فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۷ / شمارهٔ ٤ (پیاپی ٦٥)/ زمستان ۱٤۰۲
صفحه ۲۵ تا ۵۰

https://doi.org/10.30495/fed.2023.1956096.2683

آیا نااطمینانی قیمت نفت، شاخص بورس اوراق بهادار تهران را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد؟ رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک

علی سرگل‌زایی[۱]
نرگس صالح‌نیا[۲]✉
مسعود همایونی‌فر[۳]
سیدمحمدقائم ذبیحی[۴]

تاریخ دریافت: ۱٤۰۲/۰۷/۰٤ تاریخ پذیرش: ۱٤۰۲/۰۹/۰٦

چکیده

بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران از اهمیت بالایی برخوردار است چراکه با افزایش نااطمینانی در قیمت نفت ریسک سیستماتیک شاخص بورس افزایش می‌یابد. از طرفی در کشورهای صادرکننده نفت همچون ایران، درآمدهای نفتی از جمله موارد مهم و تأثیرگذار در متغیرهای کلان اقتصادی و بالتبع شاخص‌های بازارهای مالی است. پژوهش حاضر به بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران با بهره‌گیری از مدل اقتصادسنجی رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک (MODWT-MRA) طی بازه زمانی فروردین ۱۳۹۰ الی فروردین ۱۴۰۰ در ایران می‌پردازد. نتایج حاصل از تخمین مدل نشان داد که با افزایش نااطمینانی قیمت نفت، شاخص بورس اوراق بهادار تهران کاهش خواهد یافت. مطابق با نتایج، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران در چندک‌های ابتدایی دارای ضریب کوچک‌تری نسبت به چندک‌های انتهایی است لذا اثر منفی نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران در ماه‌های اخیر بازه زمانی موردمطالعه بیشتر از ماه‌های اولیه است. همچنین مقدار ضریب در مقیاس جزء ۵ بسیار بیشتر از مقیاس جزء ۱ هست؛ لذا اثر منفی نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران در کوتاه‌مدت بسیار بیشتر از مقدار این اثر در بلندمدت است. علت این امر این است که در بلندمدت، سرمایه‌گذار خود را با نااطمینانی به وجود آمده تطبیق خواهد داد.

واژه‌های کلیدی: نااطمینانی قیمت نفت، شاخص بورس اوراق بهادار تهران، رگرسیون کوانتایل، تبدیل موجک، گارچ.
طبقه بندی JEL: E31, B23, H54

۱ گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران. : ali.sargolzaie@mail.um.ac.ir
۲ گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران. (نویسنده مسئول) :n.salehnia@um.ac.ir
۳ گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران. : homayounifar@um.ac.ir
۴ گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران .: smq.zabihi@mail.um.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای وابسته به نفت از جمله موارد بسیار مهم و مورد توجه محققین است. معمولاً کشورهای وابسته به درآمدهای نفتی در اثر افزایش یا کاهش قیمت نفت دچار بی‌انضباطی مالی می‌شوند. بی‌انضباطی مالی دولت بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد که در نتیجه آن، بازارهای مالی تحت‌تأثیر قرار خواهند گرفت.

بازارهای مالی یکی از اساسی‌ترین بازارهای هر کشور است. شرایط این بازارها به‌شدت بر بخش‌های واقعی اقتصاد تأثیرگذار بوده و همچنین از سایر بخش‌ها تأثیر می‌پذیرد. کشورهای درحال‌توسعه صادرکننده نفت، علی‌الخصوص ایران، از نوسانات قیمت نفت تأثیر می‌پذیرند. این امر باعث می‌شود که بودجه دولت و در نتیجه وضعیت اقتصادی کشور و همین‌طور شرایط مالی شرکت‌های پذیرفته شده بورسی و نرخ ارز در بازار آزاد تحت‌تأثیر قرار گیرد (ورهرامی و مرادعلیان، ۱۴۰۰).

تغییرات ناگهانی در بازار نفت به طور قابل‌توجهی بر اقتصاد و بورس تأثیر می‌گذارد. اجماع در ادبیات مربوطه بدین صورت است که نوسانات قیمت نفت تأثیری منفی بر فعالیت‌های اقتصادی و بازار سهام دارند (بشر و سادورسکی[1]، ۲۰۰۶؛ الدر و سرلتیس[2]، ۲۰۱۰؛ فنگ و همکاران[3]، ۲۰۱۷؛ جو[4]، ۲۰۱۴؛ کیلیان[5]، ۲۰۰۹؛ کیلیان و پارک[6]، ۲۰۰۹؛ پارک و راتی[7]، ۲۰۰۸). مجموعه بزرگی از تحقیقات نشان داده است که نوسانات قیمت نفت یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر بازدهی بورس اوراق بهادار است. به‌عنوان‌مثال، اروری و همکاران[8] (۲۰۱۱، ۲۰۱۲) و خلفاوی[9] و همکاران (۲۰۱۵) اثرات سرریز نوسان قابل‌توجهی از نفت به بازارهای سهام اروپا و ایالات متحده پیدا کردند، درحالی‌که مغیره و همکاران[10] (۲۰۱۶)، هنگام استفاده از شاخص‌های نوسان ضمنی سهام، سرریزهای نوسان قابل‌توجهی را از نفت به یازده بازار عمده سهام در سراسر جهان شناسایی کردند. در این راستا، دو و هی[11] (۲۰۱۵) وجود ریسک شدید (ریسک دنباله[12]) را بین بازارهای نفت و سهام شناسایی کردند درحالی‌که فنگ و همکاران (۲۰۱۷) نشان می‌دهند که نوسانات قیمت نفت دارای قدرت پیش‌بینی قابل‌توجهی برای بازار سهام اقتصادهای G7 است.

ازآنجایی‌که نفت و فرآورده‌های آن مهم‌ترین منبع انرژی در فرایندهای تولید در سراسر جهان هستند، تغییرات قیمت نفت می‌تواند بر هزینه تولید و سودآوری شرکت‌های تولیدی تأثیر بگذارد. نفت مهم‌ترین منبع درآمد برای

[1] Basher and Sadorsky
[2] Elder and Serletis
[3] Feng et al.
[4] Jo
[5] Kilian
[6] Kilian and Park
[7] Park and Ratti
[8] Arouri et al.
[9] Khalfaoui
[10] Maghyereh et al.
[11] Du and He
[12] tail risk

برخی از کشورهای صادرکننده است و قیمت نفت و نوسان‌های آن از این کانال نیز می‌تواند به بخش حقیقی و بازار سرمایه آسیب برساند در نتیجه در کشورهایی که درآمدهای نفتی را به اندازه کافی مدیریت نمی‌کنند؛ با افزایش قیمت نفت، درآمد دولت افزایش می‌یابد که با افزایش در پایه پولی همراه است که هر دو پیامدهای تورمی دارند؛ از طرفی فشارهای تورمی تأثیر مثبتی بر قیمت سهام دارد (فطرس و هوشیدری، ۱۳۹۵).

از طرفی، از منظر مالی، تغییرات در قیمت نفت خام ممکن است منجر به رکود اقتصادی شود که می‌تواند قیمت دارایی‌ها را تضعیف کند؛ بنابراین، بررسی اثرات احتمالی نوسانات قیمت نفت خام بر شاخص بورس بسیار مهم است. این یافته‌ها می‌تواند به مقامات دولتی کمک کند تا بی‌ثباتی در بازارهای مالی ناشی از نوسانات قیمت نفت را کاهش دهند. علاوه بر این، تجزیه‌وتحلیل تجربی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر شاخص بورس به فعالان بازار مالی در تعدیل تصمیم‌های خود و تجدیدنظر در پوشش سیاست‌های انرژی کمک می‌کند که به طور قابل‌توجهی تحت‌تأثیر تلاطم و عدم اطمینان در بازار نفت خام است (اروری و همکاران، ۲۰۱۱؛ اوارطانی و مغیره[1]، ۲۰۱۳).

باتوجه‌به مطالب گفته شده، بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران بسیار حائز اهمیت است. بدین منظور، پژوهش حاضر باتوجه‌به رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک به بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. اگرچه مطالعات مختلفی به بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر متغیرهای اقتصادی پرداخته‌اند اما نقطه قوت این پژوهش با سایر مطالعات در استفاده از روش رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک است. در هیچ یک از مطالعات گذشته برآورد مدل به روش رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک صورت نگرفته است. رگرسیون کوانتایل نسبت به داده‌های پرت و دورافتاده مقاوم است و امکان تخمین دقیق‌تر، در کل توزیع را فراهم می‌کند. همچنین استفاده از تبدیل موجک‌ها این امکان را فراهم می‌کند که بررسی‌ها با دقت بالاتری انجام شود و امکان برآورد مدل و به‌دست‌آوردن نتایج در بلندمدت و کوتاه‌مدت فراهم می‌شود. باتوجه‌به این که اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص‌های مالی همچون شاخص بورس اوراق بهادار تهران برای سیاست‌گذاران کشور، فوق‌العاده مهم هست؛ لذا نتایج پژوهش حاضر می‌تواند به سیاست‌گذاران کشور کمک شایانی کند و مثمر ثمر واقع شود. از طرفی مدل اقتصادسنجی به‌کاررفته در پژوهش حاضر امکان به‌دست‌آوردن نتایجی دقیق در کوتاه‌مدت و بلندمدت را فراهم می‌کند که به سیاست‌گذار در جهت اخذ تصمیمی دقیق‌تر کمک خواهد کرد.

در پژوهش حاضر، ابتدا مقدمه پژوهش بیان شد. در بخش دوم، مروری بر ادبیات مرتبط ارائه می‌شود. بخش سوم مدل، داده‌ها و روش‌شناسی پژوهش را تشریح می‌کند. در بخش چهارم، یافته‌های تجربی و در نهایت، در بخش پنجم بحث و نتیجه‌گیری ارائه خواهند شد.

[1] Awartani and Maghyereh

۲. ادبیات موضوع

عوامل متعددی بر بازدهی بورس اوراق بهادار اثرگذار است. یکی از این عوامل اثرگذار، قیمت نفت و شوک‌های نفتی است. باتوجه‌به تأثیر گسترده نوسان‌های قیمت نفت بر بخش‌های مختلف اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت، ارزیابی کارایی سیاست‌های اقتصادی کاهنده آثار منفی نوسان‌های قیمت نفت بر بازار سهام و تحلیل رفتار سرمایه‌گذاران حائز اهمیت است. سرمایه‌گذاران نیازمند شناخت دقیق نحوه اثرگذاری نوسان‌های قیمت نفت بر بازار سهام و شناسایی صنایعی هستند که سریع‌تر و بیشتر، از این نوسانات تأثیر می‌پذیرند. نوسان پذیری قیمت نفت، ریسک را افزایش داده و نااطمینانی را زیاد می‌کند. این افزایش نااطمینانی، سرمایه‌گذاری در بازار سهام را کاهش داده و در نتیجه اثر منفی بر قیمت سهام می‌گذارد (کریمی و همکاران، ۱۳۹۷).

بااین‌وجود، دراین‌رابطه برخی نیز معتقدند که قیمت نفت تأثیر معناداری بر بازار سهام ندارد. استدلال این گروه از محققین، این است که قیمت نفت تنها بر متغیرهای کلان اقتصادی همچون تورم اثرگذار است که از طریق سیاست‌های پولی و مالی مدیریت می‌شود؛ چراکه قیمت نفت در این‌گونه متغیرها به طور مستقیم لحاظ می‌شود (آپرجیس و میلر، ۲۰۰۹). اگرچه برخی از محققین معتقدند که یکی از عوامل که به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم بر بازده قیمتی سهام اثر می‌گذارد، قیمت نفت است. از لحاظ تئوری، تغییرات قیمت نفت از دو طریق باعث تغییرات قیمت بورس می‌شود، افزایش قیمت نفت باعث افزایش هزینه محصول می‌شود که اگر قیمت فروش ثابت بماند درآمد شرکت کاهش می‌یابد. درحالی‌که اگر قیمت فروش افزایش یابد کاهش تقاضای محصول ممکن است تأثیر معکوس بر درآمد داشته باشد (نجفی استمال و همکاران، ۱۴۰۰). دراین‌رابطه، داوئی و همکاران[1] (۲۰۱۸) یک رابطه بلندمدت نامتقارن بین بازده سهام، شوک‌های قیمت نفت و سایر مبانی اقتصاد کلان را در چارچوب تأخیر توزیع‌شده خود رگرسیون غیرخطی[2] نشان می‌دهد. همچنین، گلخندان[3] (۲۰۱۶) نشان می‌دهد که شاخص سهام ایران بیشتر از تغییرات مثبت کوتاه‌مدت و بلندمدت تحت‌تأثیر تغییرات منفی قیمت نفت است.

رابطه منفی بین تغییرات قیمت نفت و قیمت‌های بازار سهام به طور تجربی، اما قویاً در بازار ایالات متحده، کشورهای اروپایی و سایر اقتصادها تأیید شده است (همیلتون، ۱۹۸۳؛ ۲۰۰۳؛ ۲۰۱۱، جونز و کال[4]، ۱۹۹۶، سادورسکی، ۱۹۹۹، کونادو و پرز دی گراسیا، ۲۰۰۳، ۲۰۰۵؛ انگمن و همکاران[5]، ۲۰۱۱). اما از سویی، کیلیان و پارک (۲۰۰۹) نشان دادند که تغییرات عرضه و تقاضا در بازار نفت اثرات متفاوتی بر اقتصاد جامعه موردمطالعه آن‌ها خواهد داشت، جایی که واکنش بازده سهام به تغییر قیمت نفت به منبع علت اصلی بستگی دارد. بشیر و همکاران[6] (۲۰۱۲) به این نتیجه رسیدند که تغییرات مثبت در قیمت نفت باعث کاهش قیمت سهام در بازارهای نوظهور می‌شود. آنها همچنین شواهدی ارائه کردند که نشان می‌دهد افزایش قیمت سهام در بازارهای نوظهور باعث افزایش قیمت نفت می‌شود.

[1] Dhaoui et al.
[2] nonlinear autoregressive distributed lag framework
[3] Golkhandaan
[4] Jones and Kaul
[5] Engemann et al.
[6] Basher et al.

۱.۲. پیشینه تحقیق

دررابطه‌با اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار، مطالعات مختلفی در داخل و خارج صورت گرفته است که در پژوهش حاضر به برخی از آن اشاره شده است:

علمگیر و امین[1] (۲۰۲۱) در پژوهشی به رابطه بین قیمت نفت و بازار سهام کشورهای جنوب آسیا پرداخته‌اند. آن‌ها پیوند تعاملی بین قیمت نفت و بازار سهام در ۴ کشور منتخب آسیای جنوبی را با استفاده از مدل خودرگرسیون غیرخطی با وقفه‌های توزیع شده (NARDL) برای سال‌های ۱۹۹۷-۲۰۱۸ بررسی کرده‌اند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که بین قیمت جهانی نفت و شاخص بورس رابطه مثبت وجود دارد و واکنش شاخص بورس به شوک‌های مثبت و منفی قیمت نفت نامتقارن است. همچنین نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که قیمت‌های بالاتر نفت در بازار جهانی، قیمت سهام را تحریک می‌کند که نشان می‌دهد کشورهای آسیای جنوبی از فرضیه بازار کارآمد[2] (EMH) پیروی نمی‌کنند.

شیرازی و امامی میبدی (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی واکنش شاخص بورس به شوک قیمت نفت پرداخته‌اند. این مطالعه به بررسی نحوه تعامل شوک‌های قیمت نفت با شاخص بورس در یک مدل تأخیر توزیع‌شده خود رگرسیون غیرخطی[3] در ایران می‌پردازد. بر اساس داده‌های فصلی دوره ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۷، یافته‌ها شواهد آماری معنی‌داری از رفتار نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت شاخص بورس در پاسخ به شوک‌های مثبت و منفی رخ‌داده در قیمت نفت، تولید صنعتی و نرخ وام نشان داد. به‌ویژه، شوک‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت (منفی) قیمت نفت پیش‌بینی‌نشده باعث افزایش (کاهش) در شاخص بورس می‌شود. همچنین نتایج هر دو کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد که شاخص بورس بیشتر از تغییرات منفی قیمت نفت تحت‌تأثیر تغییرات مثبت قیمت نفت قرار می‌گیرد. علاوه بر این، ضریب‌های پویا تجمعی نشان‌دهنده واکنش نامتقارن قابل‌توجه شاخص بورس به شوک‌های قیمت نفت و سایر عوامل تعیین‌کننده کلان اقتصادی است. ضریب‌های ذکر شده همچنین نشان می‌دهد که سرعت پاسخ و زمان لازم برای رسیدن به یک حالت تعادل جدید نسبت به جهت تغییرات در مبانی اقتصاد کلان حساس است. در نتیجه، نتایج نشان می‌دهد که مشارکت‌کنندگان مالی، سیاست‌گذاران انرژی و دولت باید استراتژی‌های مربوطه خود را با تغییرات قیمت نفت تنظیم کنند و عدم تقارن را هنگام پیش‌بینی و مدیریت اثرات منفی رویدادهای غیرمنتظره در نظر بگیرند.

رودریگز بناویدز و همکاران[4] (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی عدم قطعیت قیمت بین‌المللی نفت و بازده سهام در مکزیک از طریق مدل اقتصادسنجی SVAR-MGARCH پرداخته‌اند. در این کار، تأثیر عدم قطعیت قیمت نفت بر بازده بازار سهام مکزیک بررسی شده است. عدم قطعیت قیمت بین‌المللی نفت از طریق انحراف استاندارد مشروط خطای پیش‌بینی‌شده یک‌قدم جلوتر از تغییر قیمت نفت تقریب می‌یابد. برای این منظور، یک مدل میانگین SVAR-MGARCH با داده‌های ماهانه بازده قیمت بین‌المللی نفت و قیمت بورس مکزیک و شاخص مظنه، هر دو

[1] Alamgir and Amin
[2] Efficient Market Hypothesis
[3] Nonlinear autoregressive distributed lag model
[4] Rodríguez Benavides et al.

به‌صورت واقعی از ژانویه ۱۹۷۵ تا سپتامبر ۲۰۱۸ برآورد شد که مزیت اصلی آن که امکان برآورد هم‌زمان میانگین و عدم قطعیت را فراهم می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که عدم قطعیت قیمت بین‌المللی نفت تأثیر فوری بر بازده بازار سهام ندارد. اما نتایج نشان‌دهنده وجود اثرات نامتقارن کوتاه‌مدت در مواجهه با شوک‌های منفی و مثبت در قیمت بین‌المللی نفت است.

دوتا و همکاران[1] (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی تأثیر عدم قطعیت قیمت نفت بر بازارهای سهام خاورمیانه و آفریقا مبادرت ورزیده‌اند. این مقاله بررسی می‌کند که آیا شاخص نوسانات نفت خام ضمنی[2] (OVX)، یک معیار آینده‌نگر از عدم اطمینان بازار نفت منتشر شده توسط بورس گزینه‌های هیئت‌مدیره شیکاگو[3] (CBOE)، بر نوسانات واقعی بازارهای سهام خاورمیانه و آفریقا تأثیر می‌گذارد. با استفاده از یک نسخه توسعه‌یافته از مدل GARCH، نشان داده شد که عدم قطعیت بازار نفت اثرات قابل‌توجهی بر نوسانات بیشتر بازارهای موردمطالعه دارد. یافته‌ها با استفاده از مدل GARCH-jump نشان می‌دهد که بازده سهام اکثر بازارهای نمونه به نوسانات رخ‌داده در شاخص نوسانات ضمنی نفت حساس است و جهش‌های متغیر زمانی در بازده سهام وجود دارد؛ بنابراین، پیش‌بینی فعالان بازار از عدم اطمینان بازار نفت در آینده، عامل مهمی است که بازده و نوسانات بازارهای سهام خاورمیانه و آفریقا را توضیح می‌دهد.

الیان و کیسوانی[4] (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی تغییرات قیمت نفت و بازده بازار سهام: شواهد یکپارچگی از بازارهای نوظهور پرداخته‌اند. هدف این مقاله بررسی این است که آیا تغییرات در قیمت‌های اسمی نفت (برنت و وست تگزاس اینترمدیت[5] (WTI)) بر بازده بازار سهام در چارچوب یک بازار نوظهور تأثیر می‌گذارد یا خیر. رویکرد آزمون مرزهای تأخیر توزیع شده خود رگرسیون[6] از هم انباشتگی برای آزمایش رابطه بلندمدت بین دو متغیر استفاده می‌شود که در آن بازده روزانه شاخص بازار سهام با استفاده از اولین تفاوت در لگاریتم طبیعی شاخص بورس محاسبه می‌شود. علاوه بر این، با بررسی تحلیل حساسیت که در آن تست‌های تشخیصی برای همبستگی سریال (یعنی آزمون LM همبستگی سریال بروش -گادفری[7]) و مجموع تجمعی باقیمانده‌های بازگشتی[8] (CUSUM) مورداستفاده قرار می‌گیرند، پایداری رابطه هم انجمادی را آزمایش کرده‌اند. با استفاده از داده‌های روزانه از ۳ ژانویه ۲۰۰۰ تا ۹ دسامبر ۲۰۱۵، یافته‌ها نشان می‌دهد که یکپارچگی طولانی‌مدت بین قیمت نفت و سری بازده سهام وجود دارد که در آن شوک‌های روزانه قیمت نفت تأثیر منفی بر بازده سهام دارند.

عیوضلو و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی پویای ارتباط نااطمینانی قیمت طلا و قیمت نفت خام با بازده شاخص قیمت سهام بانک‌ها - رهیافت فضا حالت پرداخته‌اند. این مقاله به بررسی اثر نااطمینانی قیمت طلا

[1] Dutta et al.
[2] Crude oil volatility index
[3] Chicago Board Options Exchange
[4] Elian and Kisswani
[5] West Texas Intermediate
[6] Autoregressive Distributed Lag bounds testing
[7] Breusch–Godfrey serial correlations
[8] Cumulative sum of recursive residuals

و قیمت نفت خام بر بازده شاخص قیمت سهام بانک‌ها با استفاده از مدل فضا - حالت در فرم خود رگرسیون میانگین متحرک برداری (VARMA) می‌پردازد. در سیستم معادلات فضا حالت، متغیر حالت توسط فیلتر کالمن و پارامترهای تصریح شده الگو به‌وسیله روش حداکثر راست‌نمایی تخمین زده می‌شوند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نااطمینانی قیمت طلا و نااطمینانی قیمت نفت اثر منفی و معنی‌داری بر بازده شاخص سهام بانک دارد و میزان تأثیرپذیری بازده شاخص بانک‌ها از نااطمینانی قیمت طلا بیشتر از نااطمینانی قیمت نفت است. همچنین نااطمینانی قیمت نفت اثر مثبت و معنی‌داری بر نااطمینانی قیمت طلا دارد. در این تحقیق، از داده‌های روزانه قیمت نفت خام اوپک، قیمت طلا (سکه تمام بهار آزادی طرح قدیم) و شاخص قیمت سهام بانک‌ها طی دوره ۱۳۹۰ تا شهریور ۱۳۹۶ استفاده شده است.

فطرس و هوشیدری (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت خام بر نوسانات بازدهی بورس اوراق بهادار تهران رویکرد GARCH چندمتغیره پرداخته‌اند. این تحقیق با استفاده از مدل GARCH چندمتغیره و داده‌های ماهانه از می ۲۰۰۱ تا مارس ۲۰۱۶، تأثیر نوسانات بازدهی قیمت نفت بر نوسانات بازده بازار سهام را بررسی می‌کند. در این تحقیق از قیمت جهانی نفت خام، شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران و نرخ ارز به‌عنوان متغیرهای موردمطالعه استفاده شده است. در این پژوهش، پس از انجام آزمون مانایی و آزمون ARCH، ارتباط بین نوسانات بازدهی قیمت نفت خام و بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از تکنیک BEKK مورد بررسی قرار گرفته است. بر اساس یافته‌ها، بین نوسانات بازدهی قیمت نفت خام و نوسانات بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران رابطه منفی و معناداری وجود دارد. همچنین بین نوسانات نرخ ارز و نوسانات بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران رابطه منفی و معناداری برقرار است.

ابونوری و کیان پیشه (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت بر بازارهای مالی در ایران پرداخته‌اند. هدف مطالعه آن‌ها بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر بازارهای مالی ایران (نرخ ارز، قیمت سکه و شاخص قیمت سهام) با استفاده از داده‌های سری زمانی برای دوره زمانی ۱۳۸۴ الی ۱۳۹۲ است. برای انجام الگوسازی در مورد تأثیر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص سهام، نرخ ارز و قیمت طلا از مدل‌های ARCH و GARCH و برای آزمون اثر نااطمینانی قیمت نفت بر این بازارها، از روش خود رگرسیون برداری (VAR) استفاده شده است. نتایج تخمین بیانگر رابطه منفی بین نااطمینانی قیمت نفت و بازارهای مالی است. نتایج تحلیل واریانس نشان می‌دهد که بیشترین تأثیر بر شاخص سهام از طرف نرخ ارز، سپس نااطمینانی قیمت نفت و بعد از طرف تورم و در نهایت قیمت طلاست؛ لذا نتیجه گرفته می‌شود که در دوره‌های بعد بیشترین تأثیر از طرف نرخ ارز بر شاخص سهام خواهد بود. بیشترین سهم در تغییرات قیمت سکه به ترتیب از طرف خود متغیر قیمت سکه، شاخص قیمت سهام، تورم، نرخ ارز و نااطمینانی قیمت نفت است و بیشترین سهم در تغییرات نرخ ارز به ترتیب از طرف خود متغیر نرخ ارز، نااطمینانی قیمت نفت، شاخص قیمت سهام، تورم و قیمت سکه طلا است.

محنت فر و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر نوسانات نفت و ارز بر شاخص قیمت بازار سهام در ایران با استفاده از رویکرد آزمون کرانه‌ها پرداخته‌اند. در این پژوهش، از داده‌های فصلی مربوط به متغیرهای شاخص قیمت سهام، نرخ ارز در بازار غیررسمی و قیمت نفت در خلال سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۰، و نیز به‌منظور

محاسبه نوسانات قیمت نفت و نرخ ارز از روش خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی استفاده شده، و در ادامه، ضرایب مربوط به تأثیرگذاری هر یک از متغیرها با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به دست آمده است. لازم به ذکر است که در این مطالعه به‌منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت، از آزمونه کرانه‌ها استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد در دوره مورد بررسی، نوسانات قیمت نفت و نرخ ارز، رابطه منفی و از نظر آماری معناداری با شاخص قیمت سهام، و همچنین تورم و حجم پول، رابطه مثبت و معناداری با شاخص قیمت سهام داشته‌اند.

۳. روش پژوهش

۱.۳. تجزیه‌وتحلیل موجک

به عقیده دابشیز[1] (۱۹۹۰) یک ابزار بسیار مناسب برای آنالیز سری‌های زمانی که در بسامدهای مختلف نا ایستا هستند تبدیل موجک است. خوچیانی و نادمی (۱۳۹۷) یکی از ویژگی‌های مهم رویکرد موجک را تجزیه‌وتحلیل چندگانه داده‌ها به‌وسیله تقسیم‌بندی آن‌ها به اجزایی با بسامدهای متفاوت بیان می‌کنند. به‌طوری‌که در مقیاس‌های بالا، موجک توانایی تبیین پدیده‌های کوتاه‌مدت را دارد و در مقیاس‌های پایین قادر به بیان پدیده‌های بلندمدت است. در این مطالعه از تبدیل موجک گسسته چند مقیاسی[2] برای تجزیه یک موجک سری زمانی به افق‌های زمانی متفاوت به نام مقیاس‌های موجک[3] در جهت درک بهتر از تغییرات متغیرها استفاده شده است (داس و همکاران[4]، ۲۰۱۸؛ حمدی و همکاران[5]، ۲۰۱۹؛ بالک و برون[6]، ۲۰۱۸). به‌طورکلی، دو نوع موجک وجود دارند که عبارت‌اند از فیلتر با عبور دهندگی بالا (پدر) که با Ω نشان داده می‌شود و فیلتر با عبور دهندگی پایین (مادر) که با Θ نشان داده می‌شود (رمزی[7]، ۱۹۹۹؛ بوری و همکاران[8]، ۲۰۱۷). موجک پدر به‌صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$\Omega_{s,a} = 2^{-s/2}\Omega\left[\frac{p-2^s a}{2^s}\right] with \int \Omega(p)dp = 1 \qquad (۱)$$

به طور مشابه موجک مادر به‌صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$\Theta_{s,a} = 2^{-s/2}\Theta\left[\frac{p-2^s a}{2^s}\right] with \int \Theta(p)dp = 0 \qquad (۲)$$

[1] Daubechies
[2] Multi-scale discrete wavelet transformation
[3] Wavelet scales
[4] Das et al.
[5] Hamdi et al.
[6] Balke and Brown
[7] Ramsey
[8] Bouri et al.

در معادلات (۱) و (۲)، $\Omega_{s,a}$ فیلتر با عبوردهندگی بالا (پدر)، $\Theta_{s,a}$ فیلتر با عبور دهندگی پایین (مادر)، p بازه زمانی، a مقیاس و s ضریب است. در موجک‌های پدر و مادر فقط یکی نقش تعیین‌کننده دارد که به کمک آن می‌توان ضرایب دیگر را توضیح داد. ضریب موجک پدر هموارتر بوده و بصورت زیراست:

$$M_{s,a} = \int f(p)\,\Omega_{s,a} \qquad (۳)$$

ضریب موجک مادر پیچیده‌تر است و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$F_{s,a} = \int f(p)\Theta_{s,a} \quad s = 1,2,\dots S \qquad (۴)$$

در معادلات (۳) و (۴)، مقیاس بیشینه برای موجک برابر 2^S است. جزئیات موجک‌ها برای همه مقیاس‌ها از ۱ تا S هستند به‌طوری‌که تابع f(p) به‌صورت

$$f(p) = \sum_a M_{s,a}\Omega_{s,a}(p) + \sum_a f_{s,a}\,\Theta_{s,a}(p) + \cdots + \sum_a f_{1,a}\,\Theta_{1,a}(p) \qquad (۵)$$

تعریف می‌شود که می‌توان آن را به‌صورت ساده‌تر زیر نوشت:

$$f(p) = M_A + F_A + F_{A-1} + \cdots + F_a + F_1 \qquad (۶)$$

در اینجا F_A و M_A عناصر متعامد (قائم) هستند که برابر با $M_A = \sum_a M_{s,a}\Omega_{s,a}(p)$ و $f_a = \sum_a f_{s,a}\,\Theta_{s,a}(p)$ به‌طوری‌که a=1,2,…,A.

نتیجه تجزیه چند افقی f(p) برابر است با:

$$f(p) = f_A, D_A - 1, D_1 \qquad (۷)$$

که در اینجا D_a به سطح aام موجک تشریح شده اشاره دارد که به میزان تغییر در سری‌ها وابسته است. علاوه بر این، $\lambda_a M_a$ تغییر کلی در هر مقیاس جزئی از موجک مادر است که رابطه‌ای مثبت با همواری ناشی از هر افزایش دارد (رمزی، ۱۹۹۹؛ گنکی و همکاران[1]، ۲۰۰۱؛ خان و همکاران، ۲۰۲۰).

به طور کلی بهره‌گیری از تبدیل موجک در کنار مدل‌های سنتی به صورت ترکیبی باعث ارتقاء دقت مدل‌ها خواهد شد (ویسی زاده و همکاران، ۱۴۰۰). بنابراین، در این پژوهش به منظور تجزیه‌وتحلیل اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران از فیلتر دابیچیز LA-8 برای تبدیل و تجزیه مشاهدات مربوط به نااطمینانی

[1] Gencay et al.

قیمت نفت و شاخص بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. علت این امر آن است که فیلتر دابیچیز از فیلتر هار نرم‌تر است (گنکی و همکاران، ۲۰۰۱).

۲.۳. رگرسیون کوانتایل[1]

روش‌های رگرسیونی معمولی ارتباط بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته را بر اساس تابع میانگین شرطی ارائه می‌کنند. رگرسیون‌های حداقل مربعات معمولی در مواقعی که خطاهای رگرسیونی توزیع غیرنرمال داشته باشند، غیرکارا هستند. درحالی‌که رگرسیون کوانتایل در مواردی که خطاها توزیع نرمال نداشته و یا داده‌های پرت داشته باشیم، قوی‌تر عمل می‌کنند (شکوهی فرد و همکاران، ۱۳۹۸).

رگرسیون کوانتایل از یک تابع زیان متقارن و نامتقارن استفاده می‌کند و مشابه با برآورد پارامترها در رگرسیون حداقل مربعات محاسبه می‌شود. کونکر و باست[2] (۱۹۷۸)، این مدل را معرفی کردند و از آن زمان تابه‌حال به طور گسترده‌ای برای تجزیه‌وتحلیل آماری مدل‌های خطی و غیرخطی متغیر پاسخ، در حوزه‌های مختلف استفاده می‌شود. انگیزه اصلی استفاده از رگرسیون کوانتایل، ارائه مدلی با نگاه دقیق و جامع در ارزیابی متغیر پاسخ است تا امکان گنجاندن متغیرهای مستقل نه‌تنها در مرکز ثقل داده‌ها، بلکه در تمامی بخش‌های توزیع، به‌ویژه در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی فراهم شود. نقطه قوت این مدل در این است که با محدودیت مفروضات رگرسیون معمولی همچون ناهمسانی واریانس و حضور مؤثر داده‌های دورافتاده در تخمین ضرایب روبه‌رو نیست. در رگرسیون کوانتایل، بر خلاف رگرسیون معمولی، پارامتر الگو با به‌حداقل‌رساندن مجموع قدر مطلق باقی‌مانده‌های موزون تخمین زده می‌شود که به‌عنوان حداقل قدر مطلق انحرافات یا LAD شناخته می‌شود (کونکر و باست، ۱۹۷۸).

رگرسیون کوانتایل بدین شکل تعریف می‌شود. اگر فرض شود که رگرسیون خطی به‌صورت معادله ۸ باشد:

$$Y_i = \beta_\theta x_i + \varepsilon_{\theta i} \quad i = 1,2,\dots,n \tag{۸}$$

که در آن $\beta_\theta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k)$ و $x_i = (1, x_{i1}, \dots, x_{ik})$ به ترتیب برداری از پارامترهای نامعلوم و مقادیر معلوم هستند و $\varepsilon_{\theta i}$ یک متغیر تصادفی مشاهده نشده است؛ آن‌گاه به معادله ۱۲، مدل رگرسیون خطی چندک θام می‌گویند. همان‌طور که بیان شد در رگرسیون کوانتایل از حداقل قدر مطلق انحرافات، با هدف برآورد پارامتر رگرسیونی چندک θام استفاده می‌شود. بدین منظور تابع زیان (قدرمطلق باقی‌مانده‌ها یا انحرافات موزون) نسبت به β_θ کمینه می‌شود:

$$\varphi_\theta(\beta_\theta) = \sum w(\theta)|y_i - X_i\beta_\theta| \tag{۹}$$

[1] Quantile Regression
[2] Koenker & Bassett

$$w(\theta) = \begin{cases} \theta \leq \beta_\theta \\ 1-\theta > \beta_\theta \end{cases} \quad (۱۰)$$

توجه هم‌زمان به مجموع توابع چندکی برآورد شده، نظر جامع‌تری درباره اثر متغیرهای کمکی بر روی مکان، مقیاس و شکل توزیع متغیر پاسخ ارائه می‌دهد. متغیرهای کمکی ممکن است از راه‌های بی‌شماری همچون پهن شدن پراکندگی (ناهمسانی واریانس)، کشیدگی یکی از دم‌های توزیع و متراکم شدن دم دیگر، بر روی توزیع شرطی متغیر پاسخ اثر بگذارند. بررسی روشن این اثرات از طریق رگرسیون کوانتایل می‌تواند دیدگاه دقیق‌تری از رابطه تصادفی بین متغیرها فراهم آورد و بنابراین تحلیل تجربی آگاهی‌بخشی قابل‌ارائه خواهد بود (داوینو و همکاران، ۲۰۱۴).

تشریح کلی رگرسیون کوانتایل به شکل زیر می‌باشد. برای متغیر تصادفی Y تابع توزیع احتمال به شرح زیر است:

$$F(y) = prob\,(Y \leq y) \quad (۱۱)$$

کوانتایل τام، Y به صورت تابع معکوس زیر تعریف می‌گردد:

$$Q(\tau) = inf\{y: F(y) \geq \tau\} \quad (۱۲)$$

که در آن $0 < \tau < 1$ می‌باشد.

برای نمونه تصادفی $\{y_1, \dots, y_n\}$ از Y، می‌توان گفت که میانه نمونه، مجموع قدر مطلق انحرافات زیر را حداقل می‌کند:

$$\min_{\xi \in R} \sum_{i=1}^{n} |y_i - \xi| \quad (۱۳)$$

همچنین کوانتایل نمونه τام $\xi(\tau)$ که شبیه به $Q(\tau)$ می‌باشد، می‌تواند به‌صورت جواب مسئله بهینه‌یابی زیر مطرح گردد:

$$\min_{\xi \in R} \sum_{i=1}^{n} \rho_\tau(y_i - \xi) \quad (۱۴)$$

که در آن داریم:

$$\rho_\tau(z) = z\big(\tau - I(z < 0)\big), 0 < \tau < 1 \quad (۱۵)$$

صرفاً به‌عنوان میانگین نمونه که مجموع مربعات پسماند را حداقل می‌کند:

$$\hat{\mu} = argmin_{\mu \in R} \sum_{i=1}^{n} (y_i - \mu)^2 \quad (۱۶)$$

می‌توان با حل معادله زیر به تابع میانگین شرطی خطی $E(Y|X=x)=x\acute{}\beta$ دست یافت:

$$\hat{\beta}=argmin_{\beta\in R}\sum_{i=1}^{n}(y_i-x_1\acute{}\beta)^2 \quad (۱۷)$$

در پایان تابع کوانتایل شرطی خطی، $Q(\tau|X=x)=\acute{x}\beta(\tau)$، می‌تواند با حل معادله زیر برای هر کوانتایل $\tau\in(0,1)$ برآورد شود:

$$\hat{\beta}(\tau)=argmin_{\beta\in R}\sum_{i=1}^{n}\rho_\tau(y_i-x_1\acute{}\beta) \quad (۱۸)$$

که در آن، مقدار کوانتایل $\hat{\beta}(\tau)$، رگرسیون کوانتایل τام نامیده می‌شود (تیان و همکاران، ۲۰۱۶).
در پژوهش حاضر، ابتدا توسط مدل گارچ، نااطمینانی قیمت نفت مستخرج شده است. در ادامه، با استفاده از تبدیل موجک، دوره زمانی مورد مطالعه تجزیه شده است و در نهایت اجزای به دست آمده با استفاده از رگرسیون کوانتایل برازش شده است.

۳.۳. الگوی پژوهش

به منظور بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۰:۱ الی ۱۴۰۰:۱ از الگوی زیر استفاده شده است. این مدل بر اساس مبانی نظری و مطالعات پیشین است.

$$Q_{Stock\ index\ i,t}(\tau_k|\alpha_i X_t)=\beta_0+\beta_1 H_t+\varepsilon_t \quad (۱۹)$$

در اینجا Stock index شاخص بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی موردمطالعه است و متغیر H بیانگر نااطمینانی در قیمت نفت اوپک است. متغیرهای به‌کاررفته در پژوهش حاضر شامل قیمت نفت اوپک و شاخص بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی فروردین ۱۳۹۰ الی فروردین ۱۴۰۰ می‌باشد. منبع استخراج داده‌ها، پایگاه بانک داده‌های اقتصادی و مالی وزارت امور اقتصادی و دارایی است. لازم به ذکر است که جهت استخراج نااطمینانی قیمت نفت از مدل GARCH(1,1) استفاده شده است. در این پژوهش از روش تبدیل موجک ناپیوسته با حداکثر هم‌پوشانی چندبعدی نمایشی جهت تجزیه هر یک از سری‌های زمانی موردمطالعه به مؤلفه‌ها با مقیاس‌های مختلف زمانی استفاده شده است. جهت تبدیل سری‌های زمانی به مؤلفه‌هایی با مقیاس‌های مختلف از موجک دابچیز ۸ استفاده شده و با توجه به تعداد نمونه‌ها (۱۲۱ نمونه) کار تجزیه اطلاعات در ۶ سطح انجام شده است.

$2^6=64 \quad 64<121<128 \quad 2^7=128$

A=S6+D6+D5+D4+D3+D2+D1

A: سری زمانی اصلی S6: مؤلفه تخمین سطح ۶

D6, D5, D4, D3, D2, D1: مؤلفه‌های جزئیات سطوح ۱ تا ۶

در سطح j مقدار مقیاس 2^j و قدرت تفکیک یا دقت با استفاده از فرمول زیر محاسبه می‌گردد (پازوکی و همکاران، ۱۳۹۲):

$$j, a = 2^j, resolution = \left(\frac{1}{a}\right) * N \quad (۲۰)$$

با توجه به این فرمول بازه زمانی در سطوح مختلف بدین شرح می‌باشد:

سطح ۱= ۷۲۶ روز سطح ۲= ۳۶۳ روز سطح ۳= ۱۸۱/۵ روز سطح ۴= ۹۰/۷۵ روز سطح ۵= ۴۵/۳۷ روز سطح ۶= ۲۲/۶۸ روز

۴. تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها

۱.۴. آمار توصیفی

در این بخش به معرفی آمار توصیفی متغیرهای پژوهش پرداخته شده است. آمار توصیفی هر یک از متغیرها به تفکیک در جدول ۱ تشریح شده است:

جدول ۱- آمار توصیفی

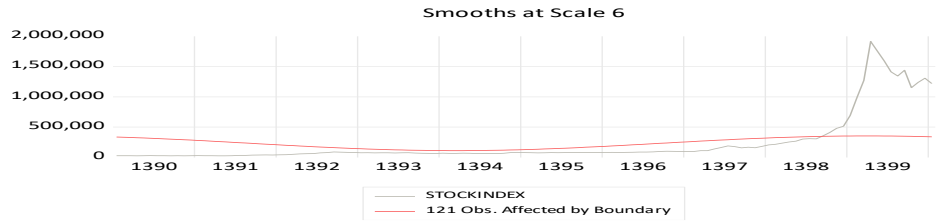
متغیر	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	چولگی	کشیدگی	PROB آزمون جارک - برا	وضعیت نرمالیتی
Stock index	۲۳۱۴۲۷/۵۰	۷۸۰۸۶/۰۰	۱۹۱۶۱۹۴/۰۰	۲۴۲۷۹/۱۰	۲/۶۱	۸/۷۲	۰/۰۰	توزیع غیرنرمال
H	۹۲۲/۱۲	۳۴۸/۲۹	۳۶۱۶/۲۴	۱۷/۵۸	۰/۷۳	۲/۱۴	۰/۰۰	توزیع غیرنرمال

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۱ نشان می‌دهد که همه متغیرهای این پژوهش دارای توزیع غیر نرمال می‌باشند. همچنین سایر ویژگی‌های آماری همچون میانگین، میانه، ماکزیمم، مینیمم، چولگی و کشیدگی در جدول ۱ گزارش شده است.

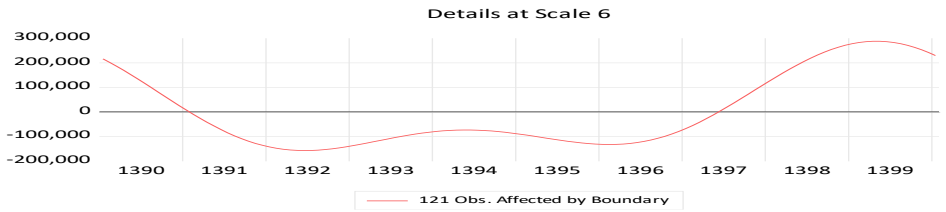
در ادامه به بررسی روند تجزیه سری‌های زمانی شاخص بورس اوراق بهادار تهران و نااطمینانی در قیمت نفت در مقیاس شش جزء پرداخته شده است.

۲.۴. روند تجزیه سری زمانی شاخص بورس اوراق بهادار تهران



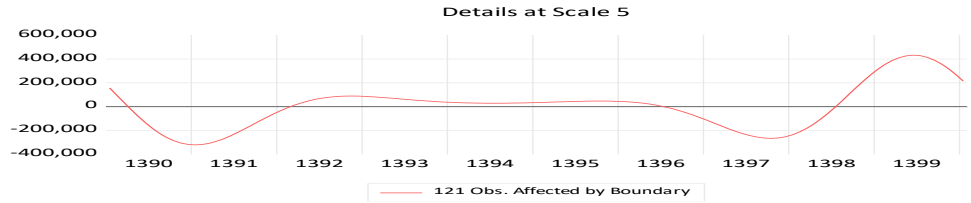
شکل ۱- هموواری در ۶ مقیاس متغیر شاخص بورس اوراق بهادار تهران

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر



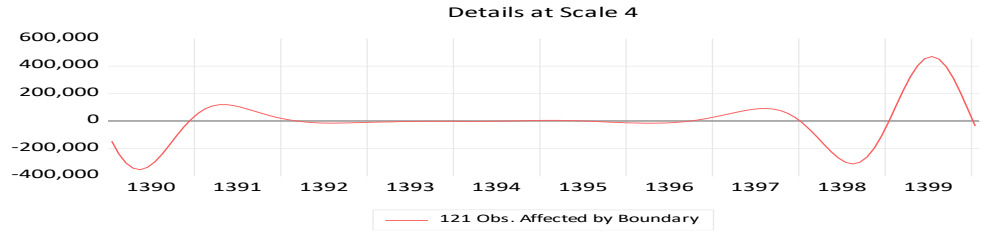
شکل ۲- جزئیات مقیاس ۶

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر



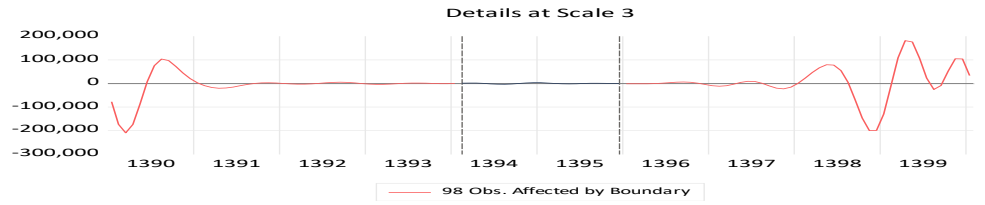
شکل ۳- جزئیات مقیاس ۵

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر



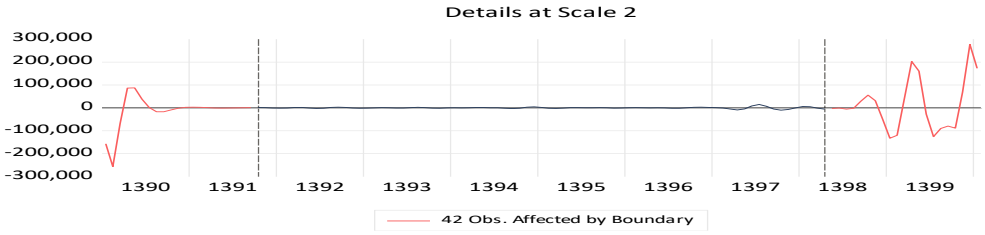
شکل ۴- جزئیات مقیاس ۴

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر



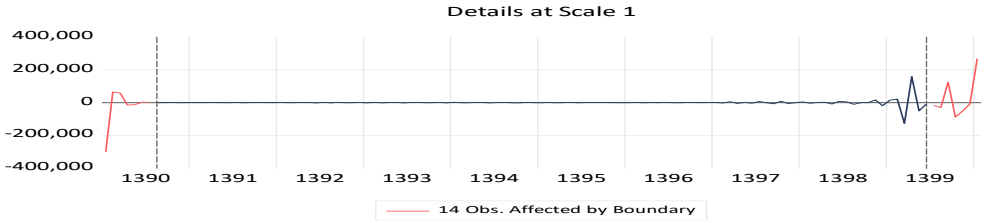
شکل ۵- جزئیات مقیاس ۳

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر



شکل ۶- جزئیات مقیاس ۲

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

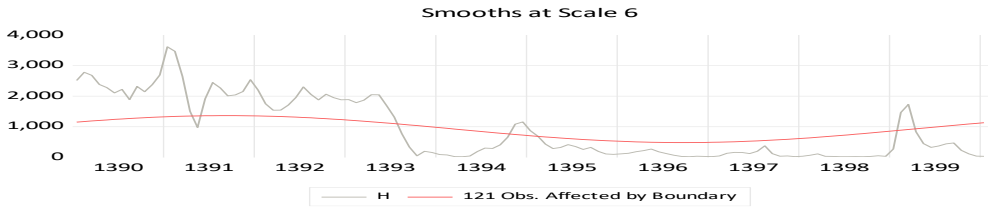


شکل ۷- جزئیات مقیاس ۱

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

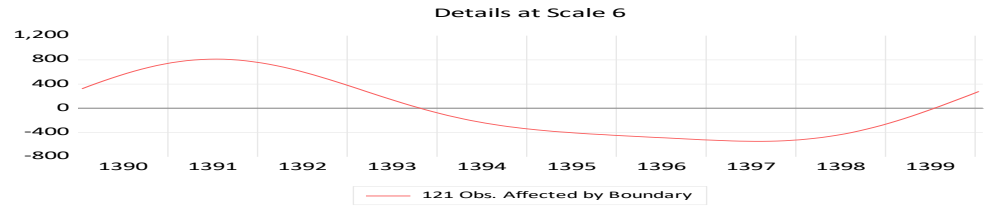
شکل‌های ۱ تا ۷ روند تجزیه متغیر شاخص بورس اوراق بهادار تهران را نشان می‌دهند. براساس شکل‌های ۱ تا ۷ سری زمانی شاخص بورس اوراق بهادار تهران از مقیاس ۶ تا ۱ تجزیه شده است که شکل ۷ بیانگر جزئیات بیشتری نسبت به شکل ۱ است. به عبارتی در تجزیه سری شاخص بورس اوراق بهادار تهران، شکل ۷ بیانگر اثرات بلندمدت و شکل ۱ بیانگر اثرات کوتاه‌مدت است.

۳.۴. روند تجزیه سری زمانی نااطمینانی قیمت نفت



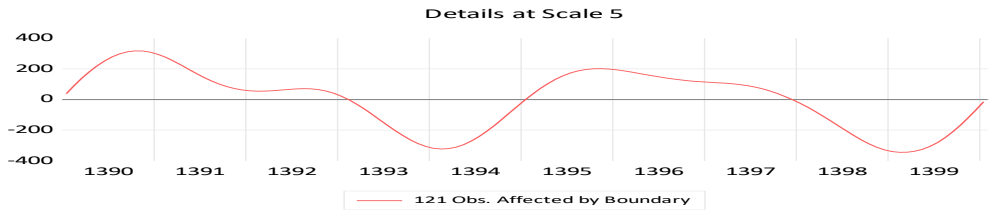
شکل ۸- هموارى در ۶ مقیاس متغیر نااطمینانی قیمت نفت

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر



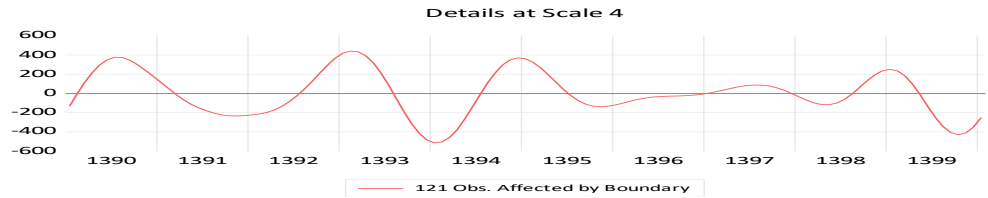
شکل ۹- جزئیات مقیاس ۶

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر



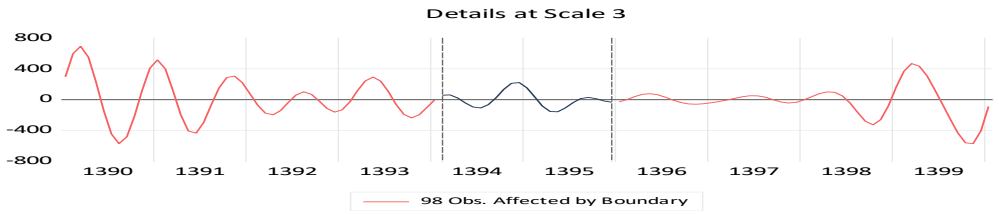
شکل ۱۰- جزئیات مقیاس ۵

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر



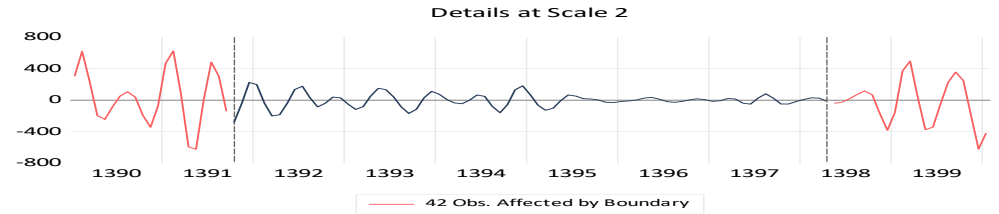
شکل ۱۱- جزئیات مقیاس ۴

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر



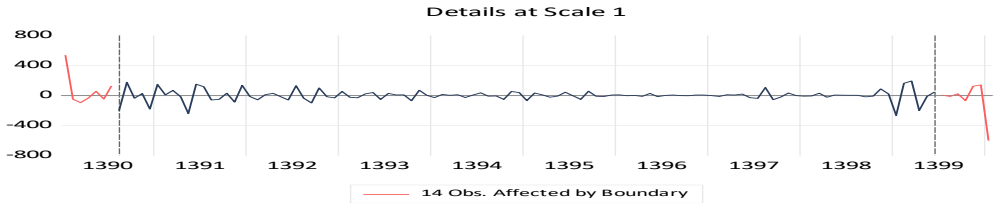
شکل ۱۲- جزئیات مقیاس ۳

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر



شکل ۱۳- جزئیات مقیاس ۲

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر



شکل ۱۴- جزئیات مقیاس ۱

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

شکل‌های ۸ تا ۱۴ روند تجزیه متغیر نااطمینانی قیمت نفت را نشان می‌دهند. بر اساس شکل‌های ۸ تا ۱۴ سری زمانی نااطمینانی قیمت نفت از مقیاس ۶ تا ۱ تجزیه شده است که شکل ۱۴ بیانگر جزئیات بیشتری نسبت به شکل ۸ است. به عبارتی در تجزیه سری نااطمینانی قیمت نفت، شکل ۱۴ بیانگر اثرات بلندمدت و شکل ۸ بیانگر اثرات کوتاه‌مدت است.

۴.۴. آزمون مانایی

آزمون مانایی بیش از هر آزمونی برای تخمین یک مدل سری زمانی حائز اهمیت است. زیرا عدم مانایی متغیرها می‌تواند منجر به فاقد اعتبار بودن ضرایب رگرسیون و اریبی گردد. با توجه به این که داده‌ها به صورت ماهانه است لذا از آزمون هگی[1] جهت تعیین مانایی استفاده شده است.

[1] Hegy

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد هگی

		Test Stat	۱٪	۵٪	۱۰٪
	All Seasonal frequencies	۱۴/۶۶	۲۷/۳۶	۷/۷۶	۳/۴۸
Stock index					
	All frequencies	۱۳/۴۴	۲۵/۳۱	۷/۲۴	۳/۲۸
	All Seasonal frequencies	۱۳/۷۶	۲۷/۹۶	۷/۷۵	۳/۴۸
H					
	All frequencies	۱۳/۸۴	۲۵/۸۷	۷/۲۳	۳/۲۸

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

مطابق با نتایج جدول (۲)، متغیرهای شاخص بورس اوراق بهادار تهران و نااطمینانی در قیمت نفت در همه فرکانس‌های فصلی و غیر فصلی در سطح آماری پنج درصد مانا هستند.

۵.۴. نتایج تخمین مدل

جدول ۳ نشان می‌دهد که اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران در همه چندک‌ها منفی و معنادار است. مطابق با جدول ۳، اگر یک واحد نااطمینانی در قیمت نفت افزایش یابد آن‌گاه با فرض ثبات سایر شرایط، شاخص بورس اوراق بهادار تهران می‌تواند بین ۵/۱۰ الی ۶۲/۰۶ واحد کاهش یابد. مقدار این اثر در چندک‌های انتهایی بیشتر از چندک‌های ابتدایی است. به عبارتی اثر منفی نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران، طی زمان افزایش یافته است. همچنین مقدار ارزش احتمال آزمون برابر بودن شیب و آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها زیر ۰/۰۵ است که بیانگر تصریح درست الگو می‌باشد.

جدول ۳- نتایج تخمین مدل براساس متغیر وابسته Stock index

متغیر	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
H	-۵/۱۰	-۱۸/۵۷	-۲۱/۵۴	-۲۲/۲۶	-۲۴/۰۰	-۲۷/۴۰	-۲۸/۹۵	-۳۵/۸۳	-۶۲/۰۶
P-Value	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰.۰۰۳	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۴
P-Value آزمون برابر بودن شیب	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
P-Value آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

۶.۴. نتایج تخمین مدل مبتنی بر تبدیل موجک MODWT-MRA

جدول ۴ نشان می‌دهد که اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران در همه چندک‌های مقیاس یک، منفی و معنادار است. به طوری که مقدار این اثر در چندک‌های انتهایی کمتر از چندک‌های ابتدایی است. لذا در بازه زمانی بلندمدت، مقدار اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران در طی زمان کاهش خواهد یافت. مطابق با جدول ۴، اگر یک واحد نااطمینانی در قیمت نفت افزایش یابد آن‌گاه با فرض ثبات سایر شرایط، شاخص بورس اوراق بهادار تهران می‌تواند در مقیاس ۱ بین ۳۵۴/۲۹ الی ۴۹۶/۲۶ واحد کاهش یابد. به‌طور مشابه همین استدلال برای مقیاس‌های ۲، ۳، ۴ و ۵ که بیانگر اثر میان‌مدت هستند صادق هست. نکته قابل توجه این است که اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران در مقیاس ۶ فقط در چندک های اول، هشتم و نهم منفی و معنادار است. از آن جا که مقیاس شش بیانگر اثرات کوتاه‌مدت می‌باشد لذا اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران در کوتاه‌مدت هم منفی و معنادار است اما مقدار این اثر به نسبت مقیاس‌های میان مدت و بلندمدت دارای ضریب نسبتاً کمتری است. اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران در مقیاس ۶ در چندک‌های ابتدایی به نسبت چندک‌های انتهایی ضریب کمتری دارد لذا این اثر در بازه کوتاه‌مدت، در سال‌های ابتدایی مورد مطالعه کمتر است و در سال‌های انتهایی مورد مطالعه افزایش یافته است. همچنین مقدار ارزش احتمال آزمون برابر بودن شیب و آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها در مقیاس اول تا پنجم زیر ۰/۰۵ و در مقیاس ششم زیر ۰/۱۰ است که بیانگر تصریح درست الگو می‌باشد.

جدول ۴- نتایج تخمین مدل براساس متغیر وابسته Stock index در مدل رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تجزیه- وتحلیل تبدیل موجک MODWT-MRA

مقیاس D1	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
H	-۳۹۱/۳۹	-۴۷۲/۵۸	-۴۹۶/۲۶	-۴۷۶/۸۸	-۴۳۸/۲۳	-۴۱۵/۷۶	-۳۷۷/۹۲	-۳۶۲/۶۳	-۳۵۴/۲۹
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰/۶۶	۰/۴۵	۰/۳۶	۰/۲۸	۰/۲۷	۰/۳۲	۰/۴۲	۰/۵۷	۰/۶۹
P-Value آزمون برابر بودن شیب	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
P-Value آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
مقیاس D2	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
H	-۱۶۸/۸۷	-۱۰۳/۱۵	-۱۲/۱۴	-۰/۹۸	۰/۳۸	-۱/۹۲	-۰/۲۶	-۱۱۹/۲۱	-۱۶۳/۹۶
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۸	۰/۰۰	۰/۴۳	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰/۲۶	۰/۱۴	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۰۲	۰/۱۰	۰/۳۱

مقیاس D1	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
P-Value آزمون برابر بودن شیب	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
P-Value آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
مقیاس D3	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
H	-۱۷۲/۹۸	-۱۷۶/۳۴	-۱۵۱/۹۸	-۲۳/۳۴	-۳۰/۱۴	-۶۴/۷۹	-۱۰۰/۵۳	-۹۴/۲۰	۴/۵۵
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۶۳
Pseudo R^2	۰/۲۶	۰/۲۰	۰/۰۵	۰/۰۱	۰/۰۰۹	۰/۰۳	۰/۱۰	۰/۱۲	۰/۰۰۲
P-Value آزمون برابر بودن شیب	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
P-Value آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
مقیاس D4	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
H	-۳۳۱/۸۶	-۲۱۱/۷۳	-۲۱/۷۹	-۸/۵۵	-۶/۲۸	-۳۲/۹۸	-۱۱۷/۳۷	-۲۵۵/۳۶	-۴۷۷/۵۸
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۵	۰/۲۶	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰/۲۳	۰/۰۹	۰/۰۱	۰/۰۰۹	۰/۰۰۴	۰/۰۰۵	۰/۰۴	۰/۱۳	۰/۲۵
P-Value آزمون برابر بودن شیب	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
P-Value آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
مقیاس D5	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
H	-۵۸۶/۸۵	-۵۷۴/۰۵	-۵۶۱/۷۰	-۵۶۵/۰۲	-۶۳۶/۷۵	-۶۸۹/۰۶	-۷۱۵/۶۶	-۷۴۷/۲۴	-۷۷۸/۷۹
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰/۴۵	۰/۴۳	۰/۳۶	۰/۲۵	۰/۱۷	۰/۱۶	۰/۲۴	۰/۳۸	۰/۴۴
P-Value آزمون برابر بودن شیب	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲
P-Value آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲

مقیاس D1	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
مقیاس D6	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
H	-۲۵/۱۶	-۲۴/۸۶	-۲۴/۹۴	-۲۵/۴۳	-۱۹/۵۴	-۳۳/۴۲	-۶۱/۹۱	-۸۲/۰۰	-۱۱۸/۹۴
P-Value	۰/۰۴	۰/۱۱	۰/۱۷	۰/۲۰	۰/۳۷	۰/۲۴	۰/۰۹	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰/۰۷	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۰۹	۰/۰۰۳	۰/۰۰۷	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۵
P-Value آزمون برابر بودن شیب	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹
P-Value آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

۵. بحث و نتیجه‌گیری

یکی از بخش‌های مالی که بسیار تحت نفوذ اثرات بین‌المللی است، بازار بورس اوراق بهادار است. زیرا صنایع موجود در این بازار در بخش‌های داخلی و صادراتی فعال‌اند به‌علاوه یا به نحوی مصرف‌کننده نفت و مشتقات آن یا تولیدکننده آن هستند و یا تحت تأثیر نوسانات ارزی ناشی از صادرات و واردات نفت هستند زیرا به نحوی در این صنعت، سرمایه‌گذار و یا تأمین‌کننده منابع مالی هستند، همانند بانک، بیمه، مؤسسات سرمایه‌گذاری و مالی و.... به عبارتی اثرگذاری نفت در بخش‌های گوناگون با حوزه‌های مختلف بسیار است (نجفی استمال و همکاران، ۱۴۰۰). پژوهش حاضر به دنبال بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران با بهره‌گیری از رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک است. نتایج حاصل از مدل تجربی موید آن است که با افزایش نااطمینانی قیمت نفت، شاخص اوراق بهادار تهران کاهش خواهد یافت که نتایج به دست آمده با مطالعات علمگیر و امین (۲۰۲۱)، الیان و کسیوانی (۲۰۱۶)، عیوضلو و همکاران (۱۳۹۷) و فطرس و هوشیدری (۱۳۹۵) هم راستا بوده است. مطابق با نتایج پژوهش حاضر، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران دارای اثر منفی و معنادار است به طوری که مقدار این اثر در کوتاه‌مدت دارای اثر منفی بیشتری به نسبت میان مدت است و بلندمدت است. همچنین مطابق با نتایج رگرسیون کوانتایل مقدار ضریب در چندک های ابتدایی کوچکتر از چندک های انتهایی است که این بیانگر این است که اثر منفی نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران در طی زمان افزایش یافته است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده توصیه می‌شود سیاست‌گذاران در جهت ایجاد قوانینی که مانع از خام فروشی نفت شود اهتمام ورزند. همچنین توصیه می‌گردد که صندوق ذخایر ارزی مختص بازار بورس اوراق بهادار تهران ایجاد شود تا هنگام به وجود آمدن تلاطم و بحران‌های مالی امکان مدیریت بحران فراهم شود. همچنین پیشنهاد می شود که در جهت صنعتی سازی و عدم وابستگی به نفت و خوداتکایی تصمیماتی اخذ گردد.

فهرست منابع و مآخذ

۱) ابونوری، عباسعلی و کیان پیشه، آزاده. (۱۳۹۵). تأثیر نااطمینانی قیمت نفت بر بازارهای مالی در ایران. *انرژی ایران*، ۱۹ (۶۹).

۲) پازوکی، نیما.، حمیدیان، اکرم.، محمدی، شاپور.، محمودی، وحید. (۱۳۹۲). استفاده از تبدیل موجک جهت بررسی میزان همبستگی نرخ ارزهای مختلف، قیمت نفت، قیمت طلا و شاخص بورس اوراق بهادار تهران در مقیاس‌های زمانی مختلف. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۲(۷)، ۱۳۱-۱۴۸.

۳) خوچیانی، ر.، و نادمی، ی. (۱۳۹۷). بازنگری در رابطه شکاف تولید و تورم برای اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد تبدیل موجک. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۸(۶۹)، ۳۰۷-۳۳۴. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=357491

۴) شکوهی فرد، س.، آل عمران، ر.، مهرگان، ن.، رحیم‌زاده، ف. (۱۳۹۸). اثر فساد بر توسعه انسانی (مدل رگرسیون کوانتایل). *فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی*، ۵(۱۶)، ۶۶-۳۷.

۵) عیوضلو، رضا، و باجلان، سعید، و چهارراهی، مصطفی. (۱۳۹۷). بررسی پویای ارتباط نااطمینانی قیمت طلا و قیمت نفت خام با بازده شاخص قیمت سهام بانکها - رهیافت فضا حالت. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار (مدیریت پرتفوی)*، ۹ (۳۶)، ۳۱-۴۹. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=357842.

۶) فطرس، محمدحسن و هوشیدری، مریم. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت خام بر نوسانات بازدهی بورس اوراق بهادار تهران رویکرد GARCH چند متغیره. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۵ (۱۸)، ۱۴۷-۱۷۷. https://doi.org/10.22054/jiee.2016.7195.

۷) کریمی، م.، و حیدریان، م.، و دهقان جبارآبادی، ش. (۱۳۹۷). تحلیل اثرات سرریز بین بازارهای نفت و بورس اوراق بهادار تهران در طول مقیاس‌های چندگانه زمانی (با استفاده از مدل VAR-GARCH-BEKK بر پایه موجک). *اقتصاد مالی*، ۱۲(۴۲)، ۴۶-۲۵. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=351294

۸) محنت فر، یوسف.، درخشانی درآبی، کاوه.، و پرندین، کاوه. (۱۳۹۵). تأثیر نوسانات نفت و ارز بر شاخص قیمت بازارسهام در ایران: رویکرد آزمون کرانه ها. *سیاست گذاری پیشرفت اقتصادی، ۴ (۲)، ۱۵۶-۱۳۳*. https://doi.org/10.22051/edp.2017.12022.1060.

۹) نجفی استمال، س.، و حسینی، س.، و معمارنژاد، ع.، و غفاری، ف. (۱۴۰۰). بررسی اثر مکانیسم انتقال بحران مالی(با تاکید بر بحران مالی سال۲۰۰۸ و قیمت نفت) و علیت مارکوف سوئیچینگ بر شاخص‌های منتخب بورس اوراق بهادار ایران. *اقتصاد مالی*، ۱۵(۳ (پیاپی ۵۶))، ۵۹-۸۷. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=578066

۱۰) ورهرامی، ویدا.، مرادعلیان، محمدجواد. (۱۴۰۰). تجزیه قیمت نفت خام و تأثیر آن بر بازده شاخص قیمت سهام منتخب با روش VECM. *اقتصاد مالی*، ۱۵(۵۵)، ۳۱۳-۳۳۲.

۱۱) ویسی زاده، وحید.، شکرخواه، جواد.، امیری، میثم. (۱۴۰۰). مدل ترکیبی ارزش در معرض ریسک شبیه سازی تاریخی فیلتر شده مبتنی بر تبدیل موجک در افق‌های زمانی سرمایه‌گذاری مختلف در بورس اوراق بهادار تهران. *اقتصاد مالی*، ۱۵(۵۷)، ۱-۲۲.

12) Alamgir, F., & Amin, S. B. (2021). The nexus between oil price and stock market: Evidence from South Asia. *Energy Reports*, *7*, 693-703. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.egyr.2021.01.027.
13) Apergis, N. and Miller, S.M. (2009). Do Structural Oil-market Shocks Affect Stock Prices?, *Energy Economics*, 31, 569-575.
14) Arouri, M. E. H., Jouini, J., & Nguyen, D. K. (2012). On the impacts of oil price fluctuations on European equity markets: Volatility spillover and hedging effectiveness. *Energy Economics*, *34*(2), 611-617. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.08.009.
15) Awartani, B., & Maghyereh, A. I. (2013). Dynamic spillovers between oil and stock markets in the Gulf Cooperation Council Countries. *Energy Economics*, *36*, 28-42. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.11.024.
16) Balke, N.S., Brown, S.P.A. (2018). Oil supply shocks and the US economy: an estimated DSGE model. *Energy Policy*, 116, 357–372.
17) Basher, S. A., & Sadorsky, P. (2006). Oil price risk and emerging stock markets. *Global Finance Journal*, *17*(2), 224-251. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.gfj.2006.04.001.
18) Basher, S. A., Haug, A. A., & Sadorsky, P. (2012). Oil prices, exchange rates and emerging stock markets. *Energy Economics*, *34*(1), 227-240. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.10.005.
19) Bouri, E., Gupta, R., Tiwari, A. K., & Roubaud, D. (2017). Does Bitcoin hedge global uncertainty? Evidence from wavelet-based quantile-in-quantile regressions. *Finance Research Letters*, *23*, 87-95. https://doi.org/10.1016/j.frl.2017.02.009
20) Cuñado, J., & Pérez de Gracia, F. (2003). Do oil price shocks matter? Evidence for some European countries. *Energy Economics*, *25*(2), 137-154. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0140-9883(02)00099-3.
21) Cunado, J., & Perez de Gracia, F. (2005). Oil prices, economic activity and inflation: evidence for some Asian countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *45*(1), 65-83. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.qref.2004.02.003.
22) Das, D., Bhatia, V., Pillai, J., Tiwari, A.K. (2018). The relationship between oil prices and US economy revisited. *Energy Sources*, 13, 37–45.
23) Daubechies, I. (1990). The wavelet transform, time-frequency localization and signal analysis. *IEEE Transactions on Information Theory*, *36*(5), 961-1005. https://doi.org/10.1109/18.57199
24) Davino, C., Furno, M., & Vistocco, D. (2014). *Quantile regression: theory and applications*. John Wiley & Sons.
25) Dhaoui, A., Goutte, S., & Guesmi, K. (2018). The Asymmetric Responses of Stock Markets. *Journal of Economic Integration*, *33*(1), 1096-1140. http://www.jstor.org/stable/26418777.
26) Du, L., & He, Y. (2015). Extreme risk spillovers between crude oil and stock markets. *Energy Economics*, *51*, 455-465. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.eneco.2015.08.007.
27) Dutta, A., Nikkinen, J., & Rothovius, T. (2017). Impact of oil price uncertainty on Middle East and African stock markets. *Energy*, *123*, 189-197. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.energy.2017.01.126.
28) El Hedi Arouri, M., Jouini, J., & Nguyen, D. K. (2011). Volatility spillovers between oil prices and stock sector returns: Implications for portfolio management. *Journal of International Money and Finance*, *30*(7), 1387-1405. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2011.07.008.

29) Elder, J., & Serletis, A. (2010). Oil Price Uncertainty. *Journal of Money, Credit and Banking*, *42*(6), 1137-1159. http://www.jstor.org/stable/40784879.
30) Elian, M. I., & Kisswani, K. M. (2018). Oil price changes and stock market returns: cointegration evidence from emerging market. *Economic Change and Restructuring*, *51*, 317-337. https://doi.org/10.1007/s10644-016-9199-5
31) Engemann, K. M., Kliesen, K. L., & Owyang, M. T. (2011). Do oil shocks drive business cycles? Some US and international evidence. *Macroeconomic Dynamics*, *15*(S3), 498-517. https://doi.org/https://doi.org/10.20955/wp.2010.007.
32) Feng, J., Wang, Y., & Yin, L. (2017). Oil volatility risk and stock market volatility predictability: Evidence from G7 countries. *Energy Economics*, *68*(C), 240-254. https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:eneeco:v:68:y:2017:i:c:p:240-254.
33) Gençay, R., Selçuk, F., & Whitcher, B. J. (2001). *An introduction to wavelets and other filtering methods in finance and economics*. Elsevier.
34) Golkhandaan, A. (2016). The Effects of Positive and Negative Oil Price Shocks on Stock Index in Iran. *Journal of Economic and Financial Policies*, *15*, 89-114.
35) Hamdi, B., Aloui, M., Alqahtani, F. (2019), Tiwari, Relationship between the oil price volatility and sectoral stock markets in oil-exporting economies: evidence from wavelet nonlinear denoised based quantile and Granger-causality analysis. *Energy Econ*, 80, 536–552.
36) Hamilton, J. D. (1983). Oil and the Macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, *91*(2), 228-248. http://www.jstor.org/stable/1832055.
37) Hamilton, J. D. (2003). What is an oil shock? *Journal of Econometrics*, *113*(2), 363-398. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00207-5.
38) Hamilton, J. D. (2011). NONLINEARITIES AND THE MACROECONOMIC EFFECTS OF OIL PRICES. *Macroeconomic Dynamics*, *15*(S3), 364-378. https://doi.org/10.1017/S1365100511000307.
39) Jo, S. (2014). The Effects of Oil Price Uncertainty on Global Real Economic Activity. *Journal of Money, Credit and Banking*, *46*(6), 1113-1135. http://www.jstor.org/stable/24499127.
40) Jones, C. M., & Kaul, G. (1996). Oil and the stock markets. *The journal of Finance*, *51*(2), 463-491. https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb02691.x.
41) Khalfaoui, R., Boutahar, M., & Boubaker, H. (2015). Analyzing volatility spillovers and hedging between oil and stock markets: Evidence from wavelet analysis. *Energy Economics*, *49*, 540-549. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.eneco.2015.03.023.
42) Khan, A., Khan, M. Y., & Khan, A. Q. (2020). How Do Oil and Natural Gas Prices affect U.S. industrial production? Utilizing wavelet nonlinear denoised based quantile analysis. *Energy Strategy Reviews*, 32, 100550. https://doi.org/10.1016/j.esr.2020.100550
43) Kilian, L. (2009). Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market. *The American Economic Review*, *99*(3), 1053-1069. http://www.jstor.org/stable/25592494.
44) Kilian, L., & Park, C. (2009). The impact of oil price shocks on the US stock market. *International Economic Review*, *50*(4), 1267-1287. https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1468-2354.2009.00568.x.
45) Koenker, R. W., & Bassett, G. (1978). Regression quantiles. Econometrica, 46, 33–50.
46) Maghyereh, A., Awartani, B., & Bouri, E. (2016). The directional volatility connectedness between crude oil and equity markets: New evidence from implied volatility indexes. *Energy Economics*, *57*(C), 78-93. https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:eneeco:v:57:y:2016:i:c:p:78-93.
47) Park, J., & Ratti, R. A. (2008). Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 European countries. *Energy Economics*, *30*(5), 2587-2608. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.eneco.2008.04.003.

48) Ramsey, J. B. (1999). The contribution of wavelets to the analysis of economic and financial data. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, *357*(1760), 2593-2606.
49) Rodríguez Benavides, D., Martínez García, M. Á., & Hoyos Reyes, L. F. (2019). Uncertainty of the international oil price and stock returns in Mexico through an SVAR-MGARCH. *Contaduría y administración*, *64*(3). https://doi.org/https://doi.org/10.22201/fca.24488410e.2019.2340.
50) Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics*, *21*(5), 449-469. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0140-9883(99)00020-1.
51) Shirazi, M., & Emami Meibodi, A. (2020). Reaction of stock market index to oil price shocks. *Iranian Economic Review*, *24*(1), 99-128.
52) Tian, F., Gao, J. & Yang, K. (2016), A Quantile Regression Approach to Panel Data Analysis of Health Care Expenditure in OECD Countries, Monash Bussiness school, Department of Econometrics and Business Statistics, working paper: 1- 27.

Financial Economics
Vol. (17) Issue (65) December 2023

Abstract

https://doi.org/10.30495/fed.2023.1956096.2683

Does oil price uncertainty affect the Tehran Stock Exchange index? Quantile regression approach based on wavelet transform

Ali Sargolzaei[1]
Narges Salehnia[2]
Massoud Homayounifar[3]
S. Mohammad Qaim Zabihi[4]

Received: 26 / September / 2023 Accepted: 27 / November / 2023

Abstract

Investigating the effect of oil price uncertainty on the Tehran Stock Exchange index is of great importance because with increasing uncertainty in oil prices, the systematic risk of the stock market index increases. On the other hand, in oil exporting countries such as Iran, oil revenues are among the most important and influential factors in macroeconomic variables and, consequently, financial market indicators. The present study investigates the effect of oil price uncertainty on the Tehran Stock Exchange index using the wavelet-based quantile regression model (MODWT-MRA) during the period April 2011 to April 2021 in Iran.. The results of the model estimate showed that with the increase in oil price uncertainty, the Tehran Stock Exchange index will decrease. According to the results, the effect of oil price uncertainty on the Tehran Stock Exchange index in the first few quantiles has a smaller coefficient than the final quantiles, so the negative effect of oil price uncertainty on the Tehran Stock Exchange index in recent months is more than the first months. Also, the coefficient value on the component 5 scale is much higher than the component 1 scale; Therefore, the negative effect of oil price uncertainty on the Tehran Stock Exchange index in the short run is much greater than the value of this effect in the long run. This is because in the long run, the investor will adjust to the uncertainty.

Keywords: Oil Price Uncertainty, Tehran Stock Exchange Index, Quantile Regression, Wavelet Transform, Garch.
JEL Classification: E31, B23, H54

[1] Department of Economics, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran. ali.sargolzaie@mail.um.ac.ir
[2] Department of Economics, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran. Email (author responsible): n.salehnia@um.ac.ir
[3] Department of Economics, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran. homayounifar@um.ac.ir
[4] Department of Economics, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran. smq.zabihi@mail.um.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org