

# 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](mailto:m.esfandiari@eco.usb.ac.ir)

علی سرگلزایی

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان

[ali.sargolzaie@pgs.usb.ac.ir](mailto:ali.sargolzaie@pgs.usb.ac.ir)

سجاد سرگلزایی

دانشجوی کارشناسی علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان

[Sajjad.sargolzaee@gmail.com](mailto: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* "E31, C21, C22"

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 تجزیه و تحلیل 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<sup>۱</sup>، ۱۹۸۳، ۲۰۰۳؛ همیلتون و لین، ۱۹۹۶؛ همیلتون و هررا<sup>۲</sup>، ۲۰۰۴؛ کیلیان، ۲۰۰۹؛ کیلیان و ویگفسون<sup>۳</sup>، ۲۰۱۱، ۲۰۱۳، ۲۰۱۷؛ روتمبرگ و وودفورد<sup>۴</sup>، ۱۹۹۶).

از این رو، فاف و بریلزفورد<sup>۵</sup> (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<sup>۶</sup> 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.

با این وجود، 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 چرم‌گر، ۱۳۹۳؛ اوگه گونی، ۲۰۲۰).

<sup>۱</sup>. Hamilton

<sup>۲</sup>. Hamilton and Herrera

<sup>۳</sup>. Kilian and Vigfusson

<sup>۴</sup>. Rotemberg and Woodford

<sup>۵</sup>. Faff and Brailsford

<sup>۶</sup>. "Jalil

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

باتوجه به مطالب گفته شده، بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران حائز اهمیت است. بدین منظور، پژوهش حاضر باتوجه به 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 می‌کند. 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 مصرف‌کننده 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 می‌پردازد.

## ۲. ادبیات موضوع

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

سهام‌داران در بازارهای نفت به‌طور کلی علاقه‌مند می‌باشند بدانند که 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<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۱۳؛ آی<sup>۲</sup>، ۲۰۱۵؛ کاپوراله<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۱۵؛ کونادو<sup>۴</sup> و همکاران، ۲۰۱۵). در این راستا، قیمت‌های بازار سهام به جریان‌های نقدی

<sup>۱</sup>. De mc{c

<sup>۲</sup>. Aye

<sup>۳</sup>. Caporale

<sup>۴</sup> E pcfq

مورد انتظار تنزیل شده با نرخ بازده موردنیاز<sup>۱</sup> بستگی دارد (ویلیامز<sup>۲</sup>، ۱۹۳۸) که به طور قابل توجهی به هر عاملی که می‌تواند جریان‌های نقدی مورد انتظار یا نرخ بازده موردنیاز را تغییر دهد، حساس است (فیلیس<sup>۳</sup> 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<sup>۴</sup> 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<sup>۵</sup>، ۲۰۱۰). با این حال، نوسانات قیمت نفت می‌تواند متغیرهای کلان اقتصادی، از جمله رشد تولید ناخالص داخلی، تورم، و نرخ ارز را تحت تأثیر قرار دهد (همیلتون و هارا، 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 می‌دهد که افزایش قیمت نفت به قیمت فرآورده‌های نفتی تصفیه شده، مانند سوخت یا نفت گرمایشی که توسط خانوارها مصرف می‌شود، 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

<sup>1</sup>. the required rate of returns

<sup>2</sup>. Williams

<sup>3</sup>. Filis

<sup>4</sup>. Jones

<sup>5</sup>. 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 آلوآرز 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 می شود که تغییرات اولیه قیمت مصرف کننده، که ناشی از افزایش قیمت نفت است، ممکن است واکنش های رفتاری شرکت ها و کارگران را تحریک کند که منعکس کننده 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 شوک های قیمت نفت می توانند بر انتظارات قیمت نفت در آینده تأثیر بگذارند و چنین انتظاراتی در محاسبات ارزش خالص فعلی پروژه های سرمایه گذاری آتی، به ویژه جریان نقدی که به قیمت نفت بستگی دارد، وارد می شود.

اثر انتقالی قیمت نفت به قیمت مصرف کننده در سطح قیمت کل در مطالعات متعدد برجسته شده است (هوکر<sup>۱</sup>، ۲۰۰۲). هوکر (۲۰۰۲)، تأثیرات تغییرات قیمت نفت بر تورم ایالات متحده را بررسی کرد. یافته های مربوط به گسست ساختاری به دست آمده نشان می دهد که اثر مشاهده شده برای دو دوره زمانی متضاد بود. علاوه بر این، چن<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) اذعان داشت که کاهش در انتقال قیمت نفت را می توان 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 گریگوریو<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۰۷)، همچنین روند کاهش انتقال را برای مجموع ۳۳ کشور توسعه یافته و در حال توسعه مورد مطالعه پیشنهاد می کنند.

<sup>1</sup>. Hooker

<sup>2</sup>. Chen

<sup>3</sup>. De Gregorio

بدین ترتیب، ترکیبی از نتایج که اساساً شامل کشورهای در حال توسعه بود، مستند شد. لبلانک و چین<sup>۱</sup> (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<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۱۱)، تأثیر تغییر قیمت نفت را بر تورم قیمت مصرف کننده 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<sup>۳</sup> (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 کوتاه مدت محدود می‌شود. به‌ویژه در مورد مالزی، شواهد عدم تقارن برای تغییرات قیمت نفت و رابطه تورم ثبت شده است، در حالی که 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<sup>۴</sup> (۲۰۱۱)، تأثیر کوتاه مدت و بلندمدت قیمت نفت بر تورم را در مورد تایوان بررسی کردند. یافته‌های مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که قیمت جهانی نفت تأثیر قابل توجه و بلندمدتی بر تورم دارد.

## ۲-۲. پیشینه تحقیق

در زمینه ارتباط ناطمینانی قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی همچون شاخص قیمت مصرف کننده 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

<sup>۱</sup>. LeBlanc and Chin

<sup>۲</sup>. Alvarez

<sup>۳</sup>. E pcfq"cpf"Rgtg|"fg" I tcekc

<sup>۴</sup>. 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 در حالی که عدم اطمینان قیمت نفت باعث تورم نمی‌شود. علاوه بر این، رابطه کوتاه‌مدت بین تورم و شوک‌های قیمت نفت از نظر آماری معنادار است. با این حال، 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 به منظور روشن شدن روابط بین متغیرها از VARMA چندمتغیره، GARCH-in-Mean، مدل 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 به طوری که 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. باتوجه به 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 قابل توجه شد. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که پیروی از سیاست‌های اقتصادی باثبات با در نظر گرفتن سیاست‌های پولی و مالی، پویایی‌های مهمی را برای کنترل تورم فراهم می‌کند. با این وجود، 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 قابل توجهی را در بین شاخص‌های اقتصاد کلان در پاسخ به شوک‌های قیمت نفت خام توضیح داد. شاخص‌های کلان اقتصادی به شدت مستعد نوسانات جزئی قیمت نفت بوده که تأثیر قابل توجهی 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 منعکس کننده 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 تأثیر مثبت دارد و تأثیرات آن در دوره تحریم شدیدتر است. همچنین مشاهده می‌شود که شاخص قیمت تولیدکننده نسبت به شاخص قیمت مصرف کننده نسبت به تغییرات قیمت نفت حساس تر است.

باباجانی و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی تأثیر شوک‌های 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 شوک‌های قیمت نفت بر تورم داخلی کشورهای صادرکننده نفت و کشورهای واردکننده نفت طی دوره زمانی ۱۹۷۳:۱ الی ۲۰۱۵:۱ با توجه به رویکرد SVAR پرداختند. نتایج این مطالعه اثرات متقابل بین متغیرها را نشان می‌دهد. همچنین مشاهده می‌شود که شوک عرضه نفت در توضیح تورم CPI در مقایسه 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 شوک تقاضای نفت پاسخ نمی‌دهد. 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 شوک‌های 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 VAR نشان 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 می‌شود. بنابراین، این یافته تأیید می‌کند که شوک قیمت نفت ممکن است لزوماً تورم را نباشد، به ویژه در مورد اقتصاد در حال توسعه مانند نیجریه.

## ۲-۲-۲. مطالعات داخلی

عرفانی و چرم‌گر (۱۳۹۳) به بررسی تأثیر ناطمینانی 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 ناطمینانی قیمت نفت به طور هم‌زمان با چهار متغیر کلان اقتصادی رابطه منفی دارد به طوری که 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. علاوه بر 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 با توجه به 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 امنیتی ملی کشورهای اوپک می‌باشند، قابل توجه‌ترین تأثیر را بر رشد اقتصادی کشورهای اوپک دارند؛ در حالی که همین شوک‌ها منجر به تورم معناداری در کشورهای مورد مطالعه 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 نمی‌کند. از طرفی تبدیل موجک می‌تواند امکان برازش مدل با جزئیات 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 قابل مشاهده نیستند را ثبت نماید. در ریاضیات، موجک‌ها پایه‌های متعامد موضعی<sup>۱</sup> متشکل از امواج بوده که یک تابع را به لایه‌هایی با مقیاس‌های مختلف تجزیه می‌کنند. نظریه موجک، ریشه در تحلیل فوریه<sup>۲</sup> دارد، اگرچه تمایزات قابل توجهی 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<sup>۳</sup> می‌باشند. یعنی بی‌انتهای 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<sup>۴</sup> 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 تجزیه و تحلیل تقسیم کنند. این تفکیک مقیاس یک روش جدید برای پردازش داده‌ها معرفی می‌کند (مشیری و همکاران، ۱۳۸۹). طبق

<sup>1</sup>. Local orthonormal bases

<sup>2</sup>. Fourier analysis

<sup>3</sup>. Non-local

<sup>4</sup>. Windowed Fourier transform

گفته گریس<sup>۱</sup> (۱۹۹۵)، موجک‌ها این امکان را فراهم می‌کنند که هم جنگل و هم درختان را مشاهده کنیم.

به عقیده دابشیز<sup>۲</sup> (۱۹۹۰) یک ابزار بسیار مناسب برای آنالیز سری‌های زمانی که در بسامدهای مختلف نا ایستا هستند تبدیل موجک است. خوچیان<sup>۳</sup> و نادمی (۱۳۹۷) یکی از ویژگی‌های مهم رویکرد موجک را تجزیه و تحلیل چندگانه داده‌ها به وسیله تقسیم‌بندی آن‌ها به اجزایی با بسامدهای متفاوت بیان می‌کنند. به طوری که 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<sup>۳</sup> برای تجزیه یک موجک سری زمانی به افق‌های زمانی متفاوت به نام مقیاس‌های موجک<sup>۴</sup> در جهت درک بهتر از تغییرات متغیرها استفاده شده است (داس<sup>۵</sup> و همکاران، ۲۰۱۸؛ حمدی<sup>۶</sup> و همکاران، ۲۰۱۹؛ بالک و برون<sup>۷</sup>، ۲۰۱۸). به طور کلی، دو نوع موجک وجود دارند که عبارت‌اند از فیلتر با عبور دهندگی بالا (پدر) که با " نشان داده می‌شود و فیلتر با عبور دهندگی پایین (مادر) که با " نشان داده می‌شود (رمزی<sup>۸</sup>، ۱۹۹۹؛ بوری<sup>۹</sup> و همکاران، ۲۰۱۷). موجک پدر به صورت 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

(۱)

به طور مشابه موجک مادر به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

(۲)

در معادلات (۱) و (۲)، فیلتر با عبوردهندگی بالا (پدر)، فیلتر با عبوردهندگی 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:

(۳)

ضریب موجک مادر پیچیده‌تر است و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

(۴)

در معادلات (۳) و (۴)، مقیاس بیشینه برای موجک برابر است. جزئیات موجک‌ها برای همه مقیاس‌ها از  $1$  تا  $S$  هستند به طوری که تابع  $f(p)$  به صورت

(۵)

تعریف می‌شود که می‌توان آن را به صورت ساده‌تر زیر نوشت:

(۶)

در اینجا و عناصر متعامد (قائم) هستند که برابر با  $c$  و  $1$  به طوری که

$C. 1. 3.4. c$

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

(۷)

که در اینجا به سطح  $a$  موجک تشریح شده اشاره دارد که به میزان تغییر در سری‌ها وابسته است. علاوه بر این، تغییر کلی در هر مقیاس جزئی از موجک

مادر است که رابطه‌ای مثبت با همواری ناشی از هر افزایش دارد (رمزی، ۱۹۹۹؛ گنکی<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۰۱؛ خان و همکاران، ۲۰۲۰).

### ۲-۳. رگرسیون کوانتایل<sup>۲</sup>

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<sup>۳</sup> (۱۹۷۸)، این مدل را معرفی کردند و از آن زمان تا به حال به طور گسترده‌ای برای تجزیه و تحلیل 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 نه تنها در مرکز ثقل داده‌ها، بلکه در تمامی بخش‌های توزیع، به ویژه 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، برخلاف رگرسیون معمولی، پارامتر الگو با به حداقل رساندن مجموع قدر مطلق باقی‌مانده‌های موزون تخمین زده می‌شود که به عنوان حداقل قدر مطلق انحرافات یا LAD شناخته می‌شود (کونکر و باست، ۱۹۷۸).

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

.....

(۸)

که در آن  $\beta_0$  و  $\beta_1$  به ترتیب برداری از پارامترهای نامعلوم و مقادیر معلوم هستند و  $\epsilon_i$  یک متغیر تصادفی مشاهده نشده است؛ آن‌گاه به معادله ۸، مدل رگرسیون خطی چندک  $\alpha$  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 ام استفاده می‌شود. بدین منظور تابع زیان (قدرمطلق باقی‌مانده‌ها یا انحرافات موزون) نسبت به کمینه می‌شود:

(۹)

(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.

(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 جزئیات بیشتر از سری را فراهم کند.

در این پژوهش از روش تبدیل موجک ناپیوسته با حداکثر هم پوشانی چندبعدی نمایشی جهت تجزیه هر یک از سری های زمانی مورد مطالعه به مؤلفه ها با مقیاس های مختلف زمانی استفاده شده است. جهت تبدیل سری های زمانی به مؤلفه هایی با مقیاس های مختلف از موجک دابچیز ۸ استفاده شده و با توجه به تعداد مشاهدات (۱۲۱ نمونه) کار تجزیه اطلاعات در ۶ سطح انجام شده است.

.....

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

A: سری زمانی اصلی S6: مؤلفه تخمین سطح ۶

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

در سطح J مقدار مقیاس و قدرت تفکیک یا دقت با استفاده از فرمول زیر محاسبه می گردد (پازوکی و همکاران، ۱۳۹۲):

(۱۲)

—

باتوجه به 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 یافته ها

##### 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 جارتک - 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 می‌باشند.

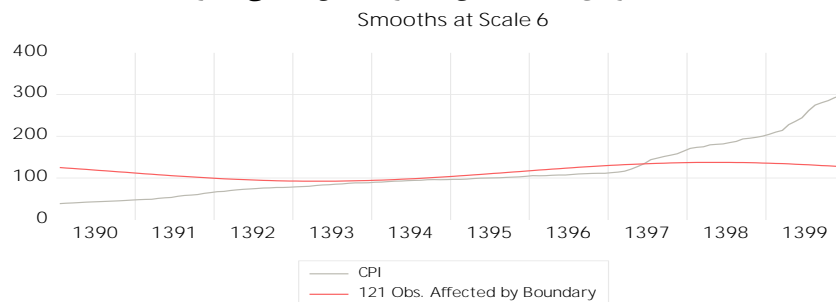
با توجه به این که قصد داریم تخمین مدل را براساس رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک برآزش کنیم لذا باید آزمون نرمال بودن متغیرهای مورد پژوهش انجام شود. به منظور بررسی نرمال بودن توزیع سری زمانی از آزمون جارتک-برا استفاده شده است. مطابق با نتایج پژوهش مقدار ارزش احتمال آزمون جارتک . برا کمتر از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

— —

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.

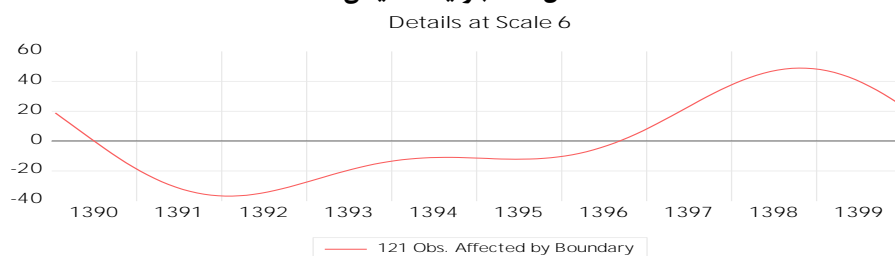
## ۲-۴. روند تجزیه سری زمانی شاخص قیمتی مصرف کننده

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



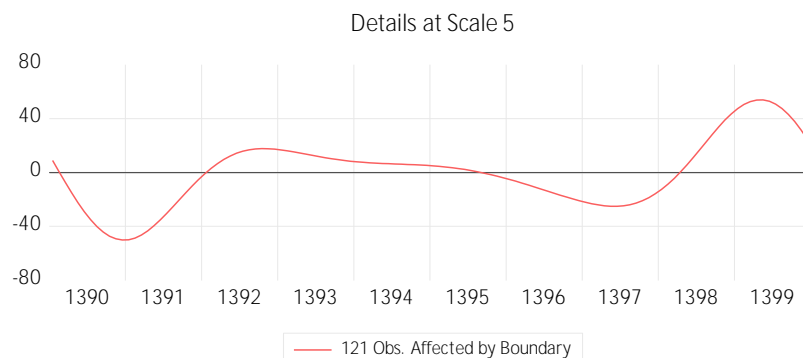
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۲): جزئیات مقیاس ۶



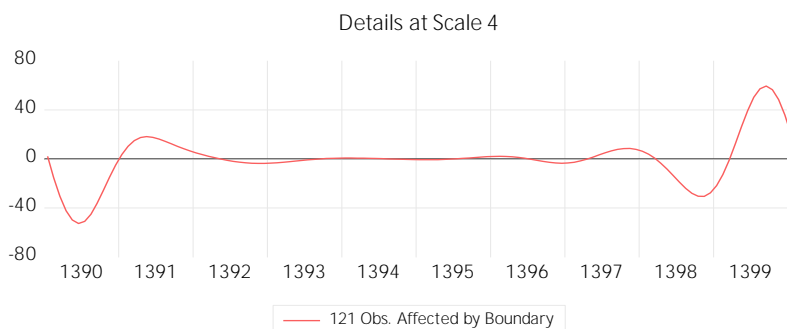
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۳): جزئیات مقیاس ۵



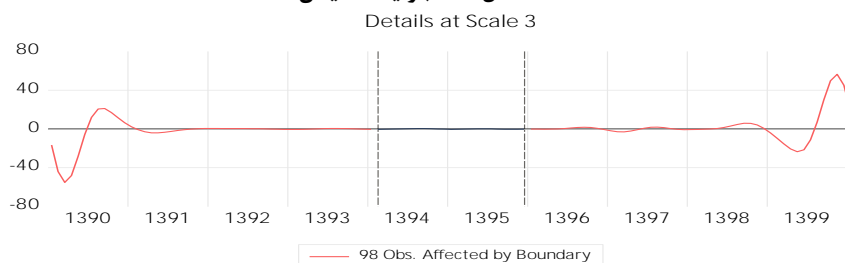
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۴): جزئیات مقیاس ۴



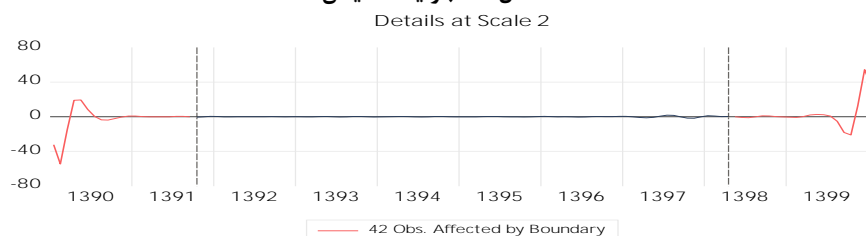
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۵): جزئیات مقیاس ۳



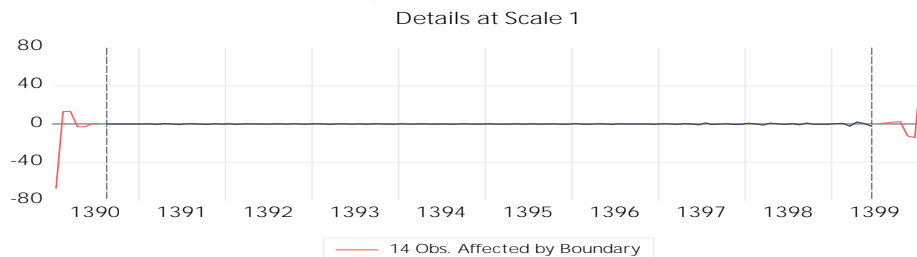
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۶): جزئیات مقیاس ۲



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۷): جزئیات مقیاس ۱



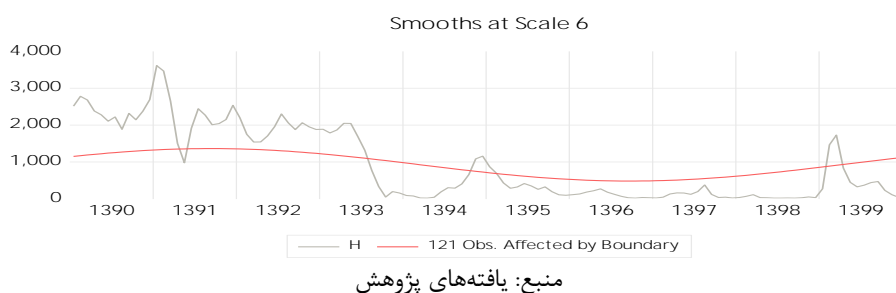
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل‌های ۱ تا ۷ روند تجزیه متغیر شاخص قیمتی مصرف کننده را نشان می‌دهند. بر اساس شکل‌های ۱ تا ۷ سری زمانی شاخص قیمتی مصرف کننده 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 مصرف کننده، شکل ۷ بیانگر اثرات بلندمدت و شکل ۲ بیانگر اثرات کوتاه‌مدت است.

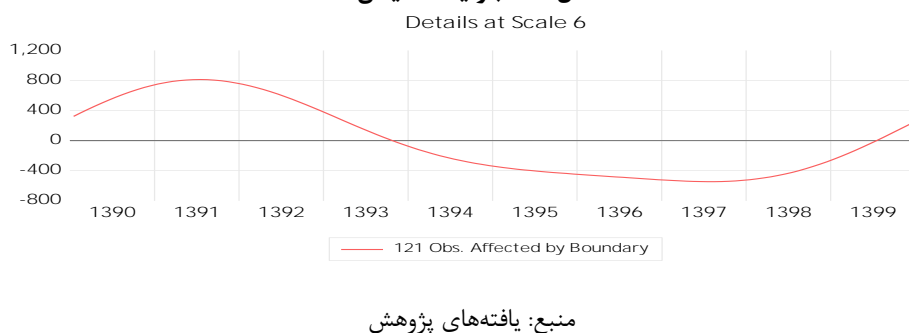
داده های پژوهش حاضر دارای تواتر ماهانه و شامل ۱۲۱ مشاهده است که با استفاده از تبدیل موجک، داده ها با تواتر روزانه حاصل می شود. مطابق با فرمول (۱۲)، سطح یک برابر با ۷۲۶ روز خواهد بود و سطح ۶ برابر با ۲۲/۶۸ روز است. بنابراین سطح ۱ بلندمدت و سطح ۶ کوتاه مدت در نظر گرفته شده است.

### ۳-۴. روند تجزیه سری زمانی نااطمینانی قیمت نفت

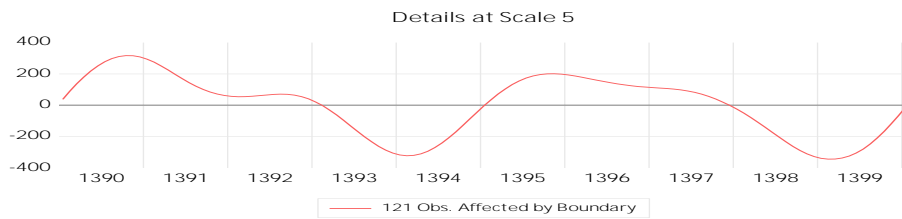
شکل (۸): همواری در ۶ مقیاس متغیر نااطمینانی قیمت نفت



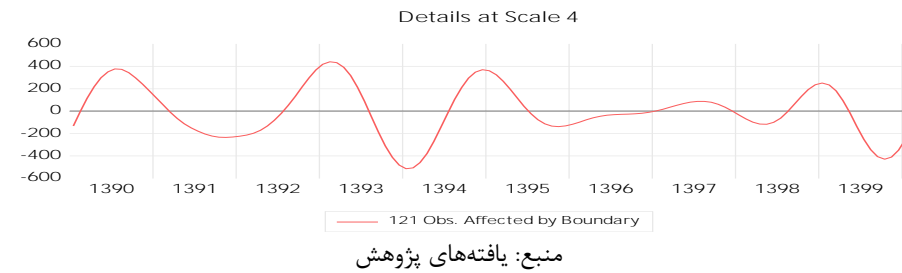
شکل (۹): جزئیات مقیاس ۶



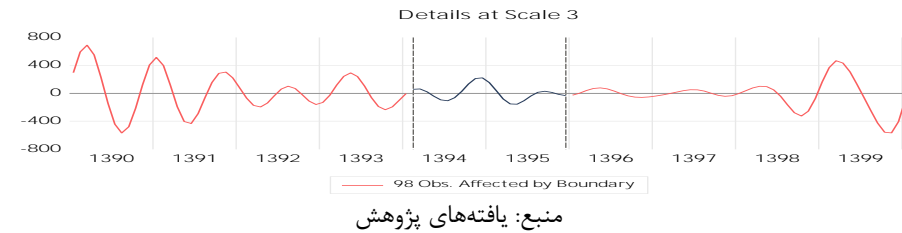
شکل (۱۰): جزئیات مقیاس ۵



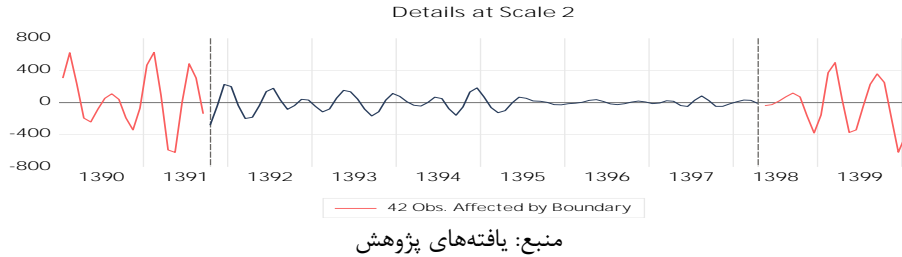
شکل (۱۱): جزئیات مقیاس ۴



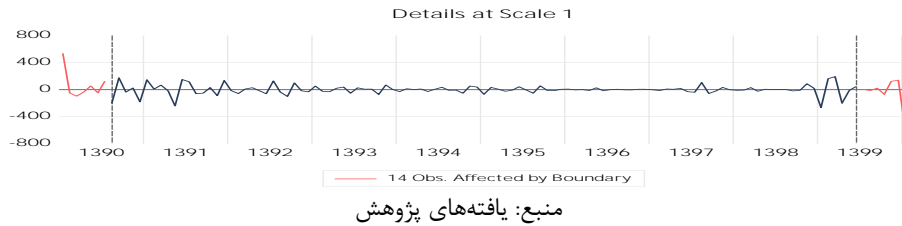
شکل (۱۲): جزئیات مقیاس ۳



شکل (۱۳): جزئیات مقیاس ۲



شکل (۱۴): جزئیات مقیاس ۱



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. باتوجه به این که داده‌ها به صورت ماهانه است؛ لذا از آزمون هگی<sup>۱</sup> 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

<sup>۱</sup>. 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 می‌باشد.

#### ۴-۵. 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 <sup>2</sup>	۰,۱۳	۰/۱۸	۰/۲۳	۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۲۶	۰/۲۶	۰/۲۵	۰/۲۳
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
آزمون برابر بودن شیب									
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها									

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.





فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی (نشریه علمی)، سال هشتم، شماره اول (پیاپی ۲۹)، بهار ۱۴۰۲

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 <sup>2</sup>	۰/۵۳	۰/۴۴	۰/۳۱	۰/۲۲	۰/۱۸	۰/۱۹	۰/۲۳	۰/۳۱	۰/۴۳
P- Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
آزمون برابر بودن شیب									
P- Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
آزمون مقارن بودن کوانتایل‌ها									
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 <sup>2</sup>	۰/۳۳	۰/۱۷	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۱۰	۰/۲۲	۰/۴۲
P- Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
آزمون برابر بودن شیب									
P- Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
آزمون مقارن بودن کوانتایل‌ها									
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 <sup>2</sup>	۰/۵۸	۰/۵۴	۰/۴۹	۰/۴۴	۰/۴۱	۰/۴۰	۰/۴۴	۰/۵۱	۰/۵۳

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

منبع: یافته‌های پژوهش

**اثر ناطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف کننده ایران در مقیاس D1**

در جدول (۴)، اثر ناطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف کننده طی بازه زمانی مورد مطالعه، با استفاده از تبدیل موجک گسسته حداکثر همپوشانی (MODWT) برآورد شده است. بدین منظور سری های زمانی ناطمینانی قیمت نفت و شاخص قیمتی مصرف کننده به ۶ جزء تجزیه شده اند که در آن جزء اول بیشترین جزئیات را نشان می دهد و جزء ششم کمترین جزئیات 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 مصرف‌کننده با استفاده از رگرسیون کوانتایل، در چندک‌های اول تا نهم در سطح ۱ درصد منفی و معنادار است. به طوری که در چندک‌های سوم، چهارم و پنجم دارای ضریب  $-0/11$  و بیشترین تاثیر را بر شاخص قیمت مصرف‌کننده و در چندک‌های اول و نهم دارای ضریب  $-0/08$  و کمترین تاثیر را بر شاخص قیمت مصرف‌کننده 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 مصرف‌کننده شده است که مقدار این ضریب برابر  $-0/11$  است. در این بازه زمانی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده 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 مصرف‌کننده می‌باشد. مطابق با نتایج جدول (۴) در مقیاس D1، با توجه به این که مقدار PROB آزمون برابری ضرایب شیب، در کوانتایل‌های مختلف کمتر از  $0/05$  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) در مقیاس D2، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده گزارش شده است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴) و در مقیاس D2، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده، در تمامی چندک‌ها 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  $-0/0007$  است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴)، مقدار اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده با فرض ثبات سایر شرایط، در چندک پنجم، بیشترین مقدار معنادار با ضریبی برابر  $0/0002$  است. به عبارتی در جزء دوم تجزیه شده توسط مویک گسسته با حداکثر همپوشانی، نااطمینانی قیمت نفت با فرض ثبات سایر شرایط، در چندک‌های اول، دوم، سوم، هفتم، هشتم و نهم منجر به تضعیف شاخص قیمت مصرف‌کننده به اندازه  $-0/0007$  الی  $-0/03$  گشته است و در چندک‌های پنجم و ششم منجر به تقویت این شاخص به اندازه  $0/000682$  الی  $0/0002$  شده است. مطابق با نتایج جدول (۴) در مقیاس 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 مصرف کننده 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 چندک‌ها منفی و از لحاظ آماری در سطح پنج درصد معنادار است. به طوری که در چندک‌های 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 چندک‌های 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 چندک‌های اول تا نهم منجر به تضعیف شاخص قیمت مصرف کننده شده است که این ضریب می‌تواند 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 مصرف کننده 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 چندک‌ها منفی و از لحاظ آماری در سطح پنج درصد معنادار است. به طوری که در چندک‌های 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، می‌تواند 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 مصرف‌کننده گزارش شده است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴) و در مقیاس D5، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده، در تمامی چندک‌ها منفی و از لحاظ آماری در سطح پنج درصد معنادار است. به طوری که در چندک‌های پنجم، ششم و هفتم دارای کوچکترین ضریب معنادار با مقداری برابر ۰/۱۲- است. به عبارتی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده با فرض ثبات سایر شرایط می‌تواند 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 مصرف‌کننده گزارش شده است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴) و در مقیاس D6، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده، در تمامی چندک‌ها 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 مصرف‌کننده با فرض ثبات سایر شرایط می‌تواند 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، اثر ناطمینانی 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 مورد توجه سیاست‌گذاران و دولت مردان است، شاخص قیمت مصرف کننده می‌باشد. پژوهش حاضر به دنبال بررسی تأثیر ناطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده با بهره‌گیری از رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک است. نتایج حاصل از مدل تجربی موید آن است که با افزایش در ناطمینانی قیمت نفت دلیلی بر کاهش نیافتن شاخص قیمت مصرف کننده نیز یافت نشد که این با نتایج مطالعه علی احمد و همکاران (۲۰۱۱) مطابقت دارد. با این وجود نقطه تمایز پژوهش حاضر با سایر مطالعات، به کار بردن رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک است. مطابق با نتایج پژوهش حاضر، اثر ناطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده منفی است و دلیلی برای رد منفی بودن یافت نشد. همچنین به کمک نتایج رگرسیون کوانتایل، اثر منفی ناطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده در کوتاه مدت 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 به دست آوردن نتایجی دقیق را برای محقق فراهم می‌کند که این کمک شایانی به تصمیم‌گیری درست و دقیق قانون‌گذاران خواهد کرد. بر اساس نتایج به دست آمده توصیه می‌شود سیاست‌گذاران 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 سری‌های زمانی مالی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته آمار اجتماعی. دانشگاه خلیج فارس.

خوجیانی، 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 کوتاتیل)، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی، ۵(۱۶): ۶۶-۳۷.

عرفانی، علیرضا، و چرم‌گر، اکرم. (۱۳۹۳)، بررسی تاثیر ناطمینانی قیمت نفت بر متغیرهای 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 کوتاتیل، 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 تجزیه و تحلیل موجک در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳(۴۲): ۷۴-۵۵.

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 Roodi, 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: 35763720
- De Mc{c." [0"U0." J©Nci©."V0" ("M©¥©M." J0"\*4235+, 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.
- Cogni, 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: 376450
- 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: 53665520
- 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: 33650.
- 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.

fikmx." F0." wtc-mqxk ."L0" ( " Ocpke."U0"\*423;+, 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.