
مینیمم	۰۴/۰-	۰۷/۰-	۰۵/۰-	۰۴/۰	۰۳۵/۰-
انحراف معیار	۰۱/۰	۰۱/۰	۰۱۲/۰	۰۰۸/۰	۰۰۶/۰
چولگی	۶۷/۰	۴۵/۰-	۰۰۲۲/۰	۲۰/۰	۰۰۴۳/۰-
کشیدگی	۴۸/۴	۶۸/۱۰	۷۸/۲	۷۵/۵	۲۴/۵
jargue bera	۲۵/۴۰۷	۶۴/۲۵۱۶	۹۷/۱۷۶	۸۷/۷۷۷	۹/۷۳۲
سطح معناداری	۰۰/۰	۰۰/۰	۰۰/۰	۰۰/۰	۰۰/۰



شکل ۱. نمودار بازدهی بازار سهام کشورهای مورد مطالعه

آزمون مانایی و شکست ساختاری

نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) در جدول ۳ نشان‌دهندهٔ این است که بازده‌های دو بازار نفت و سهام ۵ کشور منتخب همگی در سطح مانا هستند.

جدول ۳. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته

بازده بازار سهام									
ایران		عربستان سعودی		امارات متحدهٔ عربی		کویت		قطر	
مقدار بحرانی	آمارهٔ t	مقدار بحرانی	آمارهٔ t	مقدار بحرانی	آمارهٔ t	مقدار بحرانی	آمارهٔ t	مقدار بحرانی	آمارهٔ t
-۴/۳	-۵/۱۶	-۴/۳	-۳/۲۱	-۴/۳	-۹/۲۱	-۴/۳	-۹/۲۰	-۴/۳	-۴/۲۱

مقادیر بحرانی در سطح معناداری ۱٪ آورده شده‌اند اما متغیرها در همهٔ سطوح معناداری (۱٪، ۵٪ و ۱۰٪) مانا هستند.

برای بررسی ریشهٔ واحد و شکست ساختاری از آمارهٔ پرون استفاده شده است و نتایج آن در جدول ۴ خلاصه شده است. این نتایج بیانگر نبود شکست ساختاری است.

جدول ۴. نتایج آزمون پرون

بازده بازار سهام									
ایران		عربستان سعودی		امارات متحدهٔ عربی		کویت		قطر	
مقدار بحرانی	آمارهٔ t	مقدار بحرانی	آمارهٔ t	مقدار بحرانی	آمارهٔ t	مقدار بحرانی	آمارهٔ t	مقدار بحرانی	آمارهٔ t
-۹۲/۵	-۳۴/۱۰	-۹۲/۵	-۳/۲۱	-۹۲/۵	-۷/۲۲	-۹۲/۵	-۹/۱۹	-۹۲/۵	-۹/۲۰

مقادیر بحرانی در سطح معناداری ۱٪ آورده شده‌اند اما متغیرها در همهٔ سطوح معناداری (۱٪، ۵٪ و ۱۰٪) شکست ساختاری ندارند.

نتایج تجربی

برای تخمین الگوی پژوهش از نرم‌افزار *Rats* ۸ [۱] استفاده شده است. در این پژوهش، از معیار حداکثر درستنمایی برای انتخاب بهترین مدل و مقدار وقفه p,q استفاده شده

۱. این نرم‌افزار قادر به تخمین تمامی مدل‌های گارچ برداری است اما تنها آمارهٔ حداکثر درستنمایی را ارائه می‌دهد.

است و نتایج آن نشان می‌دهد که تصریح $Full-VECH\ (1,1)$ (VECH غیر مقید)، دارای بیشترین مقدار درستنمایی در بین سایر الگوهای گارچ برداری است. پس از بررسی ارتباط بازدهی‌ها و انتقال نوسان‌ها میان بازارهای سهام و نفت کشورهای مورد مطالعه با استفاده از الگوی مذکور، نتایج ارائه‌شده در جدول ۵ را می‌توان در چند مورد خلاصه کرد:

۱. بر اساس معیار حداکثر درستنمایی، بورس اوراق بهادار تهران کمترین تأثیرپذیری و بورس کشور کویت بیشترین تأثیرپذیری را در مقابل شوک‌های نفتی و نوسان‌های بازار جهانی نفت دارد؛

۲. بازدهی دورهٔ قبل بازار سهام دارای تأثیر مثبت بر بازدهی جاری بازار سهام همهٔ کشورهاست اما در ایران، کویت و امارات دارای تأثیر معنادار است؛

۳. بازدهی دورهٔ قبل بازار نفت تأثیر مثبت و معناداری بر بازدهی بازار سهام همهٔ کشورها به جز ایران دارد که این نتیجه بیانگر وابسته نبودن بازار سهام ایران به نفت در دورهٔ مورد مطالعه است؛

۴. بازدهی با وقفهٔ بازار نفت دارای تأثیر مثبت و معناداری بر بازدهی جاری بازار نفت همهٔ کشورهاست؛

۵. شوک‌های دورهٔ قبل بازار سهام هریک از کشورها دارای اثر مثبت و معنادار بر نوسان‌های سهام این کشورها در دورهٔ جاری است؛ و شوک‌های دورهٔ قبل بازار نفت در ایران و امارات دارای اثر منفی و معنادار بر نوسان‌های سهام این کشورها در دورهٔ جاری و در سایر کشورها دارای اثر مثبت است؛

۶. آثار تقاطعی شوک‌های باوقفه، تقویت‌کنندهٔ یکدیگرند و اثر مثبت بر نوسان‌های جاری بازار سهام کشورهای ایران، امارات و کویت دارند؛ به این معنی که رخداد شوک همزمان در دو بازار نفت و سهام اثر یکدیگر را تقویت می‌کنند و موجب افزایش نوسان‌های دورهٔ جاری بازار سهام می‌شوند. در کشورهای عربستان و قطر، شوک‌های دورهٔ قبل اثر منفی و تضعیف‌کننده بر نوسان‌های دورهٔ جاری بازار سهام دارد؛

۷. اثر نوسان‌های دورهٔ قبل در بازار سهام در تمامی کشورها مثبت و معنادار است و همچنین نوسان‌های دورهٔ قبل در بازار نفت و همبستگی نوسان‌ها در کشور ایران،

عربستان و قطر، اثر منفی و معنادار و در سایر کشورها این تأثیر به صورت مثبت و معنادار است که به معنای کاهش یا افزایش بازه نوسانات بازدهی در بازار سهام است؛

۸. شوک‌های نفتی باوقفه در کشور ایران از یک سو موجب کاهش همبستگی نوسان‌های دو بازار و از سوی دیگر نوسان‌های باوقفهٔ بازار سهام و نفت و همچنین اثر همبستگی نوسان‌های دو بازار در دورهٔ قبل موجب تقویت همبستگی نوسان‌های دو بازار در دورهٔ جاری می‌شود.

۹. در کشورهایی که بازار سهام آن‌ها وابستگی بیشتری به نفت دارد، شوک‌های نفتی وزن بیشتری در همبستگی نوسان‌های بازار سهام و نفت در دورهٔ جاری دارا است و در ایران به دلیل واکنش محدود بازار سهام نسبت به قیمت نفت شوک‌های نفتی وزن کمتری در همبستگی نوسان‌های بازار سهام و نفت دارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این مقاله به بررسی ارتباط بازدهی‌ها و انتقال نوسان‌ها بین بازارهای سهام و نفت منتخبی از کشورهای عضو اوپک (OPEC) با داده‌های روزانه در بازه زمانی می ۲۰۱۰ تا ژانویه ۲۰۱۳ پرداخته است. بدین منظور از روش VAR-GARCH و تصریح Full-VECH، که امکان بررسی آثار سرریز در بازدهی‌ها و نیز نوسانات شرطی را فراهم می‌کند، استفاده شده است. بر این اساس، ابتدا آثار بازده بازار نفت بر بازار سهام این کشورها ارزیابی و سپس با استفاده از مدل گارچ برداری مذکور تأثیر نوسان‌های بازارهای سهام و نفت در هریک از این کشورها بررسی شده است. بر اساس نتایج پژوهش، سرایت شایان توجه شوک‌ها و نوسان‌های قیمت جهانی نفت به بازارهای سهام کشورهای عضو اوپک وجود دارد. بورس اوراق بهادار تهران کمترین تأثیرپذیری و بورس کشور کویت بیشترین تأثیرپذیری را در مقابل شوک‌های نفتی و نوسانات بازار جهانی نفت دارد و نیز بازدهی بازار نفت با یک وقفه تأثیر مثبت و معناداری بر بازدهی بازار سهام همهٔ کشورها به جز ایران دارد که این نتیجه بیانگر وابسته نبودن بازار سهام ایران به نفت در دورهٔ مورد مطالعه است. در این خصوص می‌توان گفت با وجود تأثیرات انکارناپذیر تغییرات قیمت جهانی نفت بر بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان، به دلیل کوچک‌بودن بازار سرمایهٔ ایران و تأخیر در اثرگذاری تغییرات قیمت نفت بر سودآوری و قیمت سهام شرکت‌ها، شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران واکنش

محدودی در قبال تغییرات قیمت جهانی نفت داشته است؛ بنابراین در صورتی‌که مدیران پرتفوهای بین‌المللی در نظر داشته باشند که قسمتی از سبد آن‌ها متأثر از تغیرات قیمت جهانی نفت نباشد، پیشنهاد می‌شود بخشی از سبد خود را به سهام حاضر در بورس اوراق بهادار تهران اختصاص دهند.

شوک‌ها و نوسان‌های دورهٔ قبل بازار نفت در ایران دارای اثر منفی و معنادار بر نوسان‌های سهام در دورهٔ جاری است. در این خصوص نیز می‌توان گفت کارایی سیاست‌های مانع در برابر آثار منفی نوسانات قیمت نفت بر بورس اوراق بهادار کشور و واکنش سرمایه‌گذارانی که نیاز به درک آثار دقیق تغییرات قیمت نفت بر روی بازده سهام دارند، نیازمند شناخت دقیق نحوهٔ اثرگذاری نوسانات قیمت نفت بر بازار فوق است؛ بنابراین دستیابی به نتیجهٔ مذکور، می‌تواند در این امر یاری‌رسان باشد.

بر اساس یافته‌های مطالعه، پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آینده ارائهٔ می‌شود: ارائه شواهد بیشتری از بازارهای سرمایهٔ بین‌المللی میزان دقت و درستی یافته‌های گذشته را می‌سنجد. روش مورد استفاده در این مقاله می‌تواند در مورد دیگر محصولات انرژی مانند گاز طبیعی به جای نفت استفاده شود. می‌توان مدلی کلی برای کشورهای عضو اوپک بر اساس تحلیل داده‌های پنل توسعه داد؛ زیرا معیاری برای مقایسهٔ نتایج مربوط به کشورها را فراهم می‌کند. وزن‌های بهینه و نسبت‌های بهینهٔ پوششی[1] برای نگهداری پرتفوی نفت - سهام محاسبه و تحلیل شود و سرانجام تحقیقات بیشتر در مورد ارتباط بازدهی‌ها و نوسان‌های نفت - سهام می‌تواند رابطهٔ علت و معلولی بین کشورهای عضو اوپک و کشورهای واردکنندهٔ نفت را به‌خوبی مشخص کند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Optimal Weights and Hedging Ratios

جدول ۵. نتایج تخمین

متغیرها	ایران			عربستان			امارات متحده عربی			کویت			قطر		
	$h_{o,s,t}$	Oil	Stock	$h_{o,s,t}$	Oil	Stock	$h_{o,s,t}$	Oil	Stock	$h_{o,s,t}$	Oil	Stock	$h_{o,s,t}$	Oil	Stock
Mean Constant Equation	—	۰.۰۰۸/۰ (۰.۰۰۹/۰)	۰.۰۲۱/۰ (۰.۰۰۵/۰)	—	۰.۰۰۶۶/۰ (۰.۰۰۶۶/۰)	۰.۰/۰ (۰.۰۰۵/۰)	—	۰.۰۰۷۵/۰ (۰.۰۰۶/۰)	۰.۰/۰ (۰.۰۰۵/۰)	—	۰.۰۰۵۹/۰ (۰.۰۰۶/۰)	۰.۰۰۱۸/۰- (۰.۰۰۲۵/۰)	—	۰.۰۰۱۶/۰ (۰.۰۰۳۳/۰)	۰.۰۰۵۴/۰ (۰.۰۰۶/۰)
Stock(۱)	—	۰.۵۹/۰- (۰.۸۶/۰)	۲۳۴/۰* (۰.۴۶/۰)	—	۱۲۳/۰* (۰.۵۶/۰)	۰.۶/۱۰ (۰.۴۲/۰)	—	۱۲۹/۰* (۰.۴۹/۰)	۰.۴۷۵/۰ (۰.۴۲۴/۰)	—	۳۰۹/۰* (۰.۹۴/۰)	۱۲۸/۰* (۰.۴۱۵/۰)	—	۱۵۳۵/۰* (۰/۰۴)	۰.۹۱۸/۰* (۰/۰۷)
$Oil(۱)$	—	۰.۷۹/۰ (۰.۴۷/۰)	۰.۱۳/۰ (۰.۲۶/۰)	—	۱۴۵/۰* (۰.۴۳/۰)	۲۳۲/۰* (۰.۳۲۲/۰)	—	۱۶۴/۰* (۰.۴۲/۰)	۱۳۸/۰* (۰.۳۶۶/۰)	—	۱۸/۰* (۰.۴۲/۰)	۰.۳۲/۰* (۰.۱۸/۰)	—	۱۷۶/۰* (۰.۴۲/۰)	۱۵۲/۰* (۰.۳۳/۰)
Variance Equation Constant	۰.۰۰۰۰۸/۰* (۰.۰۰۰۰/۰)	۰.۰۰۱۶/۰* (۰.۰۰۰۱/۰)	۰.۰۰۰۴/۰* (۰.۰۰۰۰/۰)	۰.۰۰۰۰۴/۰* (۰.۰۰۰۱/۰)	۰.۰۰۰۴/۰* (۰.۰۰۰۱/۰)	۰.۰۰۰۰۴/۰- (۰.۰۰۰۰/۰)	۰.۰۰۰۱۵/۰- (۰.۰۰۰۰۲/۰)	۰.۰۰۰۲/۰* (۰.۰۰۰۰۱/۰)	۰.۰۰۰۱۵/۰- (۰.۰۰۰۰۲/۰)	۰.۰۰۰۱/۰- (۰.۰۰۰۰/۰)	۰.۰۰۰۸/۰* (۰.۰۰۰۰/۰)	۰.۰۰۰۱/۰- (۰.۰۰۰۰/۰)	۰.۰۰۰۳/۰- (۰.۰۰۰۰/۰)	۰.۰۰۰۳۴/۰* (۰.۰۰۰۰۰۹/۰)	۰.۰۰۰۷/۰* (۰.۰۰۰۰۳/۰)	۰.۰۱۰۷/۰* (۰.۰۴۶/۰)
$\varepsilon^{۲}_{s,t-۱}$	۰.۲۲۱/۰- (۰.۱۱/۰)	۰.۱۳۷/۰- (۰.۳۷/۰)	۰.۱۶۴/۰* (۰.۲۸/۰)	۰.۲۹۰/۰- (۰.۰۶/۰)	۰.۰۷۵/۰ (۰.۱۱/۰)	۰.۷۱۳/۰* (۰.۱۱/۰)	۰.۱۴۴/۰* (۰.۰۱/۰)	۰.۷۰۲/۰* (۰.۱۶/۰)	۰.۱۹۴/۰* (۰.۴۱۵/۰)	۰.۶۰۴/۰ (۰.۶۲۱/۰)	۰.۹۱۳/۰* (۰.۱۹/۰)	۰.۱۸۶/۰** (۰.۰۹۶/۰)	۰.۱۹۵/۰- (۰.۱۲۲/۰)	۰.۶۶۷/۰* (۰.۱۳۳/۰)	۰.۲۲۴/۰- (۰.۱۳۶/۰)	۰.۳۱۵/۰-* (۰.۵۴/۰)
$\varepsilon_{s,t-۱}\varepsilon_{o,t-۱}$	۰.۲۹۳/۰* (۰.۱۰۶/۰)	۰.۳۴/۰ (۰.۲۲/۰)	۰.۲۵۷/۰* (۰.۰۰۹۴/۰)	۰.۴۴/۰-* (۰.۰۲/۰)	۰.۳۳/۰ (۰.۲۷/۰)	۰.۱۶/۰-* (۰.۰۶۸/۰)	۰.۴۰۲/۰ (۰.۰۹۷/۰)	۱۹۴/۰* (۰.۴۱۵/۰)	۰.۲۸۳/۰* (۰.۰۶۴/۰)	۰.۸۸۷/۰- (۰.۹۸/۰)	۰.۱۸۶/۰** (۰.۰۹۶/۰)	۰.۸۸/۰-* (۰.۱۳۳/۰)	۰.۱۴/۰- (۰.۱۱۸/۰)	۰.۸۸/۰-* (۰.۱۳۳/۰)	۲۵/۰-* (۰.۴/۰)	۰.۳۱۵/۰-* (۰.۵۴/۰)
$\varepsilon^{۲}_{o,t-۱}$	۰.۱۴۴/۰-* (۰.۰۰۱۳/۰)	۰.۱۵/۰ (۰.۱۲/۰)	۰.۰۲۲/۰-* (۰.۰۰۷۵/۰)	۰.۰۷۷/۰* (۰.۰۰۸/۰)	۰.۶۳۳/۰* (۰.۱۹۷/۰)	۰.۴۱۲/۰* (۰.۰۰۵۷/۰)	۰.۲۳/۰-* (۰.۰۱۱/۰)	۱۹۴/۰* (۰.۱۷۶/۰)	۰.۸۹/۰* (۰.۰۱۱/۰)	۱۵۲/۰* (۰.۲۷/۰)	۰.۱۵۳/۰* (۰.۰۱۴/۰)	۰.۱۵۳/۰* (۰.۲۲۷/۰)	۰.۰۱۱/۰* (۰.۰۲۲۴/۰)	۰.۴۲/۰* (۰.۰۴۶/۰)	۱۲۸/۰* (۰.۰۱۱/۰)	۰.۱۶/۰* (۰.۰۱۳/۰)
$h_{S,t-۱}$	۰.۴۸۷/۰* (۰.۰۰۸۹/۰)	۱۷۹۴/۰-* (۰.۸/۰)	۶۸۷/۰* (۰.۰۴۵/۰)	۰.۰۶۲/۰* (۰.۰۱۸/۰)	۱۳۱/۰-* (۰.۲۳/۰)	۶۸۲/۰* (۰.۱۲۴/۰)	۰.۳۲/۱* (۰.۰۹/۰)	۲۲/۰-* (۰.۳۲/۰)	۰.۱۳۳/۰* (۰.۰۳۲/۰)	۱۵/۰- (۰.۳۲۹۸/۰)	۱۲/۱* (۰.۲۲۷/۰)	۱۳۱۴/۰- (۰.۶۲/۰)	۸۲۸/۰* (۰.۲۶/۰)	۲۷/۰* (۰.۰۷۲/۰)	۱۳۱۴/۰- (۰.۶۲/۰)	۱۵/۰- (۰.۱۱۵/۰)
$h_{S,O,t-۱}$	۴۰۳/۰* (۰.۱۲۴/۰)	۰.۱/۱-* (۱۴/۰)	۸۶۶/۴-* (۷۴/۰)	۱۵۱/۰-* (۰.۱۶/۰)	۳۸/۶-* (۱۷۶/۰)	۸۶۶/۴-* (۷۴/۰)	۸۵۴/۰-* (۰.۴۸۹/۰)	۲۷/۱-* (۱۳۸/۰)	۱۶۸/۴-* (۰.۴۸۹/۰)	۱۶۸/۴-* (۲۹۶۷۴/۰)	۱/۴-* (۰.۵/۰)	۱۶۸/۴-* (۲۹۶۷۴/۰)	۳۹/۲-* (۱۶۶/۰)	۷۶/۰-* (۰.۴۹۵/۰)	۸۹/۴-* (۲۸/۰)	۱۰۲/۰-* (۰.۷۳/۰)
$h_{O,t-۱}$	۰.۰۱/۰- (۰.۰۰۱۸/۰)	۶۶/۰* (۰.۲۹۶/۰)	۰.۱۳۵/۰-* (۰.۰۰۰۳/۰)	۰.۲۱/۰* (۰.۰۰۱/۰)	۶۵/۰* (۰.۱۶۷/۰)	۰.۴۸۷/۰-* (۰.۰۰۴/۰)	۱۱/۰* (۰.۰۰۶۷/۰)	۳۸۳/۰* (۰.۰۲۱/۰)	۰.۱۸/۰-* (۰.۰۰۰۳/۰)	۲۲۷۳۸۳/۰ (۰.۰۶۳/۰)	۱۱۲/۰* (۰.۰۵/۰)	۲۲۷۳۸۳/۰ (۰.۰۶۳/۰)	۷۹۳/۰* (۰.۰۲۱/۰)	۱۰۲/۰* (۰.۰۳۵/۰)	۷۹۳/۰* (۰.۰۲۱/۰)	۰.۲۶۷/۰-* (۰.۰۳/۰)
Log-Likelihood	۰.۷۲/۳۵۷۱			۶۴۳/۳۱۷۳			۹۷۲/۳۲۳۱			۶۳۱۲/۳۷۱۶			۴۴۰۶/۳۶۰۷		

مدل $VAR(۱) - GARCH(۱,۱)$ برای هر کشور در بازه زمانی ۴ می ۲۰۱۰ – ۱۷ ژانویه ۲۰۱۳ تخمین زده شده است. مقدار بهینه وقفه برای مدل VAR با استفاده از معیار اکائیک و شوارتز انتخاب شده است. مقادیر داخل پرانتز نشان دهنده انحراف معیار می‌باشد . *و ** به ترتیب سطح معناداری ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهد.

منابع

۱. ابونوری، اسماعیل و عبداللهی، محمدرضا (۱۳۹۱). مدلسازی نوسانات بخش‌های مختلف بازار سهام ایران با استفاده از مدل گارچ چند متغیره. تحقیقات مالی، ۱، ۱-۱۶.

۲. ابونوری، اسماعیل و عبداللهی، محمدرضا (۱۳۹۰). ارتباط بازارهای سهام ایران، آمریکا، ترکیه و مالزی در یک مدل گارچ چند متغیره». فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۱۴، ۶۱-۷۹.

۳. حیدری، حسن و بشیری، سحر (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایه مدل VAR-GARCH. فصنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، ۹، ۷۱-۹۲.

۴. صمدی، سعید، شیرانی فخر، زهره و داورزاده، مهتاب (۱۳۸۶). بررسی میزان اثرپذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا (مدل‌سازی و پیش‌بینی). فصلنامه اقتصاد مقداری ، ۲، ۲۵-۵۱.

۵. کشاورز حداد، غلامرضا و بابایی، آرش (۱۳۹۰). مدلسازی تلاطم بازده نقدی در بورس سهام تهران با استفاده از داده‌های پانل و مدل GARCH. نشریه تحقیقات مالی، ۳۱(۱۳)، ۴۱-۷۲.

۶. کشاورز حداد، غلامرضا و معنوی، سید حسن (۱۳۸۷). تعامل بازار سهام و ارز در ایران با تأکید بر تأثیر تکانه‌های نفتی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۳۷(۱۲)، ۱۴۷-۱۶۹.

7. Arouri, M., Jouini, J., & Nguyen, D.K. (2012). On the Impacts of Oil Price Fluctuations on European Equitymarkets: Volatility Spillover and Hedging Effectiveness. *Energy Economics*, 34, 611−617.

8. Baba, Y., Engle, R. F., Kraft, D., & Kroner, K. (1990). Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. *Unpublished Manuscript, University of California, and San Diego*.

9. Bjørnland H.C. (2008). Oil Price Shocks and Stock Market Booms in an Oil Exporting Country, Working papers. Norges Bank. Research Department.

10. Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.

11. Bollerslev, T. (1990). Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model. *The Review of Economics and Statistics*, 72(3), 498-505.

12. Bollerslev, T., Engle, R. F., & Wooldridge, J. M. (1988). A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances. *Journal of Political Economy, 96*(1), 116-131.

13. Brooks, C., & Henry, Ó. T. (2000). Linear and Non-Linear Transmission of Equity Return Volatility: Evidence from the US, Japan and Australia. *Economic Modelling, 17*(4), 497-513. doi: http://dx.doi.org/10.1016/S0264-9993(99)00035-8

14. Chaibi, A., & Gomes, M. (2013). Volatility Spillovers Between Oil Prices and Stock Returns: A Focus on Frontier Markets, Working Paper, IPAG Business School, 34, 1-17.

15. Chou, R. Y., Lin, J., & Wu, C. (1999). Modeling the Taiwan Stock Market and International linkages. *Pacific Economic Review, 4*(3), 305-320.

16. Driesprong, G., Jacobsen, B., & Maat, B. (2008). Striking Oil: Another Puzzle? *Journal of Financial Economics*, 89, 307–327.

17. Elyasiani, Mansur and Odusami. (2011).Oil Price Shocks and Industry Stock Returns. *Energy Economics*, 33, 966–974.

18. Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *The Econometric Society, 50*(4), 987-1007.

19. Engle, R. F. & Kroner, K. F. (1993). Multivariate Simultaneous Generalized ARCH, Discussion Paper, 89.

20. Heidari, H., Katircioglu, S. T. & Bashiri, S. (2013). Inflation, Inflation Uncertainty and Growth in the Iranian Economy: An Application of BGARCH-M Model with BEKK Approach. *Journal of Business Economics and Management*, 14:5, 819-832.

21. Heidari, H., Molabahrami, A. (2012). Investigation the US Financial Crisis Contagion to Istanbul Stock Exchange:An Application of Bivariate GARCH Models, *ICE-TEA 2012-Conference*, Izmir, Turkey.

22. Li H. (2007). International Linkages of the Chinese Stock Exchanges: A Multivariate GARCH Analysis. *Applied Financial Economics*, 17, 285-297.

23. Mensi, W., Beljid, M., Boubaker, A., & Managi, S. (2013). Correlations and Volatility Spillovers Across Commodity and Stock Markets: Linking Energies, Food, and Gold. *Economic Modelling*, *32*, 15-22.

24. Yu, J., & Hasan, M. K. (2008). Global and Regional Integration of The Middle East and North African (MENA) Stock Markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 48, 482–504.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی