بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران: رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک

مرضیه اسفندیاری (نویسند مسئول)

دانشیار گروه علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان

m.esfandiari@eco.usb.ac.ir

علی سرگل‌زایی

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان

ali.sargolzaie@pgs.usb.ac.ir

سجاد سرگلزایی

دانشجوی کارشناسی علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان

Sajjad.sargolzaee@gmail.com

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۷/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۱۹

چکیده

بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده کشورهای وابسته به درآمدهای نفتی، از اهمیت بالایی برخوردار است. درآمدهای نفتی در کشورهای صادرکننده نفت از جمله موارد مهم و تأثیرگذار در متغیرهای کلان اقتصادی است. پژوهش حاضر به بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده با بهره‌گیری از مدل اقتصادسنجی رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک طی بازه زمانی فروردین ۱۳۹۰ الی فروردین ۱۴۰۰ در ایران می‌پردازد. نتایج حاصل از تخمین مدل تجربی نشان داد که ارتباط بین نااطمینانی قیمت نفت و شاخص قیمت مصرف‌کننده معکوس است. به عبارتی با افزایش نااطمینانی در قیمت نفت، شاخص قیمت مصرف‌کننده کاهش خواهد یافت که این اثر در چندک‌های انتهایی بیشتر از چندک‌های ابتدایی است. همچنین مطابق با نتایج تخمین الگوی تبدیل موجک، اثر منفی نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت بیشتر از بلندمدت است.

طبقه بندی JEL: C21،C22 ،E31

کلیدواژه‌ها: نااطمینانی قیمت نفت، شاخص قیمت مصرف‌کننده، رگرسیون کوانتایل، تبدیل موجک

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.

پیامدهای کلان اقتصادی نوسانات قیمت نفت از اوایل دهه ۱۹۷۰ به طور گسترده مورد بررسی و تجزیه‌وتحلیل بسیاری از پژوهشگران قرار گرفته است. یافته‌های تجربی در ادبیات موجود نشان می‌دهد که رابطه نفت و اقتصاد کلان در طی گذشت زمان، متغیر و نامتقارن است. به طور مثال، اثر رکودی افزایش قیمت نفت (معمولاً از نظر بزرگی و تداوم) در مقایسه با اثر انبساطی کاهش قیمت نفت بیشتر است (همیلتون[۱]، ۱۹۸۳، ۲۰۰۳؛ همیلتون و لین، ۱۹۹۶؛ همیلتون و هررا[۲]، ۲۰۰۴؛ کیلیان، ۲۰۰۹؛ کیلیان و ویگفسون[۳]، ۲۰۱۱، ۲۰۱۳، ۲۰۱۷؛ روتمبرگ و وودفورد[۴]، ۱۹۹۶).

ازاین‌رو، فاف و بریلزفورد[۵] (۱۹۹۹) نشان دادند که افزایش قیمت نفت باعث افزایش قیمت کالاها و خدمات برای مصرف‌کنندگان می‌شود. در مقابل، کاهش تقاضا برای کالاها و خدمات به دلیل اثر تورمی ناشی از افزایش قیمت نفت، باعث کاهش سود و کاهش حجم محصولات تولیدکنندگان می‌شود. جلیل[۶] و همکاران (۲۰۰۹) استدلال کردند که از طرف تولیدکننده، قیمت نفت بالاتر با قیمت نهاده بالاتر مرتبط است. آنها افزودند که افزایش هزینه‌های تولید باعث کاهش مقدار تولید می‌شود و قیمت محصول فروخته شده در بازار را نیز بالاتر می‌برد. در واقع، افزایش هزینه تولید و توزیع به دلیل افزایش قیمت نفت، درآمد واقعی کمتری را برای تولیدکنندگان به همراه خواهد داشت. تولیدکنندگان برای محافظت از درآمد واقعی خود هزینه را به مصرف‌کنندگان منتقل می‌کنند. در نتیجه به نظر می‌رسد سطح عمومی قیمت در یک اقتصاد به روشی مشابه افزایش می‌یابد.

بااین‌وجود، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده متغیر است. مطالعات مختلفی در ادبیات وجود دارد که بیان‌کننده رابطه منفی نااطمینانی قیمت نفت و شاخص قیمت مصرف‌کننده است (عرفانی و چرم گر، ۱۳۹۳؛ اوگه گونی، ۲۰۲۰).

---

1. Hamilton
2. Hamilton and Herrera
3. Kilian and Vigfusson
4. Rotemberg and Woodford
5. Faff and Brailsford
6. Jalil

مطابق با این مطالعات، اثر افزایش نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده منفی است.

باتوجه‌به مطالب گفته شده، بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران حائز اهمیت است. بدین منظور، پژوهش حاضر باتوجه‌به رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک به بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده پرداخته است. اگرچه مطالعات مختلفی به بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر متغیرهای اقتصادی پرداخته‌اند؛ اما در هیچ کدام از مطالعات قبلی از مدل رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک استفاده نشده است که پژوهش حاضر این خلا مطالعاتی را پر می کند. 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 در بلندمدت و کوتاه‌مدت انجام شود.

پژوهش حاضر، درصدد است فرضیه " با افزایش نااطمینانی قیمت نفت، شاخص قیمت مصرف کننده کاهش یابد." را بررسی و آزمون نماید.

در ادامه مقاله، در بخش دوم، مروری بر ادبیات مرتبط ارائه شده و در بخش سوم روش‌شناسی پژوهش تشریح می‌شود. بخش چهارم، به یافته‌های تجربی و بخش پنجم به بحث و نتیجه‌گیری می پردازد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده

سهام‌داران در بازارهای نفت به‌طورکلی علاقه‌مند می باشند بدانندکه چگونه نوسانات و شوک‌های قیمت نفت به قیمت‌های بازار سهام منتقل می‌شود. نااطمینانی (عدم قطعیت) به‌عنوان یک کانال اساسی ارائه می‌شود که از طریق آن می‌توان تغییرات در قیمت نفت را به بخش‌های کلیدی یک اقتصاد، از جمله بخش واقعی و بخش مالی منتقل کرد (باسکایا[1] و همکاران، ۲۰۱۳؛ آی[2]، ۲۰۱۵؛ کاپوراله[3] و همکاران، ۲۰۱۵؛ کونادو[4] و همکاران، ۲۰۱۵). در این راستا، قیمت‌های بازار سهام به جریان‌های نقدی

[1]. Başkaya
[2]. Aye
[3]. Caporale
[4]. Cũnado

مورد انتظار تنزیل شده با نرخ بازده موردنیاز[۱] بستگی دارد (ویلیامز[۲]، ۱۹۳۸) که به طور قابل‌توجهی به هر عاملی که می‌تواند جریان‌های نقدی مورد انتظار یا نرخ بازده موردنیاز را تغییر دهد، حساس است (فیلیس[۳] و همکاران، ۲۰۱۱). علاوه بر این، افزایش قیمت نفت می‌تواند مستقیماً هزینه تولید را افزایش دهد و در نتیجه ارزش جریان‌های نقدی را که در مدل‌های ارزیابی سهام در نظر گرفته می‌شود، کاهش دهد (جونز[۴] و همکاران، ۲۰۰۴). این اثرات را می‌توان به بخش‌هایی غیر از صنعت و تولید نیز تعمیم داد. در واقع، به دلیل کاهش درآمد اختیاری یا افزایش پس‌انداز احتیاطی، افزایش قیمت نفت ممکن است منجر به کاهش هزینه‌های مصرف‌کنندگان شود که مستقیماً به صنعت نفت مرتبط نیست (گوگینی[۵]، ۲۰۱۰). بااین‌حال، نوسانات قیمت نفت می‌تواند متغیرهای کلان اقتصادی، از جمله رشد تولید ناخالص داخلی، تورم، و نرخ ارز را تحت‌تأثیر قرار دهد (همیلتون و هرارا، ۲۰۰۴)؛ بنابراین، نوسانات قیمت نفت منجر به افزایش حق بیمه ریسک سهام می‌شود که به نوبه خود می‌تواند بر نرخ‌های تنزیل اعمال شده بر جریان‌های نقدی در مدل‌های ارزیابی سهام تأثیر بگذارد. با همین همسویی، سیاست‌گذاران و بانک‌های مرکزی افزایش قیمت نفت را تورمی می‌دانند.

به طور کلی تغییرات قیمت نفت ممکن است عمدتاً از دو منبع ناشی شود: ۱. رشد سریع تقاضا به دلیل رشد بالای اقتصاد جهانی یا ۲. کاهش عرضه در نتیجه کمبود تولید (ژیوکوف و همکاران، ۲۰۱۹). در این رابطه، کیلیان (۲۰۰۹) اظهار داشت که افزایش قیمت نفت عمدتاً ناشی از ترکیبی از شوک‌های تقاضای کل جهانی و شوک‌های پیشگیرانه تقاضا است، نه شوک‌های عرضه نفت، همانطور که معمولاً فرض می‌شود.

از منظر نظری، هر دو کانال مستقیم و غیرمستقیم این دو متغیر را به هم مرتبط می‌کنند (آلوارز و همکاران، ۲۰۱۱). اثر مستقیم زمانی رخ می دهد که افزایش قیمت نفت به قیمت فرآورده های نفتی تصفیه شده، مانند سوخت یا نفت گرمایشی که توسط خانوارها مصرف می شود، منتقل شود. این اثر سرریز تقریباً بلافاصله اتفاق می‌افتد و تأثیر آن بر شاخص قیمت مصرف‌کننده به سهم مخارج خانوارها برای فرآورده‌های نفتی تصفیه‌شده در کل مخارج بستگی دارد. از سوی دیگر، اثر غیرمستقیم در تغییرات قیمت

---

[1]. the required rate of returns
[2]. Williams
[3]. Filis
[4]. Jones
[5]. Gogineni

کالاها و خدماتی که از نفت یا فرآورده های نفتی در فرآیند تولید به عنوان ورودی استفاده می کنند، منعکس می شود.

به گفته آلوارز و همکاران (۲۰۱۱)، این انتقال دارای سرعت عبور قابل توجهی کمتر از تأثیر مستقیم است، در حالی که میزان این تأثیر به عوامل مختلفی مانند رقابت بازار یا تحولات چرخه‌ای در اقتصاد بستگی دارد. علاوه بر این، آن باید در مورد اثر به اصطلاح دور دوم نیز آگاه باشد. این کانال با این واقعیت توضیح داده می‌شود که تغییرات اولیه قیمت مصرف‌کننده، که ناشی از افزایش قیمت نفت است، ممکن است واکنش‌های رفتاری شرکت‌ها و کارگران را تحریک کند که منعکس‌کننده تغییرات در انتظارات تورمی آن‌ها است.

کلنی و مانرا (۲۰۰۸) استدلال کردند که شرکت ها ممکن است با انتقال هزینه های افزایش تولید کلی خود به قیمت های مصرف کننده، که چندان وابسته به نفت نیستند، خود را با افزایش قیمت نفت سازگار کنند. از سوی دیگر، کارگران ممکن است با تقاضای دستمزد بالاتر پاسخ دهند. در هر دو مورد، شاخص قیمت مصرف کننده افزایش می یابد.

علاوه بر این، باومیستر و کیلیان (۲۰۱۶)، اظهار داشتند که شوک‌های قیمت نفت می‌توانند بر انتظارات قیمت نفت در آینده تأثیر بگذارند و چنین انتظاراتی در محاسبات ارزش خالص فعلی پروژه‌های سرمایه‌گذاری آتی، به ویژه جریان نقدی که به قیمت نفت بستگی دارد، وارد می‌شود.

اثر انتقالی قیمت نفت به قیمت مصرف‌کننده در سطح قیمت کل در مطالعات متعدد برجسته شده است (هوکر[1]، ۲۰۰۲). هوکر (۲۰۰۲)، تأثیرات تغییرات قیمت نفت بر تورم ایالات متحده را بررسی کرد. یافته‌های مربوط به گسست ساختاری به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که اثر مشاهده شده برای دو دوره زمانی متضاد بود. علاوه بر این، چن[2] (۲۰۰۹) اذعان داشت که کاهش در انتقال قیمت نفت را می‌توان با افزایش ارزش پول داخلی، یک سیاست پولی مؤثرتر در پاسخ به تورم و همچنین درجه بالاتر باز بودن تجاری برای ۱۹ کشور صنعتی مورد بررسی قرار داد. علاوه بر این، دی گرگوریو[3] و همکاران (۲۰۰۷)، همچنین روند کاهشی انتقال را برای مجموع ۳۳ کشور توسعه‌یافته و درحال‌توسعه موردمطالعه پیشنهاد می‌کنند.

---

1. Hooker
2. Chen
3. De Gregorio

بدین ترتیب، ترکیبی از نتایج که اساساً شامل کشورهای درحال‌توسعه بود، مستند شد. لبلانک و چین[1] (۲۰۰۴)، رابطه بین تغییرات قیمت نفت بر تورم را برای ایالات متحده، بریتانیا، فرانسه، آلمان و ژاپن با استفاده از رویکرد منحنی فیلیپس تقویت شده ارزیابی می‌کنند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که افزایش قیمت نفت در مورد ایالات متحده، ژاپن و اروپا تنها تأثیر اندکی بر تورم دارد. علاوه بر این، آلوارز[2] و همکاران (۲۰۱۱)، تأثیر تغییر قیمت نفت را بر تورم قیمت مصرف‌کننده برای اسپانیا و منطقه یورو که شامل فرانسه، آلمان و همچنین ایتالیا می‌شود، تحلیل می‌کند. به نظر می‌رسد اثر تغییرات قیمت نفت بر تورم اسپانیا در مقایسه با سایر منطقه یورو کمی بیشتر باشد.

علاوه بر این، کونادو و د گراسیا[3] (۲۰۰۵)، تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر تورم و رشد اقتصادی را برای شش کشور آسیایی (ژاپن، سنگاپور، کره جنوبی، مالزی، تایلند و فیلیپین) مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهند که رابطه نفت - CPI، به تأثیر کوتاه‌مدت محدود می‌شود. به‌ویژه در مورد مالزی، شواهد عدم تقارن برای تغییرات قیمت نفت و رابطه تورم ثبت شده است، درحالی‌که به نظر می‌رسد قیمت نفت و رابطه اقتصاد کلان در مقایسه با سایر کشورها اهمیت کمتری دارد؛ زیرا مالزی یک کشور صادرکننده نفت است. علاوه بر این، چو و تسنگ[4] (۲۰۱۱)، تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت قیمت نفت بر تورم را در مورد تایوان بررسی کردند. یافته‌های مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که قیمت جهانی نفت تأثیر قابل‌توجه و بلندمدتی بر تورم دارد.

۲-۲. پیشینه تحقیق

در زمینه ارتباط نااطمینانی قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی همچون شاخص قیمت مصرف‌کننده مطالعات مختلفی در داخل و خارج صورت گرفته است که در ادامه به تعدادی از مطالعات خارجی و سپس مطالعات داخلی اشاره شده است.

۲-۲-۱. مطالعات خارجی

سک و لیم (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر تورم داخلی در دو گروه از کشورها، یعنی کشورهای واردکننده نفت در مقابل کشورهای صادرکننده نفت طی دوره ۱۹۷۳:۱ الی ۲۰۱۵:۱ با استفاده از مدل اقتصادسنجی SVAR پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد که شوک عرضه نفت در توضیح CPI در مقایسه

---

1. LeBlanc and Chin
2. Alvarez
3. Cũnado and Perez de Gracia
4. Chou and Tseng

با شوک‌های تقاضای نفت مؤثرتر است. شوک عرضه نفت می‌تواند یک عامل تعیین‌کننده برای تورم در کشورهای واردکننده نفت باشد، اما تقاضای نفت قدرت توضیحی بسیار محدودی در توضیح تورم در بیشتر کشورها دارد. تورم در کشورهای اصلی صادرکننده نفت نه به شوک عرضه نفت و نه به شوک تقاضای نفت پاسخ نمی‌دهد.

جیرانیاکول (۲۰۱۹) به بررسی تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر نرخ تورم داخلی تایلند با استفاده از داده‌های ماهانه در سال‌های ۱۹۹۳ الی ۲۰۱۷ و مدل اقتصادسنجی خود رگرسیون برداری و Garch پرداخت. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در بلندمدت، سطح قیمت‌ها تحت تأثیر مثبت قیمت واقعی نفت و شاخص تولید صنعتی است. تحلیل کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که بین شوک قیمت نفت و تورم داخلی رابطه مثبت وجود دارد. نتایج برآورد شده از رویکرد دومرحله‌ای نشان می‌دهد که شوک قیمت نفت باعث افزایش تورم می‌شود درحالی‌که عدم اطمینان قیمت نفت باعث تورم نمی‌شود. علاوه بر این، رابطه کوتاه‌مدت بین تورم و شوک‌های قیمت نفت از نظر آماری معنادار است. بااین‌حال، اثرات نامتقارن شوک‌های قیمت نفت بر تورم آشکار نیست.

بزما و همکاران (۲۰۲۱) به بررسی روابط بین رشد اقتصادی، تورم و قیمت نفت با استفاده از داده‌های ماهانه از دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۷ برای ترکیه بررسی کردند. آن‌ها به‌منظور روشن شدن روابط بین متغیرها از VARMA چندمتغیره، GARCH-in-Mean، مدل BEKK نامتقارن استفاده کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که عدم اطمینان قیمت نفت، عدم اطمینان رشد اقتصادی و عدم اطمینان تورم را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، کاهش متوسط رشد اقتصادی با تورم بالا و عدم اطمینان قیمت نفت همراه است. این پژوهش همچنین نشان داد که عدم قطعیت رشد اقتصادی عمدتاً تحت تأثیر عدم اطمینان تورمی است.

کوزه و اونال (۲۰۲۱) به اثرات قیمت نفت و نوسان قیمت نفت بر تورم در ترکیه با استفاده از مدل خود رگرسیون بردار ساختاری (SVAR) با استفاده از داده‌های ماهانه دوره بین مارس ۱۹۸۸ و اوت ۲۰۱۹ پرداختند. در این مطالعه، نتیجه تجزیه واریانس نشان داد که اثرات قیمت نفت و نوسان قیمت نفت بر تورم در ماه‌های اولیه محدود است؛ اما در ماه‌های بعدی افزایش یافته است. هزینه نیروی کار نیز همین را نشان داد به‌طوری‌که اثر آن بر تورم در ماه‌های اولیه محدود بود، اما بعداً بیشتر شد. نرخ ارز بزرگ‌ترین منبع تغییرات تورم را تشکیل می‌دهد و تأثیر آن در اواخر دوره فقط اندکی

کاهش یافته است. باتوجه‌به نتایج توابع واکنش ضربه‌ای، واکنش قیمت نفت و نرخ ارز به تورم در ماه‌های ابتدایی معنی‌دار است. واکنش تورم به هزینه نیروی کار پس از چند ماه قابل‌توجه شد. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که پیروی از سیاست‌های اقتصادی باثبات با درنظرگرفتن سیاست‌های پولی و مالی، پویایی‌های مهمی را برای کنترل تورم فراهم می‌کند. بااین‌وجود، قیمت نفت یک عامل خارجی است که باید راه‌های جایگزینی برای کاهش اثر تورمی آن یافت.

احمد و همکاران (۲۰۲۲) به بررسی اثرات کلان اقتصادی شوک‌های نفت خام در کشورهای جنوب آسیا طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۲۰ و بهره‌گیری از مدل اقتصادسنجی خود رگرسیون برداری پرداختند. نتیجه این مطالعه نشان داد که تابع واکنش به ضربه، واریانس قابل‌توجهی را در بین شاخص‌های اقتصاد کلان در پاسخ به شوک‌های قیمت نفت خام توضیح داد. شاخص‌های کلان اقتصادی به‌شدت مستعد نوسانات جزئی قیمت نفت بوده که تأثیر قابل‌توجهی بر وضعیت اجتماعی - اقتصادی منطقه می‌گذارد. نتیجه تجزیه واریانس نشان می‌دهد که هر کشور در منطقه واکنش متفاوتی به نوسانات قیمت نفت خام نشان می‌دهد که منعکس‌کننده مبانی اقتصاد کلان، سیاست مستقل، ساختار بخش و تفاوت‌های کشور است.

رافعی و همکاران (۲۰۲۲) به بررسی مسیر پویای شوک‌های قیمت نفت به سمت تورم در ایران با استفاده از کاربرد مدل‌های سوئیچینگ مارکوف و TVP-VAR طی دوره زمانی ۱۹۹۳:۲ الی ۲۰۱۸:۲ پرداختند. تایج این مطالعه نشان می‌دهد که گذر تکانه‌های قیمت نفت به تورم ایران متغیر بوده و در دوره تحریم با سایر افق‌های زمانی تفاوت معناداری دارد. افزایش قیمت نفت بر تورم تاثیر مثبت دارد و تاثیرات آن در دوره تحریم شدیدتر است. همچنین مشاهده می شود که شاخص قیمت تولیدکننده نسبت به شاخص قیمت مصرف کننده نسبت به تغییرات قیمت نفت حساس تر است.

باباجانی و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی تاثیر شوک های قیمت نفت و نرخ ارز بر تورم در ایران با توجه به کاربرد رویکرد VAR طی دوره زمانی ۱۹۹۱ الی ۲۰۱۶ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که وابستگی شدید نرخ ارز به درآمدهای ارزی قیمت نفت باعث رشد سریع قیمت‌ها در ایران می‌شود و اثر شوک در طول زمان افزایش می‌یابد. همچنین تحریم‌ها در سال ۲۰۱۲ قیمت نفت را کاهش نداد، اما بر نرخ ارز و تورم تأثیر بسزایی گذاشت.

کان سک و لیم (۲۰۱۶) به بررسی تأثیر شوک های قیمت نفت بر تورم داخلی کشورهای صادر کننده نفت و کشورهای وارد کننده نفت طی دوره زمانی ۱۹۷۳:۱ الی ۲۰۱۵:۱ با توجه به رویکرد SVAR پرداختند. نتایج این مطالعه اثرات متقابل بین متغیرها را نشان می دهد. همچنین مشاهده می شود که شوک عرضه نفت در توضیح تورم CPI در مقایسه با شوک‌های تقاضای نفت مؤثرتر است. شوک عرضه نفت می تواند یک عامل تعیین کننده برای تورم در کشورهای واردکننده نفت باشد، اما تقاضای نفت قدرت توضیحی بسیار محدودی در توضیح تورم در بیشتر کشورها دارد. تورم در کشورهای اصلی صادرکننده نفت نه به شوک عرضه نفت و نه شوک تقاضای نفت پاسخ نمی دهد. نتایج نشان می‌دهد که وابستگی به نفت ممکن است تأثیر بزرگی شوک‌های عرضه و تقاضای نفت را بر تورم تعیین کند.

اومیساکین (۲۰۰۸) به بررسی اثر شوک های قیمت نفت بر هفت متغیر کلیدی اقتصاد کلان نیجریه یعنی تولید ناخالص داخلی واقعی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، درآمد واقعی نفت، عرضه پول واقعی، هزینه‌های جاری دولت، هزینه سرمایه واقعی دولت و قیمت واقعی نفت با توجه به رویکرد خودرگرسیون برداری طی دوره زمانی ۱۹۷۰ الی ۲۰۰۵ پرداختند. در این پژوهش، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برآورد شده از مدل VARنشان می‌دهد که شوک‌های قیمت نفت به طور قابل‌توجهی به تغییرپذیری درآمد و تولید نفت کمک می‌کند. از سوی دیگر، نتایج نشان می‌دهد که شوک قیمت نفت تأثیر قابل‌توجهی بر عرضه پول، سطح قیمت و مخارج دولت در نیجریه در طول دوره تحت مطالعه ندارد. این امر مشهود است، زیرا سهم آن در تغییرپذیری این متغیرها بسیار ناچیز است. این مطالعه مجدداً نشان می‌دهد که تغییر در سطح قیمت، جدا از شوک خود، به طور قابل‌توجهی با شوک‌های تولید و عرضه پول توضیح داده می‌شود. همچنین، جدا از شوک خود، تغییر در عرضه پول با سطح قیمت و تولید نیز توضیح داده می شود. بنابراین، این یافته تأیید می‌کند که شوک قیمت نفت ممکن است لزوماً تورم زا نباشد، به ویژه در مورد اقتصاد در حال توسعه مانند نیجریه.

۲-۲-۲. مطالعات داخلی

عرفانی و چرم گر (۱۳۹۳) به بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران با استفاده از روش گارچ چندمتغیره با تصریح BEKK طی بازه زمانی ۱۳۶۸:۱ الی ۱۳۸۸:۴ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که نااطمینانی قیمت نفت به طور هم‌زمان با چهار متغیر کلان اقتصادی رابطه منفی دارد به‌طوری‌که افزایش

نااطمینانی قیمت نفت سبب کاهش تولید ناخالص ملی، تورم، شاخص بورس اوراق بهادار و نرخ ارز می‌شود.

اثنی‌عشری و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر تورم، رشد و حجم پول در ایران طی بازه زمانی فروردین ۱۳۴۰ الی اسفند ۱۳۹۰ پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که پنج تکانه ساختاری در شهریور ۵۲، مرداد ۵۸، خرداد ۶۹، مرداد ۷۳ و خرداد ۸۵ شناسایی شد. همچنین بیشترین ضریب تأثیر قیمت نفت بر تولید، تورم و رشد پول به ترتیب در رژیم اول، اول و پنجم بوده است. بعلاوه بیشترین دوره تأثیر قیمت نفت بر تولید، تورم و رشد پول به ترتیب در رژیم چهارم، دوم و پنجم بوده است.

محنت فر و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی به اثر تکانه‌های قیمت نفت بر وضعیت تورم در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۶۰-۱۳۹۳ باتوجه‌به رویکرد رگرسیون کوانتایل پرداختند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که در دهک‌های مختلف یک رابطه مثبت بین تورم و نوسانات قیمت نفت وجود دارد. همچنین اثر تولید ناخالص داخلی، درجه باز بودن تجاری و نقدینگی بر تورم به ترتیب منفی، منفی و مثبت بوده است که منفی بودن تولید ناخالص داخلی و درجه باز بودن تجاری حاکی از این است که این دو متغیر به کاهش تورم کشور طی دوره مورد بررسی کمک کرده‌اند.

مهاجری و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر تکانه‌های قیمتی نفت بر رشد اقتصادی و تورم کشورهای منتخب با تأکید بر تکانه‌های ناشی از ریسک سیاسی اوپک طی سال‌های ۲۰۰۸:۱ الی ۲۰۱۶:۴ با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری پانلی پرداختند. بر اساس نتایج این تحقیق، در میان شوک‌های نفتی، آن دسته از شوک‌های قیمت نفت که ناشی از تکانه‌های امنیت ملی کشورهای اوپک می باشند، قابل‌توجه‌ترین تأثیر را بر رشد اقتصادی کشورهای اوپک دارند؛ درحالی‌که همین شوک‌ها منجر به تورم معناداری در کشورهای موردمطالعه نمی‌گردند. همچنین شوک‌های عرضه نفت می‌توانند موجب افزایش اندک رشد اقتصادی و تورم کشورهای اوپک شوند؛ اگرچه این افزایش‌ها چندان معنادار نمی‌باشد. سایر شوک‌های قیمتی نفت هم بدون این که تأثیری بر رشد اقتصادی کشورهای اوپک داشته باشند، تنها به افزایش تورم در این کشورها منجر می‌شوند.

اگرچه مطالعات گذشته به بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر تورم یا شاخص قیمت مصرف کننده پرداختند اما در مطالعات قبلی از مدل رگرسیون کوانتایل مبتنی بر

تبدیل موجک استفاده نشده است. مطالعات گذشته از مدل گارچ استفاده کردند که امکان برآورد به صورت چندکی را فراهم نمی کند. از طرفی تبدیل موجک می تواند امکان برازش مدل با جزییات بیشتر از سری را فراهم کند.

۳. روش پژوهش

۳-۱. تجزیه و تحلیل موجک

موجک شبیه به لنزهای یک دوربین است. لنز دوربین امکان ثبت عکس‌هایی با زاویه باز را فراهم می‌کند از طرفی این قابلیت را داراست که جزئیات بسیار ریز که معمولاً با چشم غیرمسلح قابل‌مشاهده نیستند را ثبت نماید. در ریاضیات، موجک‌ها پایه‌های متعامد موضعی[1] متشکل از امواج بوده که یک تابع را به لایه‌هایی با مقیاس‌های مختلف تجزیه می‌کنند. نظریه موجک، ریشه در تحلیل فوریه[2] دارد، اگرچه تمایزات قابل‌توجهی بین این دو وجود دارد. تبدیل فوریه مجموعه‌ای از توابع سینوسی و کسینوسی را در طول موج‌های مختلف در جهت ایجاد یک تابع خاص استفاده می‌کند. اما، توابع سینوس و کسینوس توابع تناوبی بوده که اساساً غیر موضعی[3] می باشند. یعنی بی‌انتها در دو سر خط واقعی جمع و تفریق می‌کنند. در نتیجه، هر تغییری در یک قسمت از دامنه زمانی، کل خط واقعی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. این بدان معناست که فرض می‌شود که ظرفیت فرکانس تابع در طول محور زمان ثابت است. محققان تبدیل پنجره فوریه[4] را برای حل این مشکل ابداع کردند. در امتداد محور زمان، داده‌ها به بازه‌های متعددی تقسیم می‌شوند و تبدیل فوریه به طور مستقل برای هر بازه اعمال می‌شود. اما موجک‌ها در یک دامنه محدود تعریف می‌شوند. موجک‌ها، برخلاف تبدیل‌های فوریه، هم از نظر زمان و هم در مقیاس موضعی هستند و آن‌ها را به یک رویکرد سریع و کارا برای ایجاد سیگنال‌های پیچیده تبدیل می‌کند. علاوه بر این، موجک‌ها می‌توانند داده‌ها را به اجزایی با فرکانس‌های مختلف برای تجزیه‌وتحلیل تقسیم کنند. این تفکیک مقیاس یک روش جدید برای پردازش داده‌ها معرفی می‌کند (مشیری و همکاران، ۱۳۸۹). طبق

---

1. Local orthonormal bases
2. Fourier analysis
3. Non-local
4. Windowed Fourier transform

گفته گرپس[۱] (۱۹۹۵)، موجک‌ها این امکان را فراهم می‌کنند که هم جنگل و هم درختان را مشاهده کنیم.

به عقیده دابشیز[۲] (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.

از جمله مهم‌ترین کاربردهای تبدیل موجک در مراحل بررسی سیگنال می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

۱) حذف نویز از سیگنال؛

۲) آشکارسازی نقاط منفرد سیگنال؛

۳) فشرده‌سازی سیگنال؛

۴) بانک فیلتر؛

۵) مهندسی پزشکی (حیدریه و افشاری، ۱۳۹۴).

تبدیل موجک به دو نوع پیوسته و گسسته تقسیم‌بندی می‌شود. در این مطالعه از تبدیل موجک گسسته چند مقیاسی[۳] برای تجزیه یک موجک سری زمانی به افق‌های زمانی متفاوت به نام مقیاس‌های موجک[۴] در جهت درک بهتر از تغییرات متغیرها استفاده شده است (داس[۵] و همکاران، ۲۰۱۸؛ حمدی[۶] و همکاران، ۲۰۱۹؛ بالک و برون[۷]، 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[۸]، ۱۹۹۹؛ بوری[۹] و همکاران، ۲۰۱۷). موجک پدر به‌صورت زیر نمایش داده می‌شود:

---

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

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

به طور مشابه موجک مادر به‌صورت زیر نمایش داده می‌شود:

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

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 زیر است:

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

ضریب موجک مادر پیچیده‌تر است و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

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

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

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

تعریف می‌شود که می‌توان آن را به‌صورت ساده‌تر زیر نوشت:

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

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:

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

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[1] و همکاران، ۲۰۰۱؛ خان و همکاران، ۲۰۲۰).

۲-۳. رگرسیون کوانتایل[2]

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[3] (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:

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

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 ۸، مدل رگرسیون خطی چندک θام می‌گویند. همان طور که

---

[1]. Gencay
[2]. Quantile Regression
[3]. Koenker & Bassett

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:

$$\varphi_\theta(\beta_\theta) = \sum w(\theta)|y_i - X_i\beta_\theta| \quad (۹)$$

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

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).

۳-۳. تصریح مدل

به‌منظور بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در دوره زمانی ۱۳۹۰:۱ الی ۱۴۰۰:۱ از مدل زیر استفاده شده است. این مدل بر اساس مبانی نظری و مطالعات پیشین است.

$$Q_{CPI\ i,t}(\tau_k|\alpha_i X_t) = \beta_0 + \beta_1 H_t + \varepsilon_t \quad (۱۱)$$

در اینجا CPI بیانگر شاخص قیمتی مصرف‌کننده است که به‌عنوان متغیر وابسته و در چندک‌های مختلف مورد برازش قرار می‌گیرد. همچنین متغیر H بیانگر نااطمینانی در قیمت نفت اوپک است.

متغیرهای به‌کاررفته در پژوهش حاضر شامل قیمت نفت اوپک و شاخص قیمتی مصرف‌کننده، 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 و در نهایت برآورد مدل به‌وسیله نرم‌افزار EVIEWS 12 انجام شده است.

اگرچه مطالعات گذشته به بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر تورم یا شاخص قیمت مصرف کننده پرداختند اما در مطالعات قبلی از مدل رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک استفاده نشده است. مطالعات گذشته از مدل گارچ استفاده کردند که امکان برآورد به صورت چندکی را فراهم نمی کند. از طرفی تبدیل موجک می تواند امکان برازش مدل با جزییات بیشتر از سری را فراهم کند.

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 باتوجه‌به تعداد مشاهدات (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):

$$j, a = 2^j, resolution = \left(\frac{1}{a}\right) * N \qquad (۱۲)$$

باتوجه‌به این فرمول بازه زمانی در سطوح مختلف بدین شرح است:

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. تجزیه و تحلیل یافته‌ها

۴-۱. 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	ارزش احتمال آزمون جارک - برا	وضعیت نرمالتی
CPI	۱۱۴/۸۵	۹۶/۷۲	۳۰۶/۱۰	۳۸/۴۴	۱/۲۶	۳/۹۶	۰/۰۰	توزیع غیرنرمال
H	۹۲۲/۱۲	۳۴۸/۲۹	۳۶۱۶/۲۴	۱۷/۵۸	۰/۷۳	۲/۱۴	۰/۰۰	توزیع غیرنرمال

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۱ نشان می‌دهد که همه متغیرهای این پژوهش دارای توزیع غیرنرمال می باشند.

با توجه به این که قصد داریم تخمین مدل را براساس رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک برازش کنیم لذا باید آزمون نرمال بودن متغیرهای مورد پژوهش انجام شود. به منظور بررسی نرمال بودن توزیع سری زمانی از آزمون جارک–برا استفاده شده است. مطابق با نتایج پژوهش مقدار ارزش احتمال آزمون جارک – برا کمتر از ۰/۰۵ است که نشان دهنده غیرنرمال بودن توزیع سری زمانی است. بنابراین امکان تخمین مدل به روش رگرسیون کوانتایل فراهم می شود. فرمول محاسبه آزمون جارک-برا در ذیل تشریح شده است:

$$JB = \frac{n}{6}(S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2)$$

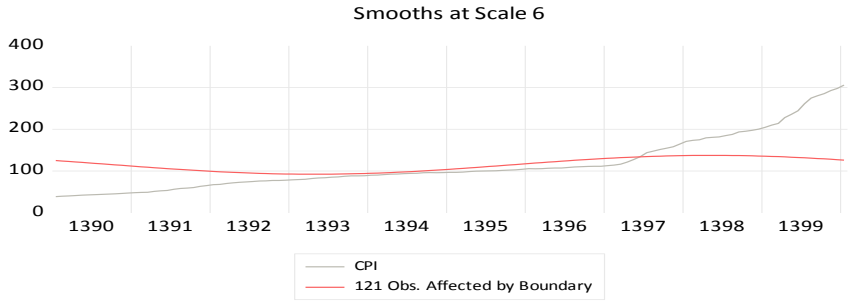
در فرمول فوق S چولگی نمونه ای و K کشیدگی نمونه ای است.

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 قیمتی مصرف‌کننده و نااطمینانی در قیمت نفت در مقیاس شش جزء پرداخته شده است.

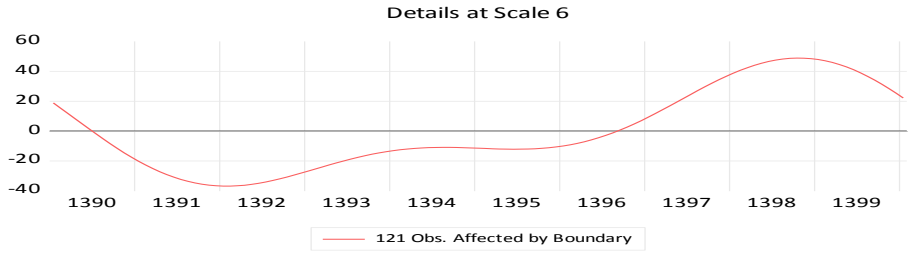
۲-۴. روند تجزیه سری زمانی شاخص قیمتی مصرف‌کننده

شکل (۱): همواری در ۶ مقیاس متغیر شاخص قیمتی مصرف‌کننده



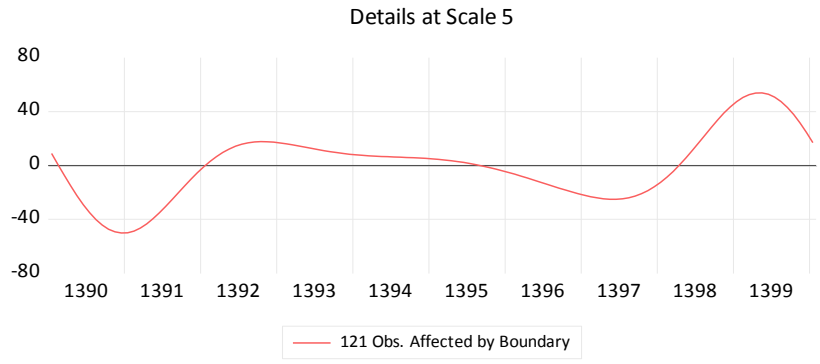
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۲): جزئیات مقیاس ۶



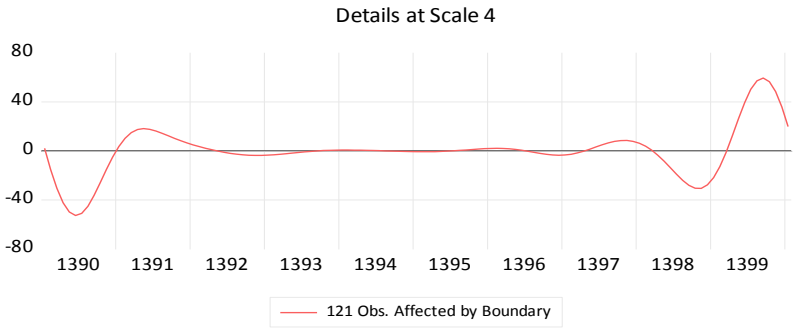
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۳): جزئیات مقیاس ۵



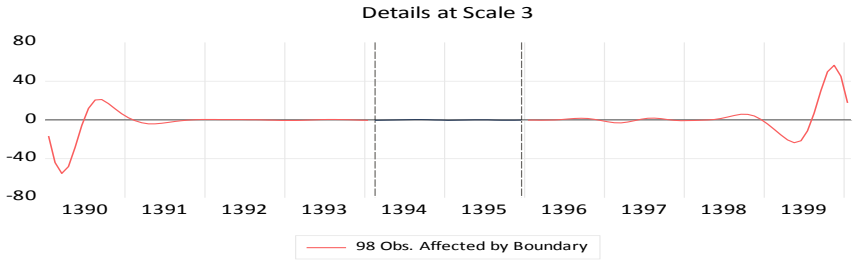
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۴): جزئیات مقیاس ۴



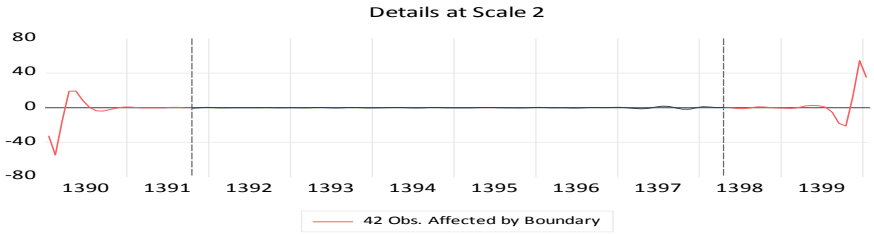
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۵): جزئیات مقیاس ۳



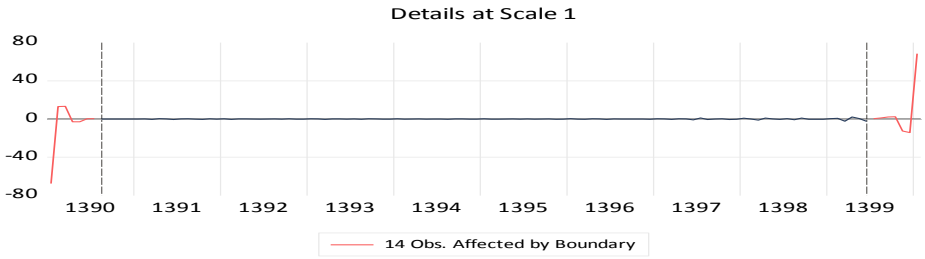
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۶) جزئیات مقیاس ۲



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۷): جزئیات مقیاس ۱



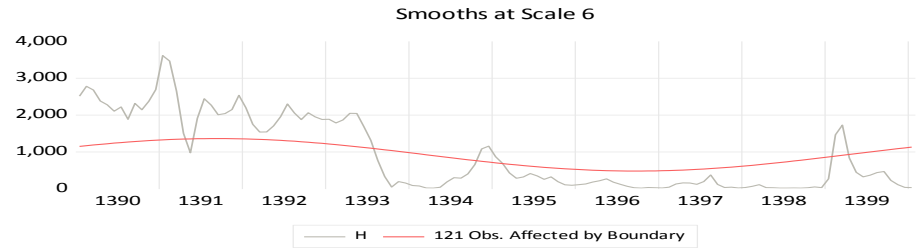
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل‌های ۱ تا ۷ روند تجزیه متغیر شاخص قیمتی مصرف‌کننده را نشان می‌دهند. بر اساس شکل‌های ۱ تا ۷ سری زمانی شاخص قیمتی مصرف‌کننده از مقیاس ۶ تا ۱ تجزیه شده است که شکل ۷ بیانگر جزئیات بیشتری نسبت به شکل ۲ است. به عبارتی در تجزیه سری شاخص قیمتی مصرف‌کننده، شکل ۷ بیانگر اثرات بلندمدت و شکل ۲ بیانگر اثرات کوتاه‌مدت است.

داده های پژوهش حاضر دارای تواتر ماهانه و شامل ۱۲۱ مشاهده است که با استفاده از تبدیل موجک، داده ها با تواتر روزانه حاصل می شود. مطابق با فرمول (۱۲)، سطح یک برابر با ۷۲۶ روز خواهد بود و سطح ۶ برابر با ۲۲/۶۸ روز است. بنابراین سطح ۱ بلندمدت و سطح ۶ کوتاه مدت در نظر گرفته شده است.

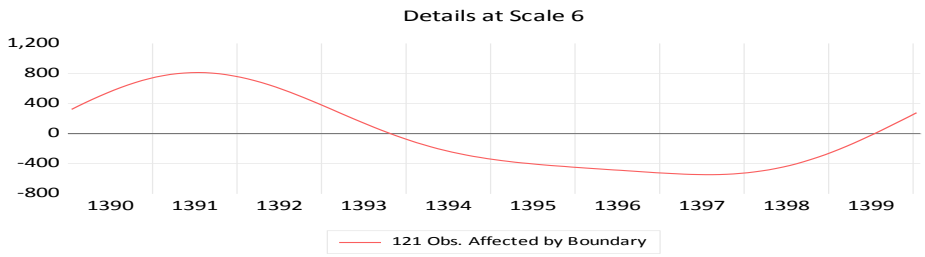
۳-۴. روند تجزیه سری زمانی نااطمینانی قیمت نفت

شکل (۸): همواری در ۶ مقیاس متغیر نااطمینانی قیمت نفت



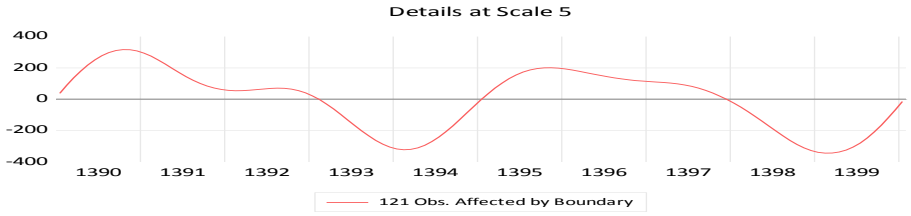
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۹): جزئیات مقیاس ۶



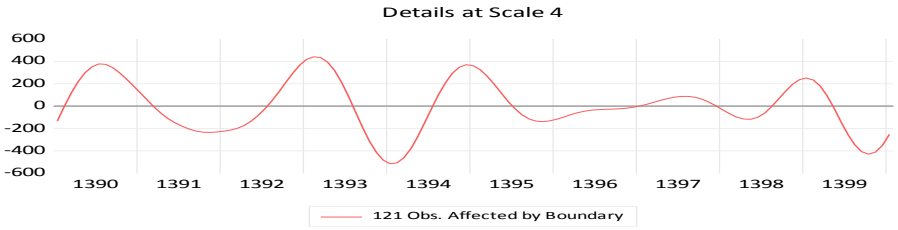
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۱۰): جزئیات مقیاس ۵



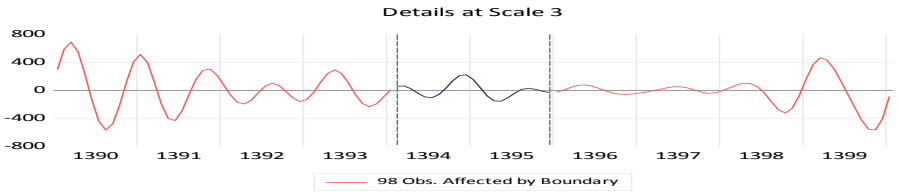
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۱۱): جزئیات مقیاس ۴



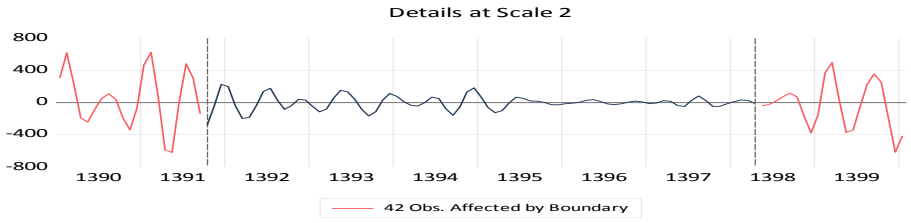
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۱۲): جزئیات مقیاس ۳



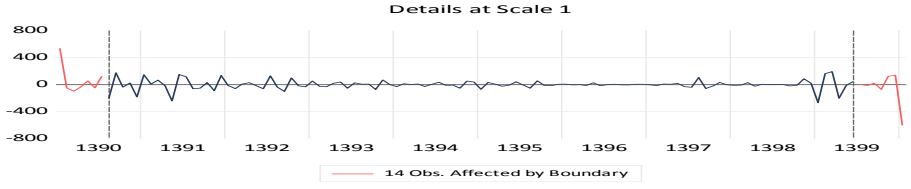
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۱۳) جزئیات مقیاس ۲



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۱۴): جزئیات مقیاس ۱



منبع: یافته‌های پژوهش

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.

داده های پژوهش حاضر دارای توتر ماهانه و شامل ۱۲۱ مشاهده است. با استفاده از تبدیل موجک، داده ها با تواتر روزانه حاصل می شود. مطابق با فرمول (۱۲)، سطح یک برابر با ۷۲۶ روز و سطح ۶ برابر با ۲۲/۶۸ روز می باشد. بنابراین سطح ۱ بلندمدت و سطح ۶ کوتاه مدت در نظر گرفته شده 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. باتوجه‌به این که داده‌ها به‌صورت ماهانه است؛ لذا از آزمون هگی[1] جهت تعیین مانایی استفاده شده است.

به منظور بررسی مانایی داده های فصلی (فصلی، ماهانه، هفتگی) از آزمون هگی استفاده می شود. در این آزمون مقدار آماره آزمون با آماره در سطح معناداری یک درصد، پنج درصد و ده درصد مقایسه می شود. در صورتی که مقدار آماره آزمون از مقدار آماره در سطح معناداری یک درصد، پنج درصد و ده درصد بیشتر باشد نمایانگر مانایی آن متغیر در آن سطح از معناداری خواهد بود.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد هگی

متغیر	چرخه		Significance Level		
		Test Stat	٪۱	٪۵	٪۱۰
CPI	All Seasonal frequencies	۶۹۴/۹۸	۲۹/۰۲	۷/۶۶	۳/۴۸
	All frequencies	۳۳۰۸/۴۳	۲۶/۸۷	۷/۱۵	۳/۲۸
H	All Seasonal frequencies	۱۳/۷۶	۲۷/۹۶	۷/۷۵	۳/۴۸
	All frequencies	۱۳/۸۴	۲۵/۸۷	۷/۲۳	۳/۲۸

منبع: یافته‌های پژوهش

[1]. Hegy

مطابق با نتایج جدول (۲)، متغیر شاخص قیمت مصرف‌کننده در همه فرکانس‌های فصلی و غیر فصلی در سطح آماری یک درصد مانا، همچنین متغیر نااطمینانی در قیمت نفت در همه فرکانس‌های فصلی و غیر فصلی در سطح آماری پنج درصد مانا می باشد.

۵-۴. نتایج تخمین مدل

جدول (۳): نتایج تخمین مدل بر اساس متغیر وابسته CPI

متغیر	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
H	-۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۳
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰,۱۳	۰/۱۸	۰/۲۳	۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۲۶	۰/۲۶	۰/۲۵	۰/۲۳
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

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۳) نشان می‌دهد که اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف‌کننده 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 قیمتی مصرف‌کننده می‌تواند بین ۰/۰۱ الی ۰/۰۳ واحد کاهش یابد. مقدار این اثر در چندک‌های انتهایی بیشتر از چندک‌های ابتدایی است. به عبارتی اثر منفی نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف‌کننده، طی زمان افزایش یافته است. همچنین مقدار ارزش احتمال آزمون برابر بودن شیب و آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها زیر ۰/۰۵ است که به منزله عدم برابری ضرایب شیب و همچنین عدم تقارن کوانتایل‌ها است.

۴-۶. نتایج تخمین مدل مبتنی بر تبدیل موجک MODWT-MRA

جدول (۴): نتایج تخمین مدل بر اساس متغیر وابسته CPI در مدل رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تجزیه‌وتحلیل 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	-۰/۰۸	-۰/۰۹	-۰/۱۱	-۰/۱۱	-۰/۱۱	-۰/۱۰	-۰/۰۹	-۰/۰۹	-۰/۰۸
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰/۶۳	۰/۳۸	۰/۲۴	۰/۱۸	۰/۱۸	۰/۲۴	۰/۳۵	۰/۵۳	۰/۷۴
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	-۰/۰۳	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۰۷	-۰۶ -۵/۲۵e	۰/۰۰۰۲	-۰۵ ۶/۸۲e	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	-۰/۰۳
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۸۵	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰/۲۶	۰/۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۲	۰/۳۰
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	-۰/۰۵	-۰/۰۵	-۰/۰۵	-۰/۰۳	-۰/۰۳	-۰/۰۳	-۰/۰۳	-۰/۰۴	-۰/۰۵
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰/۵۳	۰/۴۴	۰/۳۱	۰/۲۲	۰/۱۸	۰/۱۹	۰/۲۳	۰/۳۱	۰/۴۳
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	-۰/۰۵	-۰/۰۳	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۷	-۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۵	-۰/۰۷
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰/۳۳	۰/۱۷	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۱۰	۰/۲۲	۰/۴۲
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	-۰/۰۹	-۰/۰۹	-۰/۱۰	-۰/۱۱	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۱۱	-۰/۱۰
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰/۵۸	۰/۵۴	۰/۴۹	۰/۴۴	۰/۴۱	۰/۴۰	۰/۴۴	۰/۵۱	۰/۵۳

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 D6	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
H	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۳	-۰/۰۳	-۰/۰۴	-۰/۰۴	-۰/۰۵
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰/۴۱	۰/۴۰	۰/۳۷	۰/۳۱	۰/۲۶	۰/۲۶	۰/۲۹	۰/۳۲	۰/۳۳
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

منبع: یافته‌های پژوهش

اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف‌کننده ایران در مقیاس D1

در جدول (۴)، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف‌کننده طی بازه زمانی مورد مطالعه، با استفاده از تبدیل موجک گسسته حداکثر همپوشانی (MODWT) برآورد شده است. بدین منظور سری های زمانی نااطمینانی قیمت نفت و شاخص قیمتی مصرف‌کننده به ۶ جزء تجزیه شده اند که درآن جزء اول بیشترین جزییات را نشان می دهد و جزء ششم کمترین جزییات از سری را نشان می دهد. مطابق با این الگو، سری زمانی، نویز زدایی شده و به وسیله مدل رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک در چندک های مختلف مورد ارزیابی قرار گرفته است. مطابق با نتایج گزارش

شده در جدول (۴) و در مقیاس D1 اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده با استفاده از رگرسیون کوانتایل، در چندک های اول تا نهم در سطح ۱ درصد منفی و معنادار است. به طوری که در چندک های سوم، چهارم و پنجم دارای ضریب ۰/۱۱- و بیشترین تاثیر را بر شاخص قیمت مصرف کننده و در چندک های اول و نهم دارای ضریب ۰/۰۸- و کمترین تاثیر را بر شاخص قیمت مصرف کننده دارد. به عبارتی نااطمینانی قیمت نفت از اردیبهشت سال ۱۳۹۲ تا اردیبهشت سال ۱۳۹۴ با فرض ثبات سایر شرایط منجر به رکودی شدن شاخص قیمت مصرف کننده شده است که مقدار این ضریب برابر ۰/۱۱-است. در این بازه زمانی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده دارای بیشترین مقدار است اما در بازه زمانی فروردین ۱۳۹۰ الی فروردین ۱۳۹۱ و فروردین ۱۳۹۹ الی فروردین ۱۴۰۰ دارای کمترین تاثیر بر شاخص قیمت مصرف کننده می باشد. مطابق با نتایج جدول (۴) درمقیاس D1، با توجه به این که مقدار PROB آزمون برابری ضرایب شیب، در کوانتایل‌های مختلف کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین می‌توان در سطح یک درصد، فرضیه صفر مبنی بر برابر بودن ضرایب شیب در بین کوانتایل‌ها را رد کرد. همچنین با استدلال مشابه برای آزمون تقارن، می‌توان فرضیه صفر مبنی بر متقارن بودن ضرایب در رگرسیون کوانتایل را رد کرد.

اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف‌کننده ایران در مقیاس D2

بر طبق نتایج جدول (۴) درمقیاس D2، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده گزارش شده است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴) و در مقیاس D2، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده، در تمامی چندک ها به جز چندک چهارم منفی و از لحاظ آماری در سطح پنج درصد معنادار است. به طوری که در چندک سوم دارای کوچکترین ضریب معنادار و برابر ۰/۰۰۰۷- است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴)، مقدار اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده با فرض ثبات سایر شرایط، در چندک پنجم، بیشترین مقدار معنادار با ضریبی برابر ۰/۰۰۰۲ است. به عبارتی در جزء دوم تجزیه شده توسط موجک گسسته با حداکثر همپوشانی، نااطمینانی قیمت نفت با فرض ثبات سایر شرایط، در چندک های اول، دوم، سوم، هفتم، هشتم و نهم منجر به تضعیف شاخص قیمت مصرف کننده به اندازه ۰/۰۰۰۷- الی ۰/۰۳- گشته است و در چندک های پنجم و ششم منجر به تقویت این شاخص به اندازه ۰/۰۰۰۰۶۸۲ الی ۰/۰۰۰۲ شده است. مطابق با نتایج جدول (۴) درمقیاس D2، با توجه به این که مقدار Prob آزمون برابری ضرایب شیب، در

کوانتایل‌های مختلف کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین می‌توان در سطح یک درصد، فرضیه صفر مبنی بر برابر بودن ضرایب شیب در بین کوانتایل‌ها را رد کرد. همچنین با استدلال مشابه برای آزمون تقارن، می‌توان فرضیه صفر مبنی بر متقارن بودن ضرایب در رگرسیون کوانتایل را رد کرد.

اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف‌کننده ایران در مقیاس D3

بر طبق نتایج جدول (۴) درمقیاس D3، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده گزارش شده است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴) و در مقیاس D3، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده، در تمامی چندک ها منفی و از لحاظ آماری در سطح پنج درصد معنادار است. به طوری که در چندک های چهارم، پنجم، ششم و هفتم دارای کوچکترین ضریب معنادار با مقدار ۰/۰۳- است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴)، مقدار اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده با فرض ثبات سایر شرایط، در چندک های اول، دوم، سوم و نهم دارای بیشترین مقدار و برابر با ۰/۰۵ است. به عبارتی در جزء سوم تجزیه شده توسط موجک گسسته با حداکثر همپوشانی، نااطمینانی قیمت نفت با فرض ثبات سایر شرایط، در چندک های اول تا نهم منجر به تضعیف شاخص قیمت مصرف کننده شده است که این ضریب می تواند بین ۰/۰۳- الی ۰/۰۵- باشد. مطابق با نتایج جدول (۴) درمقیاس D3، با توجه به این که مقدار Prob آزمون برابری ضرایب شیب، در کوانتایل‌های مختلف کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین می‌توان در سطح یک درصد، فرضیه صفر مبنی بر برابر بودن ضرایب شیب در بین کوانتایل‌ها را رد کرد. همچنین با استدلال مشابه برای آزمون تقارن، می‌توان فرضیه صفر مبنی بر متقارن بودن ضرایب در رگرسیون کوانتایل را رد کرد.

اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف‌کننده ایران در مقیاس D4

بر طبق نتایج جدول (۴) درمقیاس D4، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده گزارش شده است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴) و در مقیاس D4، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده، در تمامی چندک ها منفی و از لحاظ آماری در سطح پنج درصد معنادار است. به طوری که در چندک های سوم و چهارم دارای کوچکترین ضریب معنادار است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴)، مقدار اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده با فرض ثبات سایر شرایط، می تواند بین ۰/۰۰۶- الی ۰/۰۱- باشد. مطابق با نتایج جدول (۴)

درمقیاس D3، با توجه به این که مقدار PROB آزمون برابری ضرایب شیب، در کوانتایل‌های مختلف کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین می‌توان در سطح یک درصد، فرضیه صفر مبنی بر برابر بودن ضرایب شیب در بین کوانتایل‌ها را رد کرد. همچنین با استدلال مشابه برای آزمون تقارن، می‌توان فرضیه صفر مبنی بر متقارن بودن ضرایب در رگرسیون کوانتایل را رد کرد.

اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف‌کننده ایران در مقیاس D5

بر طبق نتایج جدول (۴) درمقیاس D5، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده گزارش شده است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴) و در مقیاس D5، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده، در تمامی چندک ها منفی و از لحاظ آماری در سطح پنج درصد معنادار است. به طوری که در چندک های پنجم، ششم و هفتم دارای کوچکترین ضریب معنادار با مقداری برابر ۰/۱۲- است. به عبارتی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده با فرض ثبات سایر شرایط می تواند بین ۰/۰۹- الی ۰/۱۲- باشد. مطابق با نتایج جدول (۴) درمقیاس D5، با توجه به این که مقدار PROB آزمون برابری ضرایب شیب، در کوانتایل‌های مختلف کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین می‌توان در سطح یک درصد، فرضیه صفر مبنی بر برابر بودن ضرایب شیب در بین کوانتایل‌ها را رد کرد. همچنین با استدلال مشابه برای آزمون تقارن، می‌توان فرضیه صفر مبنی بر متقارن بودن ضرایب در رگرسیون کوانتایل را رد کرد.

اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف‌کننده ایران در مقیاس D6

بر طبق نتایج جدول (۴) درمقیاس D6، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده گزارش شده است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴) و در مقیاس D6، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده، در تمامی چندک ها منفی و از لحاظ آماری در سطح پنج درصد معنادار است. به طوری که در چندک نهم دارای کوچکترین ضریب معنادار است که مقدار این ضریب ۰/۰۵- است. به عبارتی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده با فرض ثبات سایر شرایط می تواند بین ۰/۰۲- الی ۰/۰۵- باشد. مطابق با نتایج جدول (۴) درمقیاس D6، با توجه به این که مقدار PROB آزمون برابری ضرایب شیب، در کوانتایل‌های مختلف کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین می‌توان در سطح یک درصد، فرضیه صفر مبنی بر برابر بودن

ضرایب شیب در بین کوانتایل‌ها را رد کرد. همچنین با استدلال مشابه برای آزمون تقارن، می‌توان فرضیه صفر مبنی بر متقارن بودن ضرایب در رگرسیون کوانتایل را رد کرد.

در مجموع با توجه به نتایج به دست آمده در پژوهش حاضر، اثرنااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده منفی و معنادار است که این تاثیر منفی در مقیاس D1 تا D6 برقرار است.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

یکی از مواردی که همواره موردتوجه سیاست‌گذاران و دولت مردان است، شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌باشد. پژوهش حاضر به دنبال بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده با بهره‌گیری از رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک است. نتایج حاصل از مدل تجربی موید آن است که با افزایش در نااطمینانی قیمت نفت دلیلی بر کاهش نیافتن شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز یافت نشد که این با نتایج مطالعه علی احمد و همکاران (۲۰۱۱) مطابقت دارد. بااین‌وجود نقطه تمایز پژوهش حاضر با سایر مطالعات، به‌کاربردن رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک است. مطابق با نتایج پژوهش حاضر، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده منفی است و دلیلی برای رد منفی بودن یافت نشد. همچنین به کمک نتایج رگرسیون کوانتایل، اثر منفی نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت و در چندک‌های انتهایی بیشتر از چندک‌های ابتدایی است؛ اما در مقدار این اثر در بلندمدت در چندک‌های میانی به نسبت چندک‌های ابتدایی و انتهایی مقادیر بیشتری دارد؛ لذا رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک دقت عمل را بالا برده و امکان به‌دست‌آوردن نتایجی دقیق را برای محقق فراهم می‌کند که این کمک شایانی به تصمیم‌گیری درست و دقیق قانون‌گذاران خواهد کرد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده توصیه می‌شود سیاست گذاران با ایجاد مشوق‌های مالیاتی برای صنایع، باعث ارزآوری صنعت شوند. با افزایش ارزآوری صنایع کشور، وابستگی به درآمدهای نفتی کاهش خواهد یافت. همچنین پیشنهاد می‌شود با تسهیلگری در زمینه ایجاد شرکت‌های دانش‌بنیان، فروش محصولات مبتنی بر دانش و تکنولوژی، جایگزین خام فروشی نفت گردد.

منابع

اثنی عشری، ابوالقاسم، ندری، کامران، ابوالحسنی، اصغر، مهرگان، نادر و بابایی سمیرمی، محمدرضا (۱۳۹۵)، تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر تورم، رشد و پول، مطالعه موردی ایران، فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۶(۲۲): ۸۵-۱۰۲.

پازوکی، نیما، حمیدیان، اکرم، محمدی، شاپور و 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.

تک روستا، علی، مهاجری، پریسا، محمدی، تیمور و شاکری، عباس (۱۳۹۸)، تأثیر تکانه‌های قیمتی نفت بر رشد اقتصادی و تورم کشورهای منتخب با تأکید بر تکانه‌های ناشی از ریسک سیاسی اوپک، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۸(۳۰):۲۳-۶۰.

حیدریه، عبدالعلی و افشاری، محمود (۱۳۹۴)، کاربرد موجک‌ها در تحلیل سری های زمانی – مالی. پایان نامه کارشناسی ارشد رشته آمار اجتماعی – اقتصادی، دانشگاه خلیج فارس.

خوچیانی، رامین و نادمی، یونس (۱۳۹۷). بازنگری در رابطه شکاف تولید و تورم برای اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد تبدیل موجک، پژوهشنامه اقتصادی، ۱۸(۶۹): ۳۰۷-۳۳۴.

شکوهی فرد، سیامک، آل عمران، رویا، مهرگان، نادر و رحیم‌زاده، فرزاد (۱۳۹۸)، اثر فساد بر توسعه انسانی (مدل رگرسیون کوانتایل)، فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی، ۵(۱۶): ۶۶-۳۷.

عرفانی، علیرضا، و چرم گر، اکرم. (۱۳۹۳)، بررسی تاثیر نااطمینانی قیمت نفت بر متغیر های اقتصاد کلان ایران: روش گارچ چندمتغیره با تصریح BEKK، مطالعات اقتصاد انرژی، ۱۰(۴۰): ۱۲۹-۱۴۷.

محنت فر، یوسف، برادران خانیان، زینب و آذری، زهرا (۱۳۹۷)، اثر تکانه‌های قیمت نفت بر وضعیت تورم در اقتصاد ایران: رویکرد رگرسیون کوانتایل، پژوهش‌های سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی انرژی، ۴(۱۰): ۱۷۱-۱۹۱.

مشیری، سعید.، پاکیزه، کامران، دبیریان، منوچهر و جعفری، ابوالفضل (۱۳۸۹)، بررسی رابطه میان بازدهی سهام و تورم با استفاده از تجزیه‌وتحلیل موجک در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳(۴۲): ۵۵-۷۴.

Ahmad, I., Iqbal, S., Khan, S., Vega, A. & Ariza-Montes, A. (2022), Macroeconomic effects of crude oil shocks: Evidence from South Asian Countries, Frontiers in Psychology, 13.

Ali Ahmed, H. J. & Wadud, I. K. M. M. (2011), Role of oil price shocks on macroeconomic activities: An SVAR approach to the Malaysian economy and monetary responses, Energy Policy, 39(12): 8062-8069.

Álvarez, L. J., Hurtado, S., Sánchez, I. & Thomas, C. (2011), The impact of oil price changes on Spanish and euro area consumer price inflation, Economic Modelling, 28(1): 422-431.

Alvarez, L., Hurtado, S., Sánchez, I. & Thomas, C. (2011), The impact of oil price changes on Spanish and euro area consumer price inflation, Economic Modelling, 28(1): 422-431.

Aye, G. C. (2015), Does oil price uncertainty matter for stock returns in South Africa? Investment Management and Financial Innovations, 12(1).

Babajani Baboli, M., Jalaei Esfandabadi, S. A. M., & Zayandeh Roody, M. (2018), The Impact of Shocks in Oil price and Exchange Rate on Inflation in Iran: The Application of the VAR Approach, Environmental Energy and Economic Research, 2(1): 51-61.

Balke, N.S. & Brown, S.P.A. (2018), Oil supply shocks and the US economy: an estimated DSGE model, Energy Policy, 116: 357–372.

BaŞKaya, Y. S., HÜLagÜ, T. & KÜÇÜK, H. (2013), Oil Price Uncertainty in a Small Open Economy, IMF Economic Review, 61(1): 168-198.

Baumeister, C. & Kilian, L. (2016), Forty years of oil price fluctuations: Why the price of oil may still surprise us, Journal of Economic Perspectives, 30(1): 139-160.

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.

Bozma, G. r; Akadg, M. & Aydin, R. (2021), Dynamic Relationships between Oil Price, Inflation and Economic Growth: A VARMA, GARCH-in-mean, asymmetric BEKK Model for Turkey, Economics Bulletin, 41(3): 1266-1281.

Caporale, G. M., Menla Ali, F., & Spagnolo, N. (2015), Oil price uncertainty and sectoral stock returns in China: A time-varying approach, China Economic Review, 34: 311-321.

Chen, S.-S. (2009), Oil price pass-through into inflation, Energy Economics, 31(1): 126-133.

Chou, K.-W. & Tseng, Y.-H. (2011), Pass-through of oil prices to CPI inflation in Taiwan, International Research Journal of Finance and Economics, 69(69): 73-83.

Cologni, A. & Manera, M. (2008), Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries, Energy Economics, 30(3): 856-888.

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.

Cuñado, J., Jo, S. & Pérez de Gracia, F. (2015), Revisiting the Macroeconomic Impact of Oil Shocks in Asian Economies.

Das, D., Bhatia, V., Pillai, J. & Tiwari, A.K. (2018), The relationship between oil prices and US economy revisited, Energy Sources, 13: 37–45.

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

Davino, C., Furno, M. & Vistocco, D. (2014), Quantile regression: theory and applications. John Wiley & Sons.

De Gregorio, J., Landerretche, O., Neilson, C., Broda, C. & Rigobon, R. (2007), Another Pass-through Bites the Dust? Oil Prices and Inflation [with Comments], Economía, 7(2): 155-208.

Faff, R. W. & Brailsford, T. J. (1999), Oil price risk and the Australian stock market, Journal of Energy Finance & Development, 4(1): 69-87.

Filis, G., Degiannakis, S. & Floros, C. (2011), Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries, International Review of Financial Analysis, 20(3): 152-164. Gençay, R., Selçuk, F. & Whitcher, B. J. (2001), An introduction to wavelets and other filtering methods in finance and economics. Elsevier.

Gogineni, S. (2010), Oil and the stock market: An industry level analysis, Financial Review, 45(4): 995-1010.

Graps, A. (1995), An Introduction to Wavelets, IEEE Computational Science and Engineering, 2(2): 50-61.

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.

Hamilton, J. D. (1983), Oil and the Macroeconomy since World War II, Journal of Political Economy, 91(2): 228-248.

Hamilton, J. D. (2003), What is an oil shock?, Journal of Econometrics, 113(2): 363-398.

Hamilton, J. D. & Herrera, A. M. (2004), Comment: Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy, Journal of Money, Credit and Banking, 36(2): 265-286.

Hamilton, J. D. & Lin, G. (1996), Stock Market Volatility and the Business Cycle, Journal of Applied Econometrics, 11(5): 573-593.

Hooker, M. A. (2002), Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime, Journal of Money, Credit and Banking, 34(2): 540-561.

Jalil, N. A., Ghani, G. M. & Duasa, J. (2009), Oil Price and the Malaysia Economy, International Review of Business Research Papers, 5(4): 232-256.

Jiranyakul, K. (2019), Oil price shocks and domestic inflation in Thailand, Available at SSRN 2578836.

Jones, D. W., Leiby, P. N. & Paik, I. K. (2004), Oil Price Shocks and the Macroeconomy: What Has Been Learned Since 1996, The Energy Journal, 25(2): 1-32.

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.

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.

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.

Kilian, L. & Vigfusson, R. J. (2011), Nonlinearities in the oil price–output relationship, Macroeconomic Dynamics, 15(S3): 337-363.

Kilian, L. & Vigfusson, R. J. (2013), Do Oil Prices Help Forecast U.S. Real GDP? The Role of Nonlinearities and Asymmetries, Journal of Business & Economic Statistics, 31(1): 78-93.

Kilian, L. & Vigfusson, R. J. (2017), The Role of Oil Price Shocks in Causing U.S. Recessions. Journal of Money, Credit and Banking, 49(8): 1747-1776.

Koenker, R. W. & Bassett, G. (1978), Regression quantiles. Econometrica, 46: 33–50.

Köse, N. & Ünal, E. (2021), The effects of the oil price and oil price volatility on inflation in Turkey, Energy, 226, 120392.

LeBlanc, M. & Chinn, M. D. (2004), Do high oil prices presage inflation? The evidence from G-5 countries, UC Santa Cruz Economics Working Paper(561), 04-04.

Öge Güney, P. (2020), Oil price uncertainty and macroeconomic variables in Turkey. OPEC Energy Review, 44(4): 351-368.

Omisakin, O. (2008), Oil Price Shocks and the Nigerian Economy: A Forecast Error Variance Decomposition Analysis, Journal of Economics Theory, 2.

Rafei, M., Mamipour, S. and Bahari, N. (2022), Dynamic path through of oil price shocks into inflation in Iran: application of Markov switching and TVP-VAR models, International Journal of Energy Sector Management, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. https://doi.org/10.1108/IJESM-05-2022-0016

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.

Rotemberg, J. J. & Woodford, M. (1996), Imperfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity, Journal of Money, Credit and Banking, 28(4): 549-577. https://doi.org/10.2307/2078071.

Sek, S. K. & Lim, H. S. M. (2016), An investigation on the impacts of oil price shocks on domestic inflation: A SVAR approach, AIP Conference Proceedings, 1750(1), 060002.

Williams, B. J. (1938), The Theory of Investment Value, Cambridge: Harvard University Press.

Živkov, D., Đurašković, J. & Manic, S. (2019), How do oil price changes affect inflation in Central and Eastern European countries? A wavelet-based Markov switching approach, Baltic Journal of Economics, 19: 84-104.