بررسی سرایت‌پذیری و تلاطم قیمت نفت بر بازدهی بازار سهام، نرخ ارز و قیمت طلا در ایران: رویکرد VAR-DCC-GARCH چند متغیره، موجک پیوسته و موجک متغیر با زمان[1]

مریم نفیسی مقدم
پژوهشگر پسادکتری علوم اقتصادی، دانشگاه رازی
nafisi1988@gmail.com

شهرام فتاحی (نویسنده مسئول)
دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی
sfattahi@razi.ac.ir

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۷/۰۷

چکیده:

هدف از تحقیق حا ضر برر سی رابطه بین بازارهای مالی در ایران ا ست. برای این منظور از چهار سری بازدهی نفت اوپک، شاخص کل بورس تهران، نرخ دلار و سکه در بازه زمانی مرداد ۱۳۹۲ تا خرداد ماه ۱۴۰۰ به صورت میانگین هفتگی استفاده شده است. در این تحقیق ، ابتدا با استفاده از رویکرد VAR-DCC-GARCH همبستگی شرطی بین بازارها شناسایی شده و سری زمانی تلاطم استخراج می‌شود. سپس با استفاده از سری‌های تلاطم به بررسی همبستگی جزیی و چندگانه در این بازارها با استفاده از رویکرد موجک پیوسته (CWT)و موجک چندگانه وابسته به زمان WLMC پرداخته می‌شود. نتایج CWT نشان می‌دهد همبستگی بین بازارها وجود دارد و تلاطم در بازار نفت به تلاطم در سایر بازارها در افق‌های زمانی مختلف منجر می شود. همچنین در دوران شروع پاندمی کرونا در افق زمانی میان مدت همبستگی بین تلاطم سری بازدهی نفت و شاخص بورس تشدید شده است. نتایج برآورد WLMC نشان می‌دهد که در صورت بروز نااطمینانی سیاسی، همبستگی بازارهای مالی در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت افزایش یافته است.

طبقه‌بندی JEL: G10,C32,F36

کلیدواژه‌ها: سرایت پذیری، همبستگی جزیی، همبستگی چندگانه، تحلیل موجک

---

[1]. این مقاله از طرح پسادکتری خانم دکتر مریم نفیسی مقدم به راهنمایی دکتر شهرام فتاحی در دانشگاه رازی استخراج شده است.

۱. مقدمه

نفت خام تاثیر بسزایی در توسعه و ثبات سیاسی و اجتماعی در کشورهای در حال تو سعه و تو سعه یافته دارد (جونز و کائول[1]، ۱۹۹۶؛ هنریکس و سادور سکی[2]، ۲۰۰۸). ارلر و سرلتیز[3] (۲۰۱۰) نشان دادند که نااطمینانی در مورد تغییرات قیمت نفت باعث کاهش قابل توجه تولید می‌شود و به شدت بر میزان مصرف کالاهای بادوام و سرمایه‌گذاری ثابت در ایالات متحده تاثیر گذار است. از اواسط دهه ۱۹۸۰ قیمت جهانی نفت خام عمدتا تحت تاثیر شرایط عرضه و تقاضای بازار قرار گرفت. این موضوع می‌تواند به طور پیو سته نو سانات قیمت نفت را در پی دا شته و موجب شود فعالان بازار نفت و دولت‌ها زیان‌های سنگینی را متحمل شوند. در نتیجه توجه به تلاطم در بازار نفت و اندازه‌گیری آن توجه بسیاری از پژوهشگران را به خود جلب کرده است.

جهانی شدن و رشد سریع اطلاعات و تکنولوژی ارتباطی منجر به تعامل مداوم و سرایت‌پذیری نوسانات بازارهای مالی شده است. بنابراین در کنار بررسی سنجش تلاطم در بازارها، توجه به اثرات سرریز در آن‌ها نیز از اهمیت بالایی برخوردار است. چن[4] و همکاران (۱۹۸۶) از اولین کسانی بودند که نشان دادند نوسانات گروه‌های مختلف دارایی احتمالا روی یکدیگر اثرگذار است. بسیاری از مطالعات نشان دادند که نوسانات بازار نفت می‌تواند بر نرخ ارز در ک شورهای در حال تو سعه و تو سعه یافته اثرگذار با شد. دینگ و وو[5] (۲۰۱۲) و آلوئی[6] و همکاران (۲۰۱۳) نشان دادند که افزایش قیمت نفت موجب افزایش نرخ دلار آمریکا می‌شود. در مقابل نارایان[7] و همکاران (۲۰۰۸) به رابطه منفی بین نرخ دلار آمریکا و قیمت نفت اشاره کردند. از طرف دیگر، بر طبق نظریه ارزش سهام، بازده سهام تحت تاثیر جریان‌های نقدی آینده و نرخ تنزیل قرار دارد. از این‌رو، افزایش قیمت نفت ممکن است اثرات مثبت و یا منفی بر جریان نقدی آینده شرکت‌های فعال در بازار سرمایه دا شته با شد و بسته به اینکه شرکت تولید کننده یا مصرف‌کننده

---

1. Jones and Kaul
2. Henriques and Sadorsky
3. Elder and Serletis
4. Chen
5. Ding & Vo
6. Aloui
7. Narayan

نفت باشد بر میزان سودآوری آن اثرگذار باشد. بنابراین نوسانات بازار سهام تا حد زیادی بر جریان سرمایه و سرمایه‌گذاری اثرگذار است (سیپولینی[1] و همکاران، ۲۰۱۵).
هنگامیکه سرمایه‌گذاران بیشتر تحت شرایط اقتصادی نامطمئن قرار دارند؛ طلا به عنوان یک دارایی مطمئن در نظر گرفته می‌شود. در دهه اخیر توجه به بررسی حرکت قیمت نفت و طلا در ادبیات اقتصاد مالی افزایش یافته است. دلیل این امر این است که در یک اقتصاد تورمی، سرمایه‌گذاران دارایی‌های خود را از طلا افزایش می‌دهند. ملوین و سلطان[2] (۱۹۹۰) نشان دادند که در کشورهای صادرکننده نفت، هنگامیکه قیمت نفت و به تبع آن درآمد نفتی افزایش یابد، آن‌ها طلا را در سبد ذخایر بین‌المللی خود قرار می‌دهند. از اینرو، این افزایش تقاضا برای طلا موجب افزایش قیمت طلا شده که از افزایش قیمت نفت نشات می‌گیرد. از طرف دیگر رابطه بین قیمت نفت و طلا را می‌توان از طریق کشورهای واردکننده نفت نیز بیان نمود زیرا بیشتر کشورهای واردکننده نفت هزینه تامین نفت را از طریق طلا پرداخت می‌کنند (تیواری و ساهادودین[3]، ۲۰۱۵).
جریان دیگری که در ادبیات مالی وجود دارد این است که محققان قیمت طلا و نفت را از طریق نرخ ارز (دلار آمریکا) با هم مرتبط می‌کنند. در این حالت وقتی قیمت دلار آمریکا در مقابل سایر ارزهای عمده کاهش یابد، سرمایه‌گذاران ممکن است استفاده از طلا را به عنوان پناهگاه امن سرمایه‌گذاری انتخاب کنند و بنابراین موجب افزایش قیمت طلا شوند (جوی[4]، ۲۰۱۱).
با توجه به مطالب گفته شده عدم اطمینان در بازارهای مالی و بحران‌های مالی موجب شده است محققان در سراسر جهان به دنبال استراتژی‌های مختلف برای مدیریت و تنظیم مجدد پرتفوی سرمایه‌گذاری باشند (داس[5] و همکاران، ۲۰۱۹). کشف منا سب ارتباط پویا در میان دارایی‌های مالی ناهمگن، نقش محوری در کاهش ریسک پورتفوی دارد. با این حال در بازارهای مالی غیرخطی، غیرپارامتری و متغیر با زمان، درک پویایی زمانی برای تجزیه و تحلیل عمیق‌تر بازار مشکل است (گوش[6] و همکاران، ۲۰۲۱). اخیرا

1. Cipollini
2. Melvin and Sultan
3. Tiwari and Sahadudheen
4. Joy
5. Das
6. Ghosh

تجزیه و تحلیل مبتنی بر همبستگی شرطی پویا به عنوان یک رویکرد مناسب برای رسیدن به اهداف مذکور در نظر گرفته شده است (باشر و سادورسکی[1]، ۲۰۱۶).

هدف از مقاله حاضر بررسی همبستگی شرطی بین سری‌های بازدهی قیمت نفت خام اوپک، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، نرخ ارز و نرخ طلا است. برای این منظور از رویکرد VAR-DCC-GARCH استفاده می‌شود. مزیت استفاده از این رویکرد این است که می‌توان همبستگی متغیرها را در بازه زمانی مورد بررسی مشاهده نمود. همچنین اثرات سرریز بازدهی سری‌های مورد بررسی را می‌توان در این رویکرد بدست آورد. در مرحله بعد، با استفاده از رویکرد فوق سری تلاطم بازدهی‌های قیمت نفت خام اوپک، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، نرخ ارز و نرخ طلا استخراج خواهد شد. در این مرحله از رویکرد موجک پیوسته برای بررسی همبستگی جزیی بین سری تلاطم بازدهی‌ها استفاده می شود. مزیت استفاده از روش موجک پیوسته بررسی سری تلاطم در بعد زمان و فرکانس است. هدف پایانی مقاله حاضر بررسی همبستگی چندگانه موجک بین سری تلاطم بازدهی‌ها با استفاده از رویکرد موجک متغیر با زمان است. در این راستا پس از پایان مقدمه حاضر، پیشینه تحقیق بیان خواهد شد. در بخش سوم روش‌شناسی ارائه می‌شود. بخش چهارم و پنجم نیز به برآورد مدل و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲. پیشینه تحقیق

در دهه اخیر از روش‌های مختلفی برای بررسی سرایت در بازارهای مالی استفاده شده است. دو رویکرد رایج در این حوزه استفاده از مدل‌های GARCH چند متغیره و تحلیل‌های موجک است. در ادامه به بیان برخی تحقیقات در این حوزه پرداخته خواهد شد. روپرتو و ریورا[2] (۲۰۱۴) با استفاده از همبستگی موجک به تجزیه و تحلیل روابط بین سری‌های زمانی قیمت نفت و شاخص بازارهای سهام در اروپا و ایالات متحده در سطح کل و بخشی برای دوره زمانی ژانویه ۲۰۰۰ تا جولای ۲۰۱۱ پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که تغییرات قیمت نفت هیچ تاثیری بر بازده بورس در دوره قبل از بحران در سطح کل و سطح بخشی (به استثنای شرکت نفت و گاز) ندارد. هانگ[3] و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از تبدیل موجک هار گسسته و نیز از طریق CWT به

1. Basher and Sadorsky
2. Reboredo and Rivera
3. Huang

تجزیه و تحلیل قیمت‌های روازانه نفت برنت، شـــاخص طلای لندن و شـــاخص بورس شـانگهای در بازه زمانی ژانویه ۱۹۹۱ تا سـپتامبر ۲۰۱۴ پرداختند. نتایج تحقیق نشـان می‌دهد که در سال ۲۰۰۳ نفت برنت گزینه مناسبی برای پوشش خطر بازار سهام چین بوده اسـت. هانگ و همکاران (۲۰۱۷) با اسـتفاده از ترکیبی از موجک گسـسـته هار و مدل‌های خودرگر سیون برداری به برر سی اثرات نامتقارن قیمت نفت و بازارهای مالی با در نظر گرفتن افق‌های زمانی مختلف پرداختند. این مقاله نشـــان می‌دهد که در هر افق زمانی هر دو افزایش و یا کاهش قیمت نفت اثرات قابل توجهی بر بازده سهام دارد. مو[1] و همکاران (۲۰۱۸) در مقاله خود به بررســـی رابطه پویا در بازار طلا، دلار و نفت خام پرداختند. برای این منظور از روش DCC-MGARCH استفاده نمودند. همچنین برای بررســـی تاثیر بحران مالی از روش علیت نامتقارن غیر خطی اســـتفاده شـــد. نتایج این تحقیق نشـان می‌دهد که وابسـتگی بلند مدت بین این بازارها وجود دارد. عبدالکریم[2] و همکاران (۲۰۲۰) به بررر سی رابطه بین تغییرات قیمت نفت خام و شاخص بازار سهام در برخی کشـــورهای اســـلامی در آفریقا در بازه زمانی ۴ می ۲۰۱۱ تا ۲۵ ژانویه ۲۰۱۸ پرداختند. در این تحقیق از ســـه روش اصـــلی شـــامل CWT، MODWT و گارچ چند متغیره DCC استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که براساس آزمون MODWT شاخص بازار سهام مصر پیشرو در همه شاخص‌ها ست. الاتجو و همکاران[3] (۲۰۲۰) با اسـتفاده از رویکرد GARCH دو متغیره به بررســی رابطه بین قیمت نفت و نرخ ارز در نیجریه در بازه زمانی ماهانه از ســال ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸ پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشـــان می‌دهد که همبســـتگی بالایی بین این دو ســـری زمانی در کل دوره مورد بررسی وجود دارد.

در ادامه به برخی از تحقیقات داخلی در حوزه سرایت‌پذیری بازارهای مالی ا شاره خواهد شد. ابونوری و ضیاء الدین(۱۳۹۹) همبستگی بین بازده بازار سهام و بازدهی قیمت نفت کشـــورهای عضـــو اوپک را در قالب یک مدل گارچ چند متغیره طی دوره ۲۰۱۹-۲۰۱۴ برر سی کردند و به این نتیجه ر سیدند که تغییرات قیمت نفت با بازدهی بازار سهام در کشـورهای عضـو اوپک هم‌بسـتگی مثبت دارد. هم‌چنین میزان همبسـتگی نوسـان‌های قیمت نفت با بازدهی سهام ک شورهایی که درآمد نفت، سهم بالاتری در تولید ناخالص داخلی آن‌ها دارد، بیش‌تر و تلاطم ناشـــی از تغییرات قیمت نفت به تلاطم بازدهی‌های

[1]. Mo
[2]. Abdulkarim
[3]. Olateju

سهام سرریز می‌شوند. قاسمی و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل گارچ نمایی چند متغیره (MVEGARCH) به بررسی اثر تلاطم قیمت نفت برنت بر شاخص‌های مهم بازارهای مالی ایران و نیز بازده قیمت طلا در دوره زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۸ پرداختند. همچنین، از مدل چند متغیره ADCC-FIGARCH جهت بررسی همبستگی پویا شرطی نامتقارن بین قیمت نفت برنت و بازار مالی ایران استفاده شد. نتایج این مطالعه بیانگر وجود اثر سرریز تلاطم و همبستگی پویا بین نوسانات بازار نفت برنت و بازارهای مالی (طلا، ارز، سهام) و صنایع پتروشیمی و نفتی در ایران است. محمدزاده و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی همبستگی زمانی- تناوبی بین قیمت نفت، طلا و سهام بازار بورس تهران، با استفاده از تحلیل چندگانه موجک و روش آزمون‌های علیت گرنجر و هم‌انباشتگی پرداختند. متغیرهای استفاده شده در این پژوهش داده‌های روزانه سری‌های زمانی قیمت طلا، قیمت نفت خام و شاخص قیمت سهام بازار بورس تهران از ژانویه ۲۰۰۳ تا می ۲۰۱۶ است. نتایج بدست آمده از این تحقیق نشان می‌دهد که سه سری زمانی فوق، در کل دوره، همبستگی معنی‌داری دارند. فتاحی و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از داده‌های سری زمانی قیمت در بازارهای نفت، بورس اوراق بهادار تهران، ارز و طلا در بازه زمانی ۲۳ آذرماه ۱۳۸۷ تا شانزدهم آذرماه ۱۳۹۵ و به صورت هفتگی به بررسی سرایت در بازارهای مالی ایران پرداختند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نقطه سرایت در بازارهای مالی ایران بازار نفت است و سرعت همگام سازی بازار بورس با بازار نفت بیشتر از سایر بازارهاست.

مرور ادبیات تحقیق نشان می‌دهد استفاده از روش تجزیه و تحلیل موجک برای تحلیل روابط سری زمانی انرژی موضوع نسبتا جدیدی است، اگرچه تعداد مقالات زیادی در سال‌های گذشته پیرامون این موضوع منتشر شده است. اما ترکیب سه رویکرد GARCH چندمتغیره، تحلیل همبستگی جزیی در موجک پیوسته و تحلیل همبستگی چندگانه در این مقاله و بررسی نتایج آن‌ها موضوع نسبتا جدیدی است که برای نخستین بار در ایران انجام می‌شود.

۳. معرفی مدل تحقیق

۳-۱. مدل VAR-DCC-GARCH

در مدل VAR-DCC-GARCH به منظور برآورد معادله میانگین رویکرد DCC-GARCH از روش VAR استفاده می‌شود. این معادله به صورت رابطه (۱) نوشته می‌شود:

$$R_t = \mu + \Phi R_{t-1} + + e_t with e_t = D_t^{1/2}\eta_t \qquad (۱)$$

در این مقاله R_t یک بردار 4×1 از بازدهی هر یک از متغیرها و t زمان است. μ یک بردار 4×1 اجزا ثابت و Φ یک ماتریس 4×4 از پارامترهایی است که اثرات هر یک از متغیرها با وقفه خود متغیر و سایر متغیرهای مورد بررسی را نشان می‌دهد که به صورت $\Phi = \begin{pmatrix} \varphi_{11}\varphi_{12}\varphi_{13}\varphi_{14} \\ \varphi_{21}\varphi_{22}\varphi_{23}\varphi_{24} \\ \varphi_{31}\varphi_{32}\varphi_{33}\varphi_{34} \\ \varphi_{41}\varphi_{42}\varphi_{43}\varphi_{44} \end{pmatrix}$ نو شته می شود. e_t جز اخلال برای معادله میانگین چهار سری بازدهی در زمان t ا ست. η_t یک بردار 4×1 با توزیع ت صادفی یکنواخت و مستقل است.

$D_t^{1/2} = diag(\sqrt{h_t^{oil}}, \sqrt{h_t^{TEPIX}}, \sqrt{h_t^{er}}, \sqrt{h_t^{gold}})$ است که h_t نشان‌دهنده واریانس شرطی هر یک از سری‌های بازدهی ا ست. انگل[1] (۲۰۰۲) همبستگی شرطی پو یا DCC را در دو مرحله برآورد نمود. در مرحله اول پارامتر های مدل GARCH برآورد شد. در مرحله دوم همبستگی تخمین زده می شود. معادله واریانس شرطی در DCC-GARCH به صورت رابطه (۲) است (انگل، ۲۰۰۲، تس و تسوی[2] ۲۰۰۲):

$$H_t = D_t R_t D_t \qquad (۲)$$

H_tماتریس 4×4واریانس شرطی است. R_t ماتریس همبستگی شرطی و D_t ماتریس قطری با انحراف معیار متغیر با زمان است که به صورت رابطه (۳) در نظر گرفته می‌شوند:

$$D_t = diag\left(h_{11t}^{1/2}, \dots, h_{44t}^{1/2}\right) \qquad (۳)$$

---

[1]. Engle
[2]. Tse and Tsui

$$R_t = diag(q_{11\,t}^{\frac{1}{2}} \dots q_{44\,t}^{\frac{1}{2}})\varrho_t diag(q_{11\,t}^{\frac{1}{2}} \dots q_{44\,t}^{\frac{1}{2}})$$

ϱ_tماتریس معین مثبت متقارن 4×4 می‌باشد و به صورت رابطه (۴) تعریف می‌شود:

$$\varrho_t = (1 - \alpha - \beta)\bar{\varrho} + \alpha e_{t-1} e_{t-1}' + \beta \varrho_{t-1} \qquad (۴)$$

در این حالت $\bar{\varrho}$ ماتریس 4×4 همبستگی غیر شرطی اجزا اخلال ا ستاندارد می‌با شد. پارامتر α و β غیر منفی اســـت که شـــرط $\alpha + \beta < 1$ را تامین می‌کنند. به منظور بررسی همبستگی متغیر با زمان از رابطه $\rho_{xy,t} = \frac{q_{xy,t}}{(\sqrt{q_{x,t}}\sqrt{q_{y,t}})}$ استفاده می‌شود.

۳-۲. تبدیل موجک پیوسته

تبدیل موجک پیو سته، رو شی ا ست که برای برر سی ارتباط بین دو سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. تبدیل موجک پیوسته، تبدیلی است که تابعی پیوسته در زمان را به فضـــای زمان – فرکانس انتقال داده و به بررســـی همبســـتگی آن در دو بعد زمان- فرکانس می‌پردازد. این تبدیل، تجزیه یک تابع بر مبنای توابع موجک می‌باشد. موجک‌ها که به عنوان موجک دختر در نظر گرفته می شوند نمونه انتقال یافته و مقیاس شده یک تابع موجک مادر با طول متناهی و نوســـانات میرا اســـت. در ریاضـــیات یک تابع موجک پیو سته برای سری زمانی x(t) که مربع آن انتگرال‌پذیر با شد در مقیاس $a > 0$ و مکان $B \in R$ به صورت رابطه (۵) تعریف می‌شود:

$$X(a,b) = \frac{1}{\sqrt{a}} \int_{-\infty}^{\infty} x(t)\psi^*\left(\frac{t-b}{a}\right) dt \qquad (۵)$$

در این رابطه $\psi(t)$ تابع پیوســـته در زمان و فرکانس می‌باشـــد که با عنوان موجک مادر شناخته می شود. با توجه به مقا صد مورد ا ستفاده انواع مختلف موجک مادر نظیر هار[1]، مورلت[2]، داوبیچر[3] و مواردی دیگر قابل استفاده می‌باشد. متداول‌ترین موجک مادر که به طور معمول برای اســـتخراج خصـــوصـــیات ســـری‌های زمانی مورد اســـتفاده قرار می‌گیرد، موجک مورلت می‌باشـــد که نخســـتین بار بوســـیله گوپیلود[4] و همکاران (۱۹۸۴) معرفی

[1]. Haar
[2]. Morlet
[3]. Daubechies
[4]. Goupillaud

شده است (احسانی و طاهری، ۱۳۹۷). تابع موجک پیوسته مورلت به صورت رابطه (۶) در نظر گرفته می‌شود:

$$\psi^M(t) = \frac{1}{\pi^{\frac{1}{4}}}(e^{i\omega t} - e^{-\omega/2})e^{-t/2} \qquad (۶)$$

در این رابطه $\psi^M(t)$ تابع موجک پیوسته مورلت، t عامل زمان و ω عامل فرکانس را نشان می‌دهد.

۳-۳. موجک متغیر با زمان

۳-۳-۱. همبستگی چندگانه موجک

همبستگی چندگانه موجک[1] نخستین بار و سیله فرناندز – ماچو[2] (۲۰۱۲) مطرح شد. WMC اساساً یک ضریب همبستگی چندگانه است. در این حالت به جای محاسبه چندین همبستگی جفتی، یک معیار برای حرکت همزمان چندین متغیر در بازار در مقیاس زمانی معین فراهم می‌شود. این موضوع بویژه هنگامیکه تعدادسری‌های زمانی زیاد باشد مفید است زیرا نیاز به بررسی تعداد زیادی همبستگی زوجی نیست.[3]

فرناندز – ماچو (۲۰۱۲) WMC را به صورت زیر تعریف می‌کند:

$X_t = (x_{1t}, x_{2t} \dots, x_{nt})$ یک فرآیند تصادفی چند متغیره در دوره $t = 1, \dots, T$ و $W_{jt} = (w_{1jt}, w_{2jt} \dots, w_{njt})$ به ترتیب ضرایب موجک در سطح j و دوره t است. WMC می‌تواند به عنوان ریشه دوم ضریب تعیین رگرسیون تعریف شود. به عنوان مثال برای بدست آوردن همبستگی چندگانه در ۴ بازار؛ ابتدا یک رگرسیون چندگانه با ضرایب موجک بدست آمده از سری بازدهی بازارها اجرا می شود. برای هر بازار i و برای هر سطح j، ضرایب موجک آن بازار بر ضرایب موجک سه بازار دیگر رگرس می شود و بالاترین R^2 بدست می‌آید. WMC ریشه دوم بالاترین R^2 است. R^2 مربع همبستگی بین مقادیر مشاهده شده و مقادیر برازش شده در یک مدل رگسیونی است. بنابراین WMC برآورد شده می‌تواند به صورت رابطه (۷) بیان شود:

---

[1]. Wavelet Multiple Correlation (WMC)

[2]. Fernández-Macho

[3]. به طور خاص برای بررسی همبستگی n متغیر نیاز به محاسبه $\frac{n-1}{2}$ همبستگی جزیی است.

$$\tilde{\rho}_X(\lambda_j) = \mathrm{corr}(w_{ijt}, \widehat{w}_{ijt}) = \frac{\mathrm{cov}(w_{ijt}, \widehat{w}_{ijt})}{\sqrt{var(w_{ijt})var(\widehat{w}_{ijt})}} \quad (۷)$$

در این معادله w_{ijt} انتخاب شـده، $\tilde{\rho}_X(\lambda_j)$ را حداکثر کرده و $\widehat{w}_{ijt}$ مقادیر برآود شـده (فیت شده) رگرسیون روی بقیه ضرایب موجک است. با سطح برآورد شده ۸ (J=8)، ۸ برآورد از WMC در مجموع وجود خواهد داشت.

۲-۳-۳. همبستگی چندگانه محلی موجک

همبسـتگی چندگانه محلی موجک[1] به عنوان شـکل گسـترش یافته WMC بوسـیله فرناندز – ماچو (۲۰۱۸) معرفی شد. WLMC اجازه می‌دهد تا همبستگی چندگانه پویا باشـد و با گذشـت زمان تغییر کند. از اینرو WLMC قادر اسـت نشـان دهد که چگونه متغیرها در طول زمان نوسـان می‌کنند و در طول یک بحران خاص روند آن‌ها تغییر می‌کند. WLMC را می‌توان با همبسـتگی متغیر با زمان در مدل DCC-GARCH مقایسه نمود. زیرا هر دو رویکرد اجازه می‌دهد تا ترکیب پویا با شد. با این حال در مدل WLMC می‌توان در کنار مشاهده رفتار همبستگی کلی چند متغیر با توجه به زمان، به بررسـی رفتار آن‌ها در مقیاس زمانی نیز توجه نمود. مقایسـه پویایی حرکت متغیرها در طی مقیاس‌های زمانی می‌تواند مفید باشد زیرا به عنوان مثال شوک‌های ناگهانی به بازار فقط در مقیاس‌های زمانی کوتاه‌تر قابل مشاهده است. فرناندز و موچو (۲۰۱۸) WLMC را به صورت رابطه (۸) تعریف می‌کند:

$$\tilde{\rho}_{X,s}(\lambda_j) = \mathrm{corr}\,(\theta(t-s)^{\frac{1}{2}}w_{ijt}, \theta(t-s)^{\frac{1}{2}}\widehat{w}_{ijt}) = \frac{\mathrm{cov}\,(\theta(t-s)^{\frac{1}{2}}w_{ijt}, \theta(t-s)^{\frac{1}{2}}\widehat{w}_{ijt})}{\sqrt{\mathrm{Var}(\theta(t-s)^{\frac{1}{2}}w_{ijt})\mathrm{Var}(t-s)^{\frac{1}{2}}\widehat{w}_{ijt})}} \quad (۸)$$

در این حالت $s = 1 \ldots T$ و $\theta(.)$ تابع وزنی میانگین متحرک اسـت. در این مقاله از تابع وزنی گوسی که فرناندز – ماچو (۲۰۱۸) در مقاله خود پیشنهاد داده است استفاده می‌شود.

[1]. Wavelet Local Multiple Correlation (WLMC)

۴. برآورد مدل

۴-۱. آمار توصیفی متغیرها

اولین هدف از مطالعه حاضر بررسی همبستگی بین سری بازدهی قیمت نفت، طلا، سهام و ارز در ایران اســـت. برای این منظور از قیمت نفت اوپک، قیمت ســـکه بهار آزادی، شـــاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و نرخ دلار در بازار آزاد در بازه زمانی اول مرداد ۱۳۹۲تا ۶ خرداد ۱۴۰۰ به صـــورت میانگین هفتگی اســـتفاده می‌شـــود. در مرحله اول، بازدهی هر یک از متغیرها بدست می‌آید. برای بدست آوردن سری بازدهی از رابطه (۹) استفاده می‌شود:

$$r_t = (\ln R_t - \ln R_{t-1}) * 100 \qquad (۹)$$

که در آن r_t بازدهی هر یک از سری‌های زمانی و R_t هر یک از متغیرهای تحقیق است. جدول (۱) آمار توصیفی سری بازدهی متغیرهای مورد بررسی را نشان می‌دهد. براین اســـاس میانگین بازدهی هفتگی قیمت نفت اوپک، ســـکه بهار آزادی، دلار و بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به ترتیب برابر ۰/۱۲-، ۰/۶۱، ۰/۵۲ و ۰/۷۸ درصد است. بنابراین متوسط بازدهی در بازار نفت اوپک منفی و در سایر بازارها مثبت است. همچنین نرخ دلار بیشترین بازدهی را در بازه مورد بررسی داشته است. انحراف معیار نشان دهنده پراکندگی هر یک از سری‌های بازدهی است. در این مطالعه سری بازدهی قیمت نفت اوپک دارای بیشترین پراکندگی و بازدهی نرخ دلار دارای کمترین پراکندگی اســـت. چولگی به عنوان یکی دیگر از پارمترهای مورد بررســـی در این مطالعه به منظور بررسی تقارن و عدم تقارن توزیع هر یک از سری‌های بازدهی مورد استفاده قرار گرفته است. با توجه به جدول (۱) ضریب چولگی سری بازدهی قیمت نفت اوپک، نرخ سکه بهار آزادی، نرخ دلار و شـــاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به ترتیب برابر با ۰/۲۶، ۰/۷۹، ۱/۲۸ و ۰/۹۶ می‌باشد. بنابراین هر یک از متغیرها نامتقارن و دارای چولگی مثبت هســـتند. ضـــریب کشـــیدگی نشـــان دهنده میزان قله‌ای بودن یا مســـطح‌تر بودن توزیع احتمال یک متغیر است. بررسی ضریب کشیدگی در سری‌های بازدهی مورد بررسی نشان می‌دهد که بازدهی نفت اوپک دارای بیشترین ضریب کشیدگی و بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار دارای کمترین ضریب کشیدگی است. ضریب کشیدگی متغیرهای تحقیق همگی بزرگتر از ۳ است که نشان می‌دهد پراکندگی متغیرهای مورد بررسی از

پراکندگی نرمال بیشتر است. از اینرو مقدار کشیدگی بیشتر نشان دهنده پراکندگی بیشتر و وجود داده‌های پرت بیشتر در سری‌های مورد بررسی است. با توجه به اینکه مقدار پراکندگی در قیمت نفت اوپک بیشتر است بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که شوک‌های مثبت و منفی در بازار نفت بیشتر از سایر بازارهای مورد بررسی بوده است. به منظور بررسی نرمال بودن هر یک از متغیرها از آزمون جارک‌برا استفاده شده است. با توجه به نتایج آزمون جارک‌برا فرض صفر بودن مبنی بر نرمال بودن هر یک از سری‌های بازدهی تایید نشده و بنابراین هر یک از سری‌های مورد بررسی فاقد توزیع نرمال هستند.

جدول(۱): آمار توصیفی سری بازدهی

	نفت اوپک	بورس	دلار	سکه
میانگین	-۰/۱۲	۰/۷۸	۰/۵۲	۰/۶۱
بیشترین مقدار	۴۰/۲۱	۱۵/۷	۱۶/۸	۱۵/۸۸
کمترین مقدار	-۳۱/۹	-۱۰/۷۴	-۱۰/۸۷	-۱۱/۷۱
انحراف معیار	۵/۸۵	۳/۳۰	۳/۰۲	۳/۲۰
ضریب چولگی	۰/۲۶	۰/۹۶	۱/۲۸	۰/۷۹
ضریب کشیدگی	۱۴/۸۷	۶/۶۸	۹/۹۴	۷/۳
آماره جارک‌برا	۲۲۳۵***	۲۷۳***	۸۶۶***	۳۳۹***

منبع: یافته‌های تحقیق

به منظور مدلسازی اقتصادسنجی سری‌های زمانی به طور معمول باید از متغیرهای مانا استفاده شود. در این تحقیق به منظور بررسی سری‌های بازدهی مورد بررسی از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده شده است. نتایج آزمون مانایی در جدول (۲) ارائه شده است. در این آزمون فرضیه صفر وجود ریشه واحد در متغیرهاست. بنابراین با رد فرضیه صفر می‌توان نتیجه گرفت که متغیرها مانا هستند.

جدول(۲): بررسی مانایی سری‌های بازدهی با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

	با عرض از مبدا و روند	با عرض از مبدا و بدون روند	بدون عرض از مبدا و روند
نفت اوپک	-۱۴/۴۵***	-۱۴/۴۸***	-۱۴/۴۷***
بورس	-۱۰/۵۹***	-۱۰/۶۹***	-۱۰/۲۵***
دلار	-۱۶/۰۳***	-۱۶/۱۳***	-۱۵/۶۸***
سکه	-۱۶/۴۴***	-۱۶/۶۷***	-۱۵/۹۹***

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۲) فرضیه صفر که نشان دهنده ریشه واحد در متغیرهاست پذیرفته نمی‌شود و در نتیجه کلیه سری‌های بازدهی مورد بررسی مانا هستند.

۴-۲. برآورد همبستگی غیرشرطی

جدول (۳) همبستگی غیرشرطی سری بازدهی قیمت نفت اوپک، نرخ سکه بهار آزادی، دلار و بورس اوراق بهادار را نشـــان می‌دهد. براین اســـاس بیشـــترین وکمترین مقدار همبســـتگی غیر شـــرطی با بازدهی قیمت نفت اوپک به ترتیب مربوط به ســـری بازدهی دلار و بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران ا ست. همچنین سکه بهار آزادی و دلار دارای بیشترین همبستگی غیر شرطی هستند.

جدول(۳): همبستگی غیر شرطی سری‌های بازدهی

	نفت اوپک	بورس	دلار	سکه
بازدهی نفت اوپک	۱			
بازدهی شاخص کل بورس	۰/۰۴	۱		
بازدهی دلار	۰/۱۷	۰/۱۵	۱	
بازدهی سکه	۰/۱۲	۰/۱۷	۰/۷۸	۱

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۳. برآورد همبستگی شرطی

در ادامه به برر سی وجود همب ستگی شرطی در سری بازدهی قیمت نفت اوپک، سکه بهار آزادی، دلار و شـــاخص کل بورس اوراق بهادار تهران پرداخته می‌شـــود. برای این منظور از رویکرد DCC-GARCH in mean ا ستفاده می شود. در این حالت به منظور برآورد معادله میانگین از یک مدل VAR اســـتفاده می‌شـــود. در ابتدا با اســـتفاده از معیارهای آکاییک، شـــوارتز بیزین و هنان کویین وقفه بهینه برای مدل VAR تعیین می‌شـــود. بدین ترتیب که وقفه‌های مختلف مدل VAR در نظر گرفته شـــده و ســـپس براســـاس معیارهای فوق وقفه بهینه انتخاب می‌شـــود. جدول (۴) وقفه‌های مختلف مدل VAR را تا سه وقفه نشان می‌دهد.

جدول (۴): تعیین وقفه بهینه VAR

	آکاییک	شوارتز بیزین	هنان کویین
وقفه ۱	۱۸/۹۸	۱۹/۳۹	۱۹/۱۴
وقفه ۲	۱۹/۰۵	۱۹/۶۲	۱۹/۲۸
وقفه ۳	۱۹/۱۶	۱۹/۹۱	۱۹/۴۶

منبع: یافته‌های تحقیق

در این تحقیق وقفه اول برای مدل VAR در نظر گرفته شده است. نتایج برآورد معادله میانگین در جدول (۵) ارائه شده است. ضرایب φ_{11}، φ_{22}، φ_{33} و φ_{44} نشان‌دهنده ضرایب اثر هر متغیر در معادله میانگین با وقفه خود آن متغیر است. در این معادله ضرایب φ_{11}، φ_{22} و φ_{44} (که به ترتیب نشان‌دهنده سری بازدهی نفت، شاخص بورس و سکه است)، مثبت و معنادار است. به عبارت دیگر، وقفه بازدهی سری‌های زمانی اثر مستقیمی بر شاخص‌های جاری سری یازدهی قیمت نفت، شاخص کل بورس و سکه دارد. این موضوع نشان‌دهنده پتانسیل پیش‌بینی کوتاه مدت بازدهی فعلی براساس بازدهی گذشته نفت، شاخص کل بورس و سکه است.

در معادله میانگین اثرت سرریز بازدهی نفت بر دلار (φ_{13}) منفی و در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است. این موضوع با توجه به اینکه ایران از جمله کشورهای صادرکننده نفت بحساب می‌آید دور از انتظار نیست. اثر سرریز بازدهی نفت بر سکه (φ_{14}) مثبت و در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است. همچنین اثر سرریز سکه بر نفت (φ_{41}) و دلار بر نفت (φ_{31}) از لحاظ آماری معنادار نیست. اثر بازدهی دلار بر بورس (φ_{32}) و سکه بر بورس (φ_{42}) مثبت و به ترتیب در سطح اطمینان ۹۰ و ۹۹ درصد معنادار است. این موضوع نشان می‌دهد که اثرات سرریز مثبت از دلار و سکه به بورس وجود دارد. به عبارت دیگر، هنگامیکه قیمت دلار و سکه افزایش می یابد، سرمایه‌گذاران تمایل دارند سرمایه‌گذاری در بازار سهام را به منظور بهینه سازی سبد سرمایه‌گذاری خود افزایش دهند.

جدول (۵): ماتریس معادله میانگین مدل
VAR(1)-DCC-GARCH(1,1)

	ضرایب	مقادیر	P-value
نفت	c_1	-۰/۱۷	۰/۵
	φ_{11}	۰/۲۹	۰/۰۰۰
	φ_{12}	۰/۰۶۸	۰/۴
	φ_{13}	-۰/۲۰	۰/۱
	φ_{14}	۰/۲۳	۰/۱
بورس	c_2	۰/۳۲	۰/۰۳
	φ_{21}	-۰/۰۲	۰/۴
	φ_{22}	۰/۵۳	۰/۰۰۰
	φ_{23}	۰/۰۷	۰/۳
	φ_{24}	۰/۰۰۵	۰/۹
دلار	c_3	۰/۳۱	۰/۰۴
	φ_{31}	۰/۰۰۵	۰/۸

	φ_{32}	۰/۰۷	۰/۱
	φ_{33}	-۰/۰۹	۰/۲
	φ_{34}	۰/۳۲	۰/۱۹
سکه	c_4	۰/۴۰	۰/۰۱
	φ_{41}	-۰/۰۰۱	۰/۹
	φ_{42}	۰/۱۵	۰/۰۰۲
	φ_{43}	-۰/۱۴	۰/۱
	φ_{44}	۰/۲۴	۰/۰۰۳

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۶) نتایج خروجی معادله واریانس مدل VAR-DCC-GARCH را نشـــان می‌دهد. در این تحقیق Ω_1، Ω_2 ، Ω_3و Ω_4 به ترتیب نشـان دهنده عرض از مبدا سـری بازدهی نفت اوپک، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، دلار و سکه است.

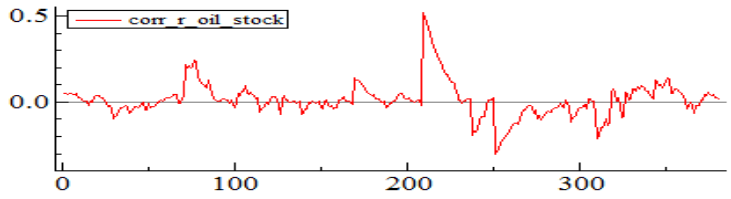
جدول (۶): خروجی معادله مدل VAR-DCC-GARCH

		ضریب	P-value
نفت	Ω_1	۳/۳۷	۰/۱۰
	α_1	۰/۴۳	۰/۰۱
	β_1	۰/۵۵	۰/۰۰۰
بورس	Ω_2	۰/۳۲	۰/۲۳
	α_2	۰/۱۳	۰/۰۵
	β_2	۰/۸۳	۰/۰۰۰
دلار	Ω_3	۰/۴۸	۰/۱۲
	α_3	۰/۲۳	۰/۰۰۹
	β_3	۰/۷۱	۰/۰۰۰
سکه	Ω_4	۰/۱۶	۰/۱۰
	α_4	۰/۱۸	۰/۰/۰۰۲
	β_4	۰/۸۲	۰/۰۰۰
DCCمعادله	α	۰/۰۴	۰/۰۴
	β	۰/۸۶	۰/۰۰۰
آزمون ثبات			
	LogL	-۳۵۶۶/۱۴	-
	Av.LogL	-۹/۳۸	-
نفت	Q_1	۰/۰۰۱	۰/۹
بورس	Q_2	۰/۰۷	۰/۷
دلار	Q_3	۱۲/۳	۰/۱۱
طلا	Q_4	۰/۰۰۱	۰۳/۹

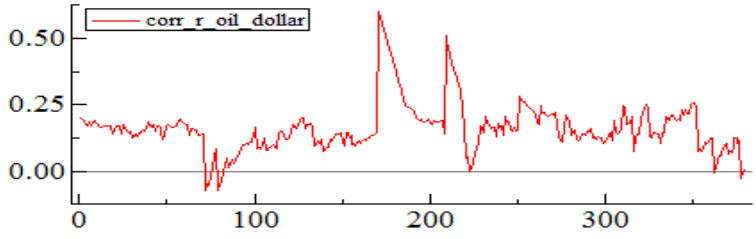
منبع: یافته‌های تحقیق

پارامترهای α_1، α_2، α_3 و α_4 به ترتیب نشان دهنده ضریب ARCH و β_1، β_2، β_3 و β_4 نشان دهنده ضریب GARCH در معادله واریانس برآورد شده می‌باشند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که پارامترهای α و β غیر منفی بوده و شرط $\alpha + \beta < 1$ را تامین می‌کنند. این شرط تضمین می‌کند که تلاطم دوره قبل بر تلاطم دوره جاری اثرگذار است. مثبت بودن این پارامترها دلالت بر این موضوع دارد که به دنبال بروز شوک در سری بازدهی‌ها افزایش در تلاطم در دوره بعدی می‌تواند مورد انتظار باشد. پارامتر β دراین مدل همچنین بیانگر اثر تلاطم دوره قبل بر تلاطم دوره جاری است. نتایج حاصل از برآورد پارامترهای مدل DCC نشان می‌دهد که آلفا و بتا غیر منفی و حاصلجمع آن‌ها کمتر از یک است. نتایج آزمون‌های ثبات در قالب آزمون‌هایLogL، Av.LogL و Q تاییدکننده مدل برآورد شده است. برای تحلیل‌های مربوط به همبستگی شرطی پویا به طور معمول از نمودار همبستگی شرطی برآورد شده بین متغیرها استفاده می شود. از این‌رو نمودار (۱)، (۲) و (۳) به ترتیب نشان دهنده روند همبستگی شرطی پویا بین سری بازدهی نفت با شاخص کل بازار سهام، دلار و سکه بهار آزادی می‌باشند.

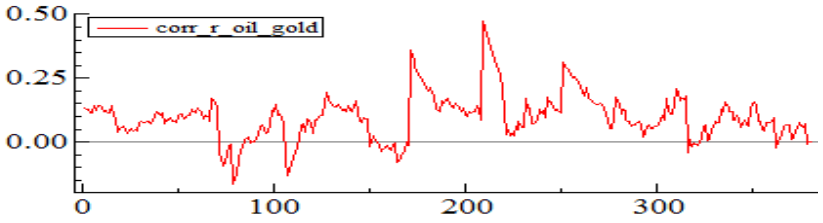
نمودار (۱): نمودار همبستگی شرطی بین سری جفت بازدهی جفت بازار قیمت نفت اوپک و شاخص بورس



نمودار (۲): نمودار همبستگی شرطی بین سری جفت بازدهی جفت بازار قیمت نفت اوپک و دلار



نمودار (۳): نمودار همبستگی شرطی بین سری جفت بازدهی جفت بازار قیمت نفت اوپک و طلا



منبع: یافته‌های تحقیق

همبستگی بین نرخ بازدهی نفت اوپک و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در نمودار (۱) نشان داده شده است. میانگین همبستگی فوق برابر با ۰/۰۱۴و بیشترین و کمترین مقدار به ترتیب برابر با ۰/۵۲ و ۰/۳۰- است که به دوره زمانی نیمه دوم آذر ماه ۱۳۹۶ و نیمه دوم آذرماه ۱۳۹۷ اختصاص دارد. از ابتدای دوره مورد بررسی (مرداد۱۳۹۲) با شروع فعالیت دولت یازدهم و سیگنال‌های مثبت مذاکرات هسته‌ای تا اوایل بهمن ۱۳۹۲ روند همبستگی مثبت و پس از آن تا مرداد ۱۳۹۳ منفی بوده است. از جمله دلایل افت شاخص بورس اوراق بهادار در انتهای سال ۱۳۹۲ ایجاد برخی ریسک‌ها داخلی همچون ابهامات تعدادی از بندهای لایحه بودجه سال ۱۳۹۳ مربوط به نرخ خوارک پتروشیمی‌ها و نرخ بهره مالکانه معادن، انتشار گزارش‌های نه چندان مناسب عملکرد شرکت‌های بورسی و مباحث مربوط به فاز دوم هدفمندسازی یارانه‌ها بود (خلاصه تحولات اقتصادی کشور، ۱۳۹۲). از مرداد ۱۳۹۳ تا آبان ۱۳۹۴ روند همبستگی بین نرخ بازدهی نفت اوپک و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران مثبت بود. این دوره مقارن با شروع نرخ کاهشی قیمت نفت و توافق ایران با گروه ۵+۱ است. از آبان ۹۴ تا اواخر سال ۱۳۹۶ همبستگی بین این دو شاخص نوسانات زیادی داشته است. مقدار متوسط همبستگی در بازه زمانی ۰/۰۵ است. به طور کلی روند منفی همبستگی بین نرخ بازدهی نفت اوپک و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران از دهه اول تیرماه ۱۳۹۷ شروع و تا نیمه دوم اردیبهشت ماه ۱۳۹۹ ادامه داشته است. این دوران مقارن با نوسانات قیمت نفت، خروج آمریکا از برجام[1] و شروع پاندمی کرونا است. پس از این دوره تا اواخر دیماه ۱۳۹۹ همبستگی این دو شاخص مثبت بوده است. از اوایل بهمن تا پایان سال ۱۳۹۹ میزان

[1]. Joint Comprehensive Plan Of Action (JCPOA)

همبستگی بین این دو شاخص منفی شد و از شروع سال ۱۴۰۰ روند همبستگی نرخ بازدهی نفت اوپک و شاخص کل بورس اراق بهادار تهران مثبت می‌باشد.
نمودار (۲) همبستگی بین نرخ بازدهی قیمت نفت اوپک و نرخ دلار در ایران را نشان می‌دهد. به طور متوسط این همبستگی برابر با ۰/۱۶ و بیشترین و کمترین مقدار آن به ترتیب برابر با ۰/۶۰ و ۰/۰۷- است که به بازه زمانی اواخر دیماه ۱۳۹۵ و هفته سوم آذر ماه ۱۳۹۳ اختصاص دارد. در اغلب بازه زمانی مورد بررسی به جز اواخر آذرماه ۱۳۹۳ تا پایان سال ۱۳۹۳ روند همبستگی بین این دو شاخص مثبت بوده است.
همبستگی بین نرخ بازدهی قیمت نفت اوپک و سکه بهار آزادی در ایران که در نمودار (۳) نشان داده شده، به طور متوسط برابر با ۰/۰۹۸ و بیشترین و کمترین مقدار آن به ترتیب برابر با ۰/۴۷ و ۰/۱۶- است که به بازه زمانی اواخر آذرماه ۱۳۹۶ و هفته اول اسفند ماه ۱۳۹۳ اختصاص دارد. در اغلب بازه زمانی مورد بررسی (به جز اواخر آذرماه ۱۳۹۳ تا نیمه اول فروردین ۱۳۹۴، هفته دوم شهریور تا اواخر مهر ۱۳۹۴، هفته سوم مرداد تا هفته سوم آبان ۹۵) روند همبستگی بین این دو شاخص مثبت بوده است.

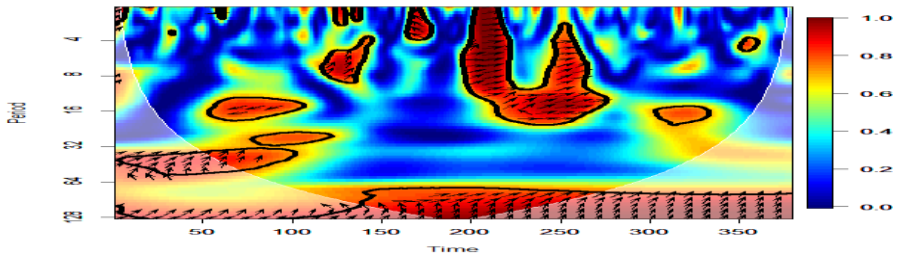
۴-۴. تجزیه و تحلیل همبستگی جزیی تلاطم سری‌های مورد بررسی با استفاده از تبدیل موجک پیوسته

موجک به عنوان ابزار قدرتمند در پردازش داده‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. همبستگی موجک که مقدار آن بین صفر و یک است، درجه همجهتی بین بازارها را بررسی می‌کند. هرچه مقدار همبستگی موجک به یک نزدیک‌تر باشد درجه همبستگی بین بازارها بیشتر می‌شود و بالعکس هر چه مقدار همبستگی موجک به صفر نزدیک‌تر باشد، درجه همبستگی کمتر است. تحلیل موجک این امکان را فراهم می‌آورد تا از فواصل زمانی طولانی مدت‌تر برای مشاهده اطلاعات فرکانس‌های پایین و از فواصل زمانی کوتاه مدت‌تر برای مشاهده اطلاعات فرکانس‌های بالاتر استفاده شود.
در این بخش ابتدا سری زمانی نوسانات با استفاده از روش VAR-DCC-GARCH محاسبه شده است سپس با استفاده از تبدیل موجک به بررسی همبستگی تلاطم بازارهای مالی پرداخته شده است. نتایج برآورد تبدیل موجک پیوسته در شکل (۱)، (۲) و (۳) نشان داده شده است. برای بررسی میزان همبستگی بین تلاطم بازارها و شناسایی درجه همبستگی براساس رنگ‌های موجود در شکل‌ها از نمودار میله‌ای کنار هر شکل استفاده می‌شود. براین اساس هر چه از طیف رنگی به سمت رنگ آبی متمایل شود میزان همبستگی کمتر است. در مقابل برای طیف‌های رنگی متمایل به قرمز میزان

همبستگی بیشتر است. محور افقی این اشکال نشان دهنده مقیاس زمان و محور عمودی نشـان دهنده فرکانس اسـت. در این نمودارها منظور از فرکانس دوره زمانی (کوتاه‌مدت، میان مدت و بلندمدت) می‌باشـــد. در این اشـــکال کوتاه‌ترین دوره زمانی ۴ هفته و بزرگترین دوره زمانی ۱۲۸ هفته می‌باشد.

نکته مهم دیگری که در تحلیل همبســـتگی موجک وجود دارد این اســـت که اگر چه همبستگی را درمقیاس‌های مختلف زمانی نشان می‌دهد، اما نمی‌توان همبستگی مثبت و منفی را از روی نمودار حرارتی آن مشخص کرد زیرا همه جملات را به صورت مجذور در نظر می‌گیرد. برای یافتن علت ایجاد تغییر در متغیرها و جهت همبســـتگی از تحلیل اختلاف فاز اســـتفاده می‌شـــود. بدین صـــورت که فلش‌های زاویه‌دار، جهت فاز و علیت تغییرات سـری‌های زمانی را نشـان می‌دهد. فلش‌هایی که به صـورت → و ← هسـتند، نشـــان دهنده هم فاز بودن و غیرهم‌فاز بودن ســـری‌های مورد بررســـی اســـت. همچنین فلش‌های ↗ و ↙ نشان دهنده این است که سری زمانی اول، علت و موجب شکل‌گیری سری زمانی دوم است و فلش‌های ↖ و ↘ نشان دهنده این است که سری زمانی دوم، علت و موجب شکل‌گیری سری زمانی اول است. براساس شکل (۱) همبستگی بین دو ســـری تلاطم قیمت نفت اوپک و شـــاخص بورس اوراق بهادار تهران از مرداد ۱۳۹۳ تا اوایل سـال ۱۳۹۴ در افق‌های زمانی ۱۶ تا ۶۴ هفته بیشـتر بوده اسـت. بررسـی تحلیل اختلاف فاز در این دوره نشـــان می‌دهد که تلاطم بازدهی نفت اوپک می‌تواند به عنوان عاملی برای تلاطم بازدهی بورس اوراق بهادار تهران مطرح باشـــد. همان طور که در تحلیل مدل قبلی نیز اشاره شد این دوره مقارن با شروع کاهش قیمت نفت در بازارهای جهانی است. از اوایل سال ۱۳۹۵ تا اواخر سال ۱۳۹۷ همبستگی بین دو سری تلاطم قیمت نفت اوپک و شـــاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در افق زمانی بلند مدت ۱۲۸ هفته تشدید شده است. در این فرکانس زمانی تحلیل اختلاف فاز نشان دهنده هم‌فاز بودن دو سری است. همچنین تحلیل اختلاف فاز نشان می‌دهد که تلاطم سری زمانی نفت اوپک می‌تواند به عنوان یکی از علت‌های تلاطم شـــاخص بورس اوراق بهادار تهران مطرح باشـد. تحلیل فوق در بازه زمانی ابتدای سـال ۱۳۹۶ تا اواخر سـال ۱۳۹۷ در افق زمانی کوتاه مدت و میان مدت نیز صادق است. همچنین براساس شکل (۱) در دوران شـروع پاندمی کرونا که با کاهش شـدید قیمت نفت همراه بود در افق زمانی میان مدت همبستگی بین تلاطم دو سری مورد بررسی وجود داشته است.

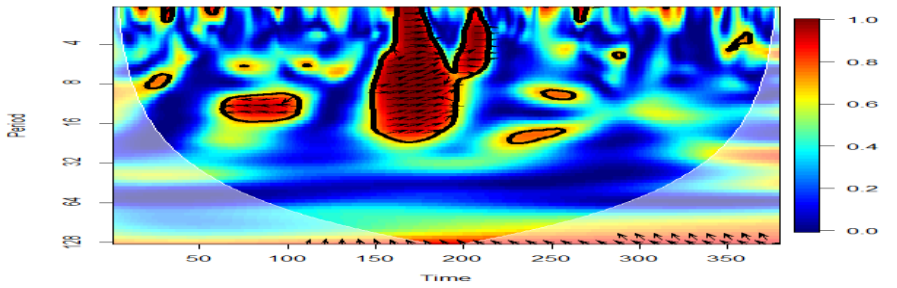
شکل (۱): بررسی همبستگی جزیی در سری زمانی تلاطم قیمت نفت اوپک و شاخص بورس اوراق بهادار تهران



منبع: یافته‌های تحقیق

براساس شکل (۲) همبستگی بین دو سری زمانی تلاطم قیمت نفت اوپک و نرخ ارز در بازه زمانی اوایل بهار ۱۳۹۴ تا مرداد ۱۳۹۴ در فرکانس ۸ تا ۱۶ هفته تشدید شده و غیر هم فاز است. همچنین در بازه زمانی اواسط تابستان ۱۳۹۵ تا اواخر تابستان ۱۳۹۶ همبستگی بین این سری زمانی تشدید شده است. بررسی تحلیل اختلاف فاز در این بازه زمانی نشان می‌دهد که تلاطم سری بازدهی قیمت نفت اوپک می‌تواند دلیلی برای تلاطم قیمت ارز در ایران در این دوران باشد.

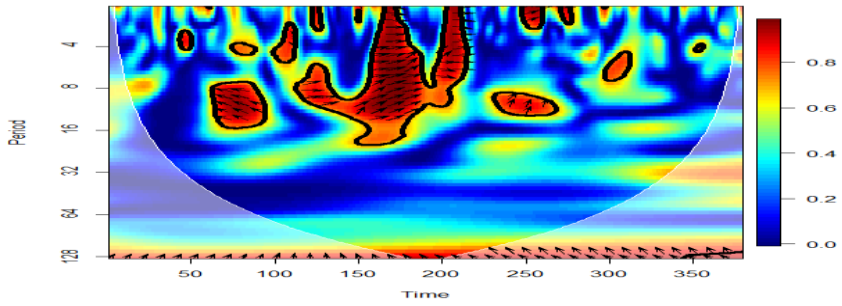
شکل (۲): بررسی همبستگی جزیی در سری زمانی تلاطم قیمت نفت اوپک و دلار



منبع: یافته‌های تحقیق

براساس شکل (۳) همبستگی بین دو سری تلاطم قیمت نفت اوپک و طلا در پاییز و زمستان ۱۳۹۳ در افق زمانی ۸ تا ۱۶ روزه تشدید شده است. این دوره مقارن با شروع کاهش قیمت نفت و طولانی شدن مذاکرات هسته‌ای در ایران است. همچنین از اواخر پاییز سال ۱۳۹۴ تا تابستان ۱۳۹۶ در میان مدت همبستگی سری زمانی تشدید شده است. بررسی تحلیل اختلاف فاز در بازه زمانی فوق نشان می‌دهد که تلاطم قیمت نفت به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر تلاطم سکه بهار آزادی می‌تواند مطرح می‌باشد.

شکل (۳): بررسی همبستگی جزیی در سری زمانی تلاطم قیمت نفت اوپک و طلا (سکه بهار آزادی)



منبع: یافته‌های تحقیق

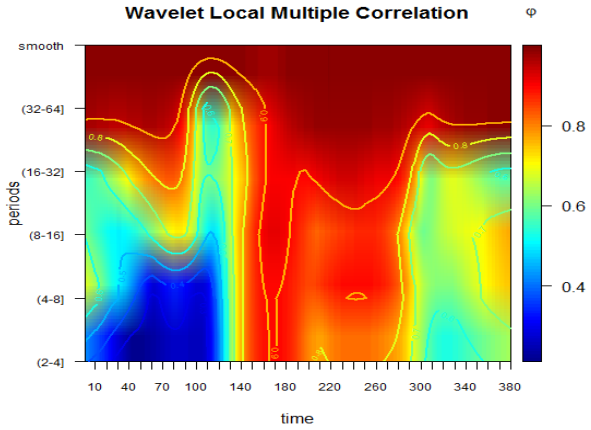
۵-۴. تجزیه و تحلیل همبستگی چندگانه تلاطم سری‌های مورد بررسی با استفاده از موجک WLMC

در این بخش با استفاده از تحلیل همبستگی چندگانه محلی موجک پیشرفته با استفاده از ۴ سری زمانی تلاطم نرخ بازدهی قیمت نفت اوپک، شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران، نرخ دلار و قیمت سکه بهار آزادی به بررسی همبستگی تلاطم این بازارها پرداخته می شود. به منظور محا سبه WLMC سری زمانی مورد برر سی با ا ستفاده از موجک حداکثر هم پو شان گسسته[1] MODWT با فیلتر با طول موج ۴ دابشیز انتخاب می‌شود (ویچر و همکاران[2]، ۲۰۰۰). شکل (۴) نمودار حرارتی همبستگی چندگانه محلی موجک را در بین سری تلاطم بازدهی قیمت نفت اوپک، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، نرخ دلار و نرخ طلا نشان می‌دهد. همان طور که مشاهده می‌شود، ساختار همبستگی این بازارها در طول بازه زمانی مورد بررسی هم از نظر زمان و هم از نظر فرکانس یکنواخت نیست. یکی از برجسته‌ترین ویژگی‌های WLMC، شکاف شدید ساختاری در بازه‌های زمانی در مقیاس ۱۶ هفته است. به نظر می‌رسد در مقیاس‌های بالاتر از ۱۶ هفته ساختار همبستگی بلند مدت از نظر زمانی پایدارتر شده است. این موضوع می‌تواند نشان دهنده یکپارچگی این بازارها در افق ۱۶ هفته و بالاتر باشد. به این معنا که بازدهی بدست آمده در هر یک از آن‌ها را می‌توان با عملکرد کلی در بازارهای دیگر تعیین نمود. این موضوع می‌تواند ریسک پرتفوی سرمایه‌گذاران را در

[1]. Maximum Overlap Discrete Wavelet Transform
[2]. Whitcher et al

بلندمدت افزایش دهد. همچنین شکل (۴) به طور واضح در بازه زمانی مرداد ۱۳۹۵ تا تیرماه ۱۳۹۸ همبستگی در فرکانس‌های کوتاه مدت (۴-۲ هفته) تا میان مدت (۱۶-۸ هفته) بیش از ۸۰ درصد بوده است. این موضوع نشان می‌دهد که سرایت در بین بازارها در کوتاه مدت و میان مدت نیز افزایش یافته است. این دوره مصادف با انتخابات ریاست جمهوری سال ۲۰۱۶ آمریکا و خروج آمریکا از توافق برجام است. این نتیجه نشان می‌دهد که در شرایط عدم اطمینان سیاسی در کشور حتی در کوتاه مدت نیز سرایت و همبستگی بازارهای مالی در ایران افزایش یافته و این موضوع ریسک پرتفوی سرمایه‌گذاران را افزایش می‌دهد.

شکل (۴): بررسی همبستگی چندگانه متغیر با زمان در سری زمانی تلاطم متغیرهای تحقیق

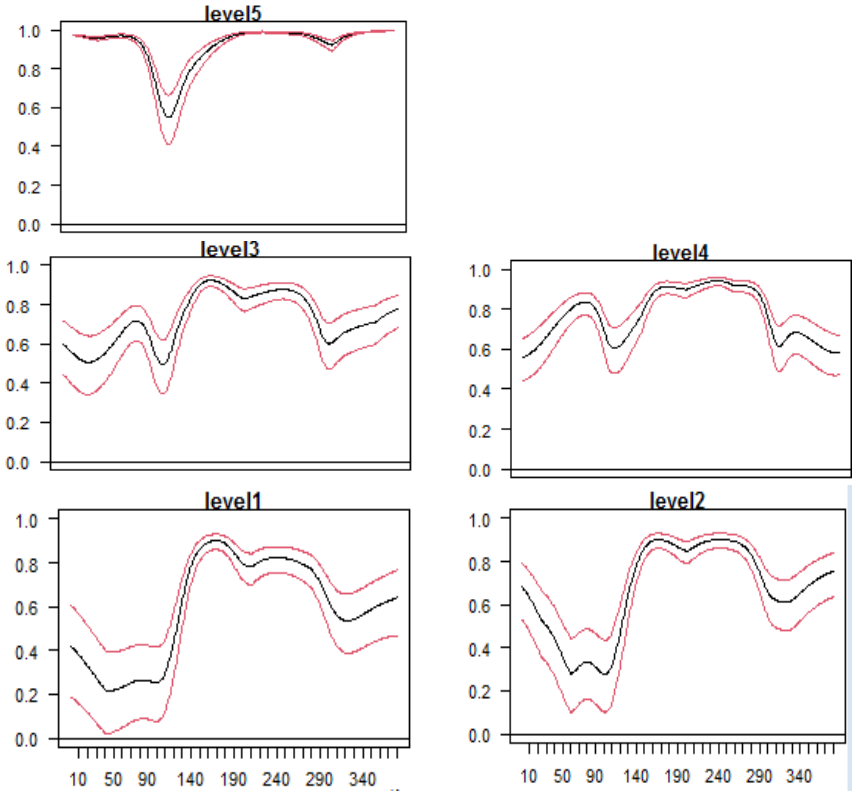


منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۴) همبستگی چندگانه محلی موجک WLMC در مقابل زمان در فاصله اطمینان ۹۵ درصد را نشان می‌دهد. در این حالت پنج زیر مجموعه برای سطوح $J = 1,2,3,4,5$ در نظر گرفته می‌شود، زیرا هر سطح تجزیه، منحنی خاص خود را دارد که حرکت در طی زمان متغیرها را کمی می‌کند. همان طور که در نمودار (۴) مشاهده می‌شود، WLMC با توجه به زمان (محور X) و همچنین با توجه به مقیاس زمان (زیرمجموعه‌ها) تغییر می‌کند. برای کوتاه‌ترین مقیاس زمان ۲-۴ هفته $J = 1$، در مرداد ۱۳۹۲، ۴۱ درصد بوده است و پس از آن تا انتهای تابستان ۱۳۹۴کاهش یافته و به حدود ۲۵ درصد رسیده است و سپس تا اواخر دیماه ۱۳۹۵ به حدود ۹۰ درصد افزایش می‌یابد. در ادامه، WLMC تا اوایل تیرماه ۱۳۹۹کاهش یافته و به حدود ۵۶ درصد می‌رسد و مجددا تا انتهای بازه مورد بررسی به حدود ۶۴ درصد افزایش یافته است. در

مقیاس بعدی ۴-۸ هفته $J = 2$، نیز روند مشـــابهی وجود دارد. در مقیاس زمان ۱۶-۸ هفته $J = 3$ در مرداد ۱۳۹۲ WLMC در بازه زمانی مرداد ۱۳۹۲ تا آبان ماه ۱۳۹۴ در بازه ۴۹ تا ۷۰ در صد در نو سان ا ست و سپس تا دیماه ۱۳۹۵ به حدود ۹۲ در صد افزایش یافته و پس ازآن تا بهمن ۱۳۹۷ در بازه ۹۲-۷۷ درصـــد نوســـان کرده اســـت. WLMC در سطح مذکور تا ابتدای آذر ۱۳۹۸روند کاهشی داشته و به حدود ۶۰ درصد می‌ر سد و پس از آن تا پایان دوره مورد برر سی روند آن افزایشی ا ست. مقیاس ۳۲-۱۶ هفته $J = 4$، نیز روند مشـــابهی $J = 3$وجود دارد. در انتها در بلند مدت $J = 5$ در مقیاس ۶۴-۳۲ هفته از مرداد ۱۳۹۲ تا اوایل فروردین ۱۳۹۴ WLMC در بازه ۹۷-۹۰ درصد در نوسان بوده و سپس تا اوایل آبان ۱۳۹۴ کاهش یافته است. WLMC سپس تا اواخر مهر ۱۳۹۵ به حدود ۹۰ درصـــد افزایش یافته و تا انتهای دوره بررســـی در مقادیر بالاتر از ۹۰ درصـــد در نوســـان بوده اســـت. بنابراین می‌توان چنین نتیجه گرفته که در مقیاس بلند مدت شدت همبستگی چندگانه دارایی‌های مالی در ایران بیشتر از مقیاس میان مدت و کوتاه مدت در کل دوره مورد بررســـی می باشـــد. همچنین می‌توان نتیجه گرفته که ساختار WLMC در بازارهای مالی ایران در کوتاه مدت پویاتر و در بلند مدت پایدار ا ست. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که فا صله اطمینان در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۹۸ محدودتر و در باقی زمان‌ها بازتر است. عرض این فاصله وابسته به زمان است. در مقیاس زمانی $J = 3,4,5$ اســت بین ســال‌های ۱۳۹۵-۱۳۹۸ فاصــله اطمینان کم و WLMC زیاد است. از طرف دیگر هنگامیکه حرکت‌های بین بازارها کمتر می‌شود فاصله اطمینان افزایش می‌یابد.

نمودار (۴): همبستگی چندگانه محلی موجک



منبع: یافته‌های تحقیق

۵. نتیجه‌گیری

مهمترین دغدغه سرمایه‌گذاران یافتن بازاری است که در آن سود خود را حداکثر کنند. این امر بویژه در ایران که با تورم‌های دو رقمی و در نتیجه کاهش ارزش پولی مواجه است اهمیت فراوانی دارد. با توجه به نوسانات گسترده در بازارهای مالی ایران، خروج آمریکا از برجام، افزایش تحریم‌ها و پاندمی کرونا سرمایه‌گذاری در هر یک از بازارها با ریسک همراه است. هدف مقاله حاضر بررسی رابطه پویا بین سری بازدهی و سری تلاطم چهار متغیر قیمت نفت خام اوپک، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، نرخ دلار و نرخ سکه بهار آزادی در ایران در بازه زمانی مرداد ۱۳۹۲ تا خرداد ۱۴۰۰ به صورت هفتگی است. برای این منظور ابتدا با استفاده از تحلیل VAR-DCC-GARCH به بررسی همبستگی شرطی سری زمانی متغیرهای فوق پرداخته شد. سپس با استفاده از این

روش تلاطم هر یک از سری‌های بازدهی بدست آمد. در انتها با استفاده از تبدیل موجک پیو سته و رویکرد WLMC به برآورد همبستگی بین سری‌های تلاطم متغیرهای مورد بررسی پرداخته شد.

با توجه به معادله میانگین مدل VAR-DCC-GARCH ، پیش‌بینی بازدهی فعلی براساس بازدهی گذشته نفت، شاخص کل بورس و سکه امکان‌پذیر است. از طرف دیگر، اثرات سرریز بازدهی نفت و دلار منفی و در سطح اطمینان ۹۰ در صد معنادار است. با توجه به اینکه ایران یک کشور صادرکننده نفتی است و درآمدهای دولت به نفت وابسته است. افزایش قیمت نفت موجب می‌شود درآمدهای نفتی دولت و در نتیجه دسترسی به دلار افزایش یابد و دولت کنترل بیشتری بر قیمت دلار داشته باشد. به عبارت دیگر، با افزایش قیمت نفت قدرت سرکوب نرخ دلار در کشور افزایش می‌یابد. همچنین اثرات سرریز دلار و سکه به بورس مثبت و معنادار است. این موضوع نشان می‌دهد که با افزایش بازدهی دلار و سکه در کشور، سرمایه‌گذاران تمایل دارند سرمایه‌گذاری در بازار سهام را به منظور بهینه سازی سبد سرمایه‌گذاری خود افزایش دهند. نتایج برآورد معادله واریانس VAR-DCC-GARCH نشان می‌دهد تلاطم شرطی دوره قبل بر تلاطم شرطی دوره جاری اثرگذار بوده و به دنبال بروز شوک در سری بازدهی‌ها انتظار می‌رود که تلاطم شرطی در دوره بعد افزایش یابد. بررسی نمودارهای جفت بازارهای مورد بررسی نشان می‌دهد که به طور متوسط همبستگی بین نرخ بازدهی نفت اوپک و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران مثبت است. به طور کلی نوسانات قیمت نفت، خروج آمریکا از برجام، افزایش تحریم‌های غرب و شروع پاندمی کرونا در بازه زمانی ۱۳۹۷ تا نیمه دوم اردیبهشت ۱۳۹۹ از جمله عواملی است که موجب منفی شدن همبستگی بین این دو شاخص شده است. به طور متوسط همبستگی بین نرخ بازدهی قیمت نفت اوپک و نرخ دلار و همبستگی بین نرخ بازدهی قیمت نفت اوپک و سکه بهار آزادی مثبت است. اما شدت همبستگی در جفت سری زمانی نرخ بازدهی قیمت نفت اوپک و نرخ دلار بیشتر است.

در ادامه به منظور بررسی همبستگی بین تلاطم سری‌های بازدهی مورد بررسی از رویکرد موجک استفاده می‌شود. در تبدیل موجک پیوسته همبستگی جزیی مورد بررسی قرار می‌گیرد. براین اساس همبستگی هر متغیرها به صورت جفتی بررسی می‌شود. . براین اساس همبستگی بین دو سری تلاطم قیمت نفت اوپک و شاخص بورس اوراق بهادار تهران در افق‌های زمانی مختلف و در بازه‌های زمانی مختلف متفاوت است.

همچنین بررسی تحلیل اختلاف فاز نشان می‌دهد که تلاطم بازدهی نفت اوپک می‌تواند به عنوان عاملی برای تلاطم بازدهی بورس اوراق بهادار تهران مطرح باشد. همچنین در دوران شروع پاندمی کرونا که با کاهش شدید قیمت نفت همراه بود در افق زمانی میان مدت همبستگی بین تلاطم دو سری مورد بررسی وجود داشته است.

همبستگی جزیی بین دو سری زمانی تلاطم قیمت نفت اوپک و نرخ ارز در بازه زمانی اوایل بهار ۱۳۹۴ تا مرداد ۱۳۹۴ در فرکانس ۸ تا ۱۶ هفته و از اواسط تابستان ۱۳۹۵ تا اواخر تابستان ۱۳۹۶ تشدید شده است. بررسی تحلیل اختلاف فاز در این بازه زمانی نشان می‌دهد که تلاطم سری بازدهی قیمت نفت اوپک می‌تواند دلیلی برای تلاطم قیمت ارز در ایران باشد. همچنین همبستگی بین دو سری تلاطم قیمت نفت اوپک و طلا در پاییز و زمستان ۱۳۹۳ در افق زمانی ۸ تا ۱۶ هفته و از اواخر پاییز سال ۱۳۹۴ تا تابستان ۱۳۹۶ در میان مدت همبستگی سری زمانی تشدید شده است. بررسی تحلیل اختلاف فاز در بازه زمانی فوق نشان می‌دهد که تلاطم قیمت نفت به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر تلاطم سکه بهار آزادی می‌تواند مطرح می‌باشد.

در پایان به منظور بررسی همبستگی چندگانه در این بازارها از رویکرد موجک متغیر با زمان در چارچوب روش WLMC استفاده شد. نتایج رویکرد WLMC نشان می‌دهد که در مقیاس‌های بالاتر از ۱۶ هفته ساختار همبستگی بلند مدت از نظر زمانی پایدارتر و مقدار آن بیشتر است. همچنین در بازه زمانی مرداد ۱۳۹۵ تا تیرماه ۱۳۹۸ همبستگی در فرکانس‌های زمانی مختلف افزایش یافته است. این دوره مصادف با انتخابات ریاست جمهوری سال ۲۰۱۶ آمریکا و خروج آمریکا از توافق برجام است. این نتیجه نشان می‌دهد که در شرایط عدم اطمینان سیاسی در کشور در کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت سرایت و همبستگی بازارهای مالی در ایران افزایش یافته و این موضوع ریسک پرتفوی سرمایه‌گذاران را افزایش می‌دهد. با توجه به نتایج تحقیق حاضر و وجود سرایت‌پذیری بین بازارهای مالی در ایران سرمایه‌گذران بسته به افق سرمایه‌گذاری خود می‌توانند پرتفوی خود را تغییر دهند.

منابع:

ابونوری اسماعیل و ضیاءالدین، حامد (۱۳۹۹)، بازدهی و تلاطم بین قیمت جهانی نفت و شاخص بازار سهام در کشورهای عضو اوپک، مدلسازی اقتصادی، ۱۴ (۴۹): ۲۴-۱.

احسانی، محمدعلی و طاهری بازخانه، صالح (۱۳۹۷)، کاربرد تبدیل موجک پیوسته در کشف پویایی رابطه علی بین نقدینگی و اجزای تشکیل‌دهنده آن با تورم: مطالعه موردی اقتصاد ایران، تحقیقات اقتصادی، ۵۳ (۲): ۲۷۸-۲۵۳.

فتاحی، شهرام، سهیلی، کیومرث و دهقان جبارآبادی، شهرام (۱۳۹۶)، بررسی سرایت در بازارهای مالی ایران با استفاده از ترکیبی از فرآیند اورنشتاین اولنبک و تبدیل موجک پیوسته"، فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی، ۲(۴): ۵۴-۳۳.

قاسمی، عبدالرسول، محمدی، تیمور، توکلیان، حسین و صادقین، علی (۱۳۹۹)، همبستگی پویا بین بازار نفت با بازارهای مالی، صنایع نفتی و پتروشیمی در ایران، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۱۶ (۶۵): ۳۴-۱.

محمدزاده، اعظم، شهیکی‌تاش، محمدنبی و زینتی، کیانا (۱۳۹۹)، بررسی همبستگی زمانی- تناوبی بین قیمت نفت، طلا و سهام بازار بورس تهران، با استفاده از تحلیل چندگانه موجک (MWC)، اقتصاد مقداری، ۱۸ (۲): ۵۷-۷۰.

Abdulkarim, F. M., Akinlaso, M. I., Hamid, B. A. & Ali, H. S. (2020), The nexus between oil price and islamic stock markets in Africa: A wavelet and Multivariate-GARCH approach, Borsa Istanbul Review, 20(2): 108-120.

Acharya, V., Engle, R. & Richardson, M. (2012), Capital shortfall: A new approach to ranking and regulating systemic risks, American Economic Review, 102(3): 59-64.

Aloui, R., Hammoudeh, S. & Nguyen, D. K. (2013), A time-varying copula approach to oil and stock market dependence: The case of transition economies, Energy Economics, 39: 208-221.

Basher, S. A. & Sadorsky, P. (2016), Hedging emerging market stock prices with oil, gold, VIX, and bonds: A comparison between DCC, ADCC and GO-GARCH, Energy Economics, 54: 235–247.

Bollerslev, T. (1986), Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, Journal of econometrics, 31(3): 307-327.

Christodoulakis, G. A. & Satchell, S. E. (2002), Correlated ARCH (CorrARCH): Modelling the time-varying conditional correlation between financial asset returns, European Journal of Operational Research, 139(2): 351-370.

Cipollini, A., Cascio, I. L. & Muzzioli, S. (2015), Volatility co-movements: A time-scale decomposition analysis, Journal of Empirical Finance, 34: 34-44.

Chen, N. F., Roll, R. & Ross, S. A. (1986), Economic forces and the stock market, Journal of business, 383-403.

Das, S., Demirer, R., Gupta, R. & Mangisa, S. (2019), The effect of global crises on stock market correlations: Evidence from scalar regressions via functional data analysis, Structural Change and Economic Dynamics, 50: 132-147.

Ding, L. & Vo, M. (2012), Exchange rates and oil prices: A multivariate stochastic volatility analysis, The Quarterly Review of Economics and Finance, 52(1): 15-37.

Elder, J. & Serletis, A. (2010), Oil price uncertainty, Journal of Money, Credit and Banking, 42(6): 1137-1159.

Engle, R. (2002), Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models, Journal of Business & Economic Statistics, 20(3): 339-350.

Engle, R. F. (1982), Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation, Econometrica: Journal of the econometric society, 987-1007.

Fernández-Macho, J. (2012), Wavelet multiple correlation and cross-correlation: A multiscale analysis of Eurozone stock markets, Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 391(4): 1097-1104.

Fernández-Macho, J. (2018), Time-localized wavelet multiple regression and correlation, Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 492: 1226-1238.

Ghosh, I., Sanyal, M. K. & Jana, R. K. (2021), Co-movement and dynamic correlation of financial and energy markets: An integrated framework nonlinear dynamics, wavelet analysis and DCC-GARCH, Computational Economics, 57(2): 503-527.

Henriques, I. & Sadorsky, P. (2008), Oil prices and the stock prices of alternative energy companies, Energy Economics, 30(3): 998-1010.

Huang, S., An, H., Gao, X. & Huang, X. (2016), Time–frequency featured co-movement between the stock and prices of crude oil and gold, Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 444: 985-995.

Huang, S., An, H., Gao, X. & Sun, X. (2017), Do oil price asymmetric effects on the stock market persist in multiple time horizons?, Applied energy, 185: 1799-1808.

Jain, A. & Biswal, P. C. (2016), Dynamic linkages among oil price, gold price, exchange rate, and stock market in India, Resources Policy, 49: 179-185.

Jones, C. M. & Kaul, G. (1996), Oil and the stock markets, The journal of Finance, 51(2): 463-491.

Joy, M., (2011), Gold and the US dollar: hedge or haven?, Finance Res. Lett. 8 (3): 120–131.

Melvin, M. & Sultan, J., (1990), South African political unrest, oil prices, and the time varying risk premium in the gold futures market, J. Futures Mark, 10 (2): 103–111.

Mo, B., Nie, H. & Jiang, Y. (2018), Dynamic linkages among the gold market, US dollar and crude oil market, Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 491: 984-994.

Narayan, P. K., Narayan, S. & Prasad, A. (2008), Understanding the oil price-exchange rate nexus for the Fiji islands, Energy Economics, 30(5): 2686-2696.

Olateju, A. O., Galadima, M. D., Aminu, A. W. & Hussain, U. A. (2020), An Empirical Analysis of Oil Price Volatility to Exchange Rates in Nigeria: A Multivariate GARCH Approach, Lasu Journal of Economics (LASUJECO), 2 (1): 114-127.

Reboredo, J. C. & Rivera-Castro, M. A. (2014), Wavelet-based evidence of the impact of oil prices on stock returns, International Review of Economics & Finance, 29: 145-176.

Tiwari, A.K. & Sahadudheen, I. (2015), Understanding the nexus between oil and gold, Resources Policy, 46: 85–91.

Tse, Y. K. & Tsui, A. K. C. (2002), A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations, Journal of Business & Economic Statistics, 20(3): 351-362.

Whitcher, B., Guttorp, P. & Percival, D. B. (2000), Wavelet analysis of covariance with application to atmospheric time series, Journal of Geophysical Research: Atmospheres, 105(D11): 14941-14962.