

Investigating the effect of oil price on industrial production in Iran: a quantile regression approach based on wavelet transformation

Fatemeh Mir Hosseini^{*}, Shahram Fattahi^{}**

Mojtaba Almasi^{*}**

Abstract

Today, with the development of economic and social life, human needs and requirements have diversified. Industrial production and the evolution and growth of industry can meet the needs and expectations of man and make his life comfortable and comfortable. One of the main factors of growth and development in the international arena is industrial production. There are several factors that affect the value of industrial production, including the impact of investment, technology and changes in energy prices. Oil, as a form of energy, is an essential raw material for industrial production. The price of petroleum products is so important in industrial production that production costs are directly affected by the price of oil. The purpose of this study is to investigate the effect of crude oil prices on the industrial production index. For this purpose, quarterly data for the period 2003-2020 for Iran have been used using wavelet-based quantitative regression. According to the results of this study, in estimating the model using quantile regression method based on wavelet transform, the effect of OPEC oil

^{*} M.A. in Economics, Razi University, Kermanshah, Iran (Corresponding Author), fateme.ss.137433@gmail.com

^{**} Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Razi University, Kermanshah, Iran, sfattahi@razi.ac.ir

^{***} Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Razi University, Kermanshah, Iran, mojtabaalmasi@razi.ac.ir

Date received: 22/03/2024, Date of acceptance: 25/08/2024



price on Iran's industrial production index is positive and significant in the first, second and sixth quantiles.

Keywords: Energy, Crude Oil Price, Industrial Production, Quantile Regression, Wavelet Transform.

JEL Classifications: E31, B23, L11.

بررسی تأثیر قیمت نفت خام بر تولیدات صنعتی در ایران: رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک

فاطمه میرحسینی*

شهرام فتاحی**، مجتبی الماسی***

چکیده

امروزه با توسعه حیات اقتصادی و اجتماعی، نیازها و احتیاجات بشری متنوع شده است. تولیدات صنعتی و تحول و رشد صنعت می‌تواند نیازها و انتظارات انسان را کامل نموده و به زندگی او راحتی و آسایش بخشد. یکی از عوامل اصلی رشد و بالندگی در عرصه بین‌المللی تولیدات صنعتی است. عوامل متعددی بر ارزش تولیدات صنعتی اثرگذار است که در این رابطه می‌توان به تأثیر سرمایه‌گذاری، تکنولوژی و تغییرات قیمت انرژی اشاره کرد. نفت به عنوان یکی از انواع انرژی، یک ماده اولیه ضروری برای تولید صنعتی است. قیمت فرآورده‌های نفتی در تولیدات صنعتی بسیار حائز اهمیت است به طوری که هزینه‌های تولید مستقیماً تحت تأثیر قیمت نفت قرار می‌گیرد. هدف از مطالعه حاضر بررسی تأثیر قیمت نفت خام بر شاخص تولیدات صنعتی است. بدین منظور از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۲ برای ایران با استفاده از رگرسیون کوانتایل مبتنی بر موجک بهره جسته شده است. مطابق با نتایج این پژوهش در تخمین مدل با استفاده از روش رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک، اثر قیمت نفت اوپک بر شاخص تولیدات صنعتی ایران، در چندک‌های اول، دوم و ششم، مثبت و معنادار است.

کلیدواژه‌ها: انرژی، قیمت نفت خام، تولید صنعتی، رگرسیون کوانتایل، تبدیل موجک.

* کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران (نویسنده مسئول)، fateme.ss.137433@gmail.com

** دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران، sfattahi@razi.ac.ir

*** دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران، mojtabaalmasi@razi.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۱/۰۳، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۶/۰۴



۱. مقدمه

امروزه، به دلیل استفاده روزافزون از انرژی و همچنین افزایش شدت انرژی در تولید محصول ملی، کالاهایی که در تولید آنها بیشتر از سرمایه و نیروی کار استفاده می‌شد، جای خود را به کالاهایی دادند که در تولید آنها بیشتر از انرژی استفاده می‌شود. نفت خام به‌عنوان یکی از حامل‌های عمده انرژی و نیز عاملی تأثیرگذار جهت تولیدات کالاهای مختلف در سطح جهان (هم برای کشورهای توسعه‌یافته و هم کشورهای در حال توسعه) از اهمیت بسزایی برخوردار است؛ بنابراین به علت وابستگی کشورهای صنعتی و به‌طور کلی وابستگی عملکرد اقتصاد جهانی به نفت خام، تحولات تولید و قیمت این ماده تأثیر قابل توجهی بر نوسانات تولیدها و عرضه جهانی کالاها و به تبع تغییر بیکاری در کلیه کشورها خواهد داشت؛ و این امر سبب گشته تا این ماده نه تنها به‌عنوان یک کالای اقتصادی، بلکه به‌عنوان یک عنصر سیاسی نیز مورد توجه قرار گیرد (عباسیان، ۱۳۹۹؛ ۶۱-۶۲).

اگرچه ماهیت رابطه بین نفت و اقتصاد کلان ممکن است در طول زمان تغییر کرده باشد، به طور کلی اعتقاد بر این است که قیمت نفت خام تأثیر قابل توجهی بر اقتصادهای ملی دارد. بازار نفت خام به عنوان بالغ ترین و بازترین بازار انرژی، جایگاه بسیار مهمی در سیستم بازار بین‌المللی انرژی دارد. ادبیات قیمت نفت و فعالیت‌های اقتصادی به طور قابل توجهی در طول ۵۰ سال گذشته تکامل یافته است. بیشتر مطالعاتی که بر قیمت نفت متمرکز شده‌اند، تأثیر تغییرات آن بر چرخه‌های تجاری، تولید، قیمت‌ها و بازار کار را بررسی می‌کنند (براون و یوسل (Brown and Yucel)، ۲۰۰۲؛ یوینگ و تامپسون (Ewing and Thompson)، ۲۰۰۷).

مروری بر ادبیات و شواهد آماری نشان می‌دهد که شوک نفتی در سال ۱۹۷۳ اقتصادهای صنعتی وابسته به نفت را ترغیب کرد تا مجموعه‌ای از اقدامات را برای کاهش اثرات مضر تغییرات قیمت نفت بر فعالیت‌های اقتصادی انجام دهند. این اقدامات شامل تنوع بخشیدن به منابع انرژی برای کاهش وابستگی به نفت، افزایش کارایی انرژی، کاهش شدت انرژی با استفاده از فناوری‌های جدید و اتخاذ انرژی‌های پاک و سازگار با محیط زیست مانند گاز طبیعی، باد، خورشید و همچنین انرژی آب است (لیبی (Leiby)، ۲۰۰۷؛ دی‌لوین‌فوس (De Lovinfosse)، ۲۰۰۸؛ ویودا (Vivoda)، ۲۰۰۹؛ رودیگر (Rudiger)، ۲۰۱۴).

از طرفی، با افزایش جمعیت، بهبود سطح زندگی و افزایش مصرف، انتظار می‌رود کل تقاضا برای انرژی تا سال ۲۰۳۰، ۲۱ درصد افزایش یابد (آژانس بین‌المللی انرژی (International Energy Agency)، ۲۰۱۵). کشورهای فعلی اغلب به منابعی از انرژی که ذخایر محدودی دارند وابسته‌اند که این باعث تهدید عدم امنیت انرژی می‌شود. سوخت‌های فسیلی، نفت، زغال‌سنگ، نفت خام و گاز طبیعی از جمله این منابع انرژی حرارتی هستند (بایلدیریکی و اوزاکسوی (Bildirici and Ozaksoy)، ۲۰۱۶؛ ۲۸۸). این انرژی که ورودی اولیه تولید صنعتی است، نقشی حیاتی در توسعه اقتصادی به ویژه در کشورهای نفتی ایفا می‌کند (گودر و کاهیلوگولاری (Guder & Kahilogullari)، ۲۰۱۵؛ ۳۶۵؛ لذا تغییر در قیمت نهاده‌های ضروری دخیل در تولید صنعتی، همچون قیمت نفت، مستقیماً بر تولید صنعتی تأثیر می‌گذارد. علاوه بر این، افزایش قیمت نفت بر اقتصاد واقعی تأثیر منفی می‌گذارد. به ویژه، در کشورهایی که کسری حساب جاری از طریق استقراض تامین می‌شود، افزایش قیمت نفت منجر به بی‌ثباتی اقتصاد کلان می‌شود. همچنین هزینه‌های تولید را افزایش می‌دهد و تورم فشار هزینه را ایجاد می‌کند. هنگامی که افزایش هزینه‌های تولید در قیمت‌های فروش منعکس می‌شود، بر رفاه مصرف‌کننده تأثیر منفی می‌گذارد (گوندوغان و دیلک (Gundogan & Dilek)، ۲۰۱۹؛ ۱۳۲). قیمت نفت نیز نااطمینانی در بازار ایجاد می‌کند که منجر به افزایش هزینه‌های تولید می‌شود. به این ترتیب هم مصرف و هم جریان نقدی به شرکت‌های تولیدی کاهش می‌یابد. در نتیجه شرکت‌ها نیز سرمایه‌گذاری خود را کاهش می‌دهند (دورسون و اوزجان (Dursun & Özcan)، ۲۰۱۹؛ ۱۷۸).

نفت یکی از منابع تجدیدناپذیر و به‌عنوان مهم‌ترین ماده انرژی‌زا در جهان است که دارای جایگاه ویژه‌ای در اقتصاد جهانی می‌باشد. این منبع پایان‌پذیر دارای دو کارکرد در اقتصاد ایران است. از یک سو تأمین‌کننده سوخت موردنیاز برای مصارف داخلی و صنعتی مانند تأمین سوخت تولیدات صنعتی بوده و از سوی دیگر تأمین‌کننده درآمدهای نفتی حاصل از صادرات نفت است. نوسانات در قیمت نفت بر درآمد ارزی حاصل از آن اثر گذاشته و تأثیر عمیقی بر متغیرهای اقتصاد کلان و صنعت مانند شاخص ارزش تولیدات صنعتی ایران می‌گذارد. می‌توان گفت نفت کالای بدون جانشین است و لذا بررسی بازار آن بسیار حائز اهمیت است. قیمت نفت طی سال‌ها با عدم ثبات و نوسانات پی‌درپی روبه‌رو بوده است که این نوسانات باعث ایجاد نااطمینانی در بازار نفت شده است. بررسی تأثیر این نااطمینانی بر متغیرهای اقتصادی بسیار موردتوجه قرار گرفته است. اما تأثیر آن بر شاخص ارزش تولیدات صنعتی می‌تواند از

اهمیت ویژه‌ای برخوردار باشد. همچنین در سایر کشورهای صادرکننده، نفت یکی از منابع مهم درآمدی برای کشورهای صادرکننده نفت است. نوسان‌های قیمت نفت می‌تواند موجب بی‌ثباتی در متغیرهای کلان شود. با توجه به نوسانات قیمت نفت و بی‌ثباتی در بازار جهانی، مطالعه تکانه‌های قیمتی نفت مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. محققان به این نتیجه دست یافتند که بین قیمت‌های نفت و متغیرهای اقتصادی یک ارتباط نظری وجود دارد. تکانه قیمت نفت در سال ۱۹۷۳ و رکود ناشی از آن باعث شد تا مطالعات بسیاری در خصوص اثرات افزایش قیمت نفت بر اقتصاد انجام شود؛ اما با بروز تکانه منفی قیمت نفت در سال ۱۹۸۶ و بروز رابطه نامتقارن بین رشد و تکانه‌های نفتی روابط غیرخطی مورد توجه قرار گرفت (عاشوری و همکاران، ۱۳۹۴؛ ۲۲).

قیمت نفت خام در سال‌های مختلف، نوسانات مثبت و منفی چشمگیری داشته است که این نوسانات بر اقتصاد جهانی تأثیر گذاشته است. این نوسانات و تغییرات قیمت نفت بر متغیرهای اقتصادی کشورها در سراسر جهان تأثیر گذاشته و اقتصاد آنها را با چالش جدی مواجه کرده و آنها را بر آن داشته تا اقدامات مختلفی را برای کاهش پیامدهای زیان‌بار این شوک‌ها در نظر بگیرند. بدین منظور کشورهایی که نسبت به کاهش قیمت نفت بسیار حساس هستند سازمان‌هایی را ایجاد کرده‌اند تا درآمدهای ارزی اضافی حاصل از فروش نفت خام که در قیمت‌های بالا صورت گرفته است را ذخیره کنند که از آن برای پیشبرد اهداف خود در صورت شوک‌های منفی قیمت نفت استفاده کنند (شریفی رنانی و همکاران، ۱۳۹۳؛ ۷۷).

درآمدهای نفتی یکی از مهم‌ترین و تأثیرگذارترین عامل بر شاخص‌های کلان اقتصادی در اقتصاد ایران است. صنعت نفت به عنوان یکی از مهم‌ترین فعالیت‌های اقتصادی، نه تنها بر سایر عوامل اقتصادی تأثیر می‌گذارد، بلکه سود آن به عنوان منبع اصلی تأمین مالی دولت و درآمدهای ارزی نیز محسوب می‌شود. اکنون از آنجایی که اقتصاد ایران بسیار متکی به درآمدهای نفتی است، تغییرات قیمت نفت که ناشی از تحولات برونزا و خارج از کنترل سیاست‌گذاران اقتصادی است، نوسانات قابل توجهی در درآمدهای نفتی کشور ایجاد می‌کند. این درآمدهای نامنظم به منبع اصلی بی‌ثباتی و بلا تکلیفی در تولید صنعتی کشور تبدیل شده است و هر تغییر در قیمت نفت موجب نوسانات ارزش تولید صنعتی و در نتیجه بی‌ثباتی این متغیر حیاتی اقتصادی می‌شود (شریفی رنانی و همکاران، ۱۳۹۳؛ ۷۸-۷۹).

لذا، هدف پژوهش حاضر بررسی اثر قیمت نفت اوپک بر شاخص تولیدات صنعتی ایران است. مطالعات مختلفی در این زمینه صورت گرفته است که در اغلب مطالعات گذشته، افزایش

بررسی تأثیر قیمت نفت خام بر تولیدات صنعتی ... (فاطمه میرحسینی و دیگران) ۳۲۳

قیمت نفت اوپک منجر به بهبود شاخص تولیدات صنعتی شده است (عباسیان، ۱۳۹۹؛ احمدی‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۷؛ کریمی و همکاران، ۱۳۹۹). تمایز این پژوهش با سایر مطالعات بهره‌گیری از روش رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک است. رگرسیون کوانتایل امکان تخمین دقیق در چندک‌های مختلف توزیع متغیر وابسته را فراهم می‌کند و تبدیل موجک امکان بررسی دقیق و جزئی سری زمانی را فراهم می‌سازد. از آنجاکه در این حالت امکان بررسی رابطه بین متغیرها در مقیاس‌های زمانی مختلف وجود دارد می‌توان اثرات متفاوت تغییرات قیمت نفت بر تولیدات صنعتی را در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار داد؛ لذا پژوهش حاضر با کمک از روش رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک این شکاف مطالعاتی را پر خواهد کرد.

مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش در بخش دوم مطرح شده است. بخش سوم روش پژوهش داده‌ها و متغیرها را بررسی می‌کند. در بخش چهارم نتایج پژوهش بیان شده است و در نهایت در بخش پنجم به بحث و نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها پرداخته شده است.

۲. ادبیات موضوع

انرژی یکی از عوامل اصلی تولید و توسعه اقتصادی است که در کنار دیگر عوامل تولید، نقش تعیین‌کننده‌ای در حیات اقتصادی کشورها دارد. در هر دو دوره قبل و بعد از انقلاب صنعتی، یکی از عوامل مهم تولید از لحاظ فیزیکی و طبیعی، انرژی بوده است. اما پس از دهه ۱۹۷۰ میلادی، به دلیل افزایش قیمت نفت خام و ظهور بحران در اقتصاد جهانی، مسئله انرژی و کمپایی آن مطرح و بیش‌ازپیش موردتوجه اقتصاددانان قرار گرفت (شکیبایی، ۱۳۸۱). علاوه بر این، انرژی از جمله کالاهای ضروری سبد مصرفی خانوارها است. هرگونه تغییر در دسترسی و قیمت آن تأثیر زیادی بر رفاه جامعه دارد. این مهم موجب شده است تا انرژی از دیرباز موردتوجه جامعه بشری قرار گیرد (عاشوری و همکاران، ۱۳۹۴؛ ۱۳).

وابستگی روزافزون جوامع به انرژی، به دلیل جایگزینی نیروی ماشین به جای نیروی انسانی، سبب شده است که انرژی در کنار سایر عوامل تولید (سرمایه و نیروی کار) یک عامل مؤثر در رشد و توسعه اقتصادی تلقی شود و در عملکرد بخش‌های مختلف اقتصادی نقش چشمگیری ایفا کند. افزایش روزافزون نقش انرژی در فرایند تولید، سبب شده است که پژوهشگران به دنبال یافتن علیت بین مصرف انرژی و افزایش تولید باشند (فضل زاده و تجویدی، ۱۳۸۷؛

(۱۴۸). وجود علیت از مصرف انرژی به رشد تولید در یک اقتصاد به این مفهوم است که اقتصاد وابسته به انرژی بوده و کمبود یا عدم دسترسی به این عامل سبب عملکرد ضعیف بخش تولید خواهد شد و کاهش اشتغال و درآمد را در پی خواهد داشت. به عبارت دیگر، در چنین اقتصادی، انرژی عامل تعیین کننده در تولید است (جامب (Jumbe)، ۲۰۰۴؛ ۶۲).

تأثیرات انرژی در اقتصاد یک کشور از دیدگاه‌های مختلفی قابل بررسی است. از یک سو مصرف انرژی نیروی محرکه اصلی رشد اقتصادی است و منجر به تولید بیشتر می‌شود. از سوی دیگر افزایش مصرف انرژی، عامل اصلی افزایش بهره‌وری نیروی کار و درآمد سرانه است (تیلور (Taylor)، ۲۰۰۸). از دیدگاه مکاتب مختلف اقتصادی، عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی، مانند سرمایه، نیروی کار، اعم از متخصص و غیرمتخصص در توابع رشد در نظر گرفته می‌شوند. در الگوهای جدید رشد، عامل انرژی نیز وارد شده است. ولی اهمیت آن در مدل‌های مختلف یکسان نیست (آماده و همکاران، ۱۳۸۸؛ ۲). در این باب، (استرن (Stern)، ۲۰۰۰) در مطالعه‌ای که برای ایالت متحده آمریکا انجام داد بیان کرد که اگر در یک اقتصاد، علیت تنها از تولید به مصرف انرژی باشد و مسیر معکوسی متصور نباشیم، در این حالت تولید، مستقل از انرژی خواهد بود. در این رابطه، (مسیح (Masih)، ۱۹۹۷) برای کره و تایوان بیان می‌کنند که سیاست‌هایی که به منظور حفظ منابع انرژی و صرفه‌جویی در مصرف آن انجام می‌شوند، تأثیر منفی بر رشد و اشتغال نخواهند داشت.

در رابطه با مصرف انرژی و فعالیت‌های اقتصادی نظریات مختلفی وجود دارد. در چهارچوب مکتب نئوکلاسیک، رابطه بین مصرف انرژی و فعالیت‌های اقتصادی به صورت تابع تولید زیر بیان شده است:

$$(Q_1, Q_2, \dots, Q_M) = f(A, X_1, \dots, X_n, E_1, \dots, E_p) \quad (1)$$

در این رابطه Q_i تولید کالاها و خدمات، X_i نهاده‌های تولیدی از قبیل کار، سرمایه و E_i حامل‌های مختلف انرژی مانند نفت، برق، زغال‌سنگ و A وضعیت تکنولوژی یا شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید است (استرن و کلوند (Cleveland)، ۲۰۰۴). در تابع فوق، رابطه‌ی بین انرژی و تولید کل، به وسیله عواملی از قبیل جانشینی بین انرژی و دیگر نهاده‌ها، تغییرات تکنولوژیکی، تغییر ترکیب عوامل انرژی و تغییر ترکیب محصول تولیدی تحت تأثیر قرار می‌گیرد (بهبودی و همکاران، ۱۳۸۸؛ ۵۳).

بررسی تأثیر قیمت نفت خام بر تولیدات صنعتی ... (فاطمه میرحسینی و دیگران) ۳۲۵

برخی دیگر از صاحب‌نظران اقتصادی در زمینه انرژی مانند (برنت و وود (and Wood Berndt)، ۱۹۷۵) استدلال می‌کنند که انرژی و سرمایه با هم ترکیب شده و عامل تولید G را ایجاد می‌کنند که پس از ترکیب آن با نیروی کار محصول به دست می‌آید. فرم کلی این نوع توابع به صورت زیر است:

$$Q = f[G(K, E), L] \quad (۲)$$

بنابراین، همان‌طور که ملاحظه می‌شود، هرچند که عامل انرژی در کنار سایر عوامل تولید وارد مدل شده است، ولی اهمیت آن در مدل‌های مختلف یکسان نیست. اما در هر صورت باتوجه به مدل‌های موجود اهمیت انرژی در مدل‌های رشد اقتصادی از دیدگاه نظری، منطقی و قابل توجیه است (عاشوری و همکاران، ۱۳۹۴؛ ۱۴).

افزایش قیمت انرژی در دهه ۱۹۷۰ باعث شد که بخش صنعت کشورهای مصرف‌کننده نفت در مصرف انرژی صرفه‌جویی کنند. با اندکی تأمل در ساختار اقتصاد ایران و سایر کشورهای عمده صادرکننده نفت که به شدت به درآمدهای فروش نفت متکی هستند، این ظن قوت می‌گیرد که شوک‌های نفتی منشأ بسیاری از شوک‌های اقتصادی هستند. در واقع، کل روابط و ویژگی‌های اقتصادی این کشورها به گونه‌ای ساخته شده است که هرگونه شوک نفتی، اعم از شوک قیمتی یا درآمدی، علاوه بر تأثیرات مستقیم بر رشد تولید ناخالص داخلی، تأثیرات غیرمستقیم بر پایه پولی، تراز تجاری و تراز بودجه دولت داشته باشد و این متغیرها را دستخوش تغییرات و دگرگونی می‌کند و توالی جریان‌های پولی و واقعی و همچنین پیامدهای آن بر اقتصاد کشور از این کانال عبور خواهد کرد (همان، ۱۳۹۴؛ ۱۸).

اهمیت جایگاه نفت و اثرات ناشی از تکانه‌های آن در سطح اقتصاد جهانی بر کسی پوشیده نیست. باتوجه به اینکه درآمدهای حاصل از صادرات نفت به عنوان بزرگ‌ترین منبع درآمد در بودجه کشورهای صادرکننده نفت و مؤثر بر تولید ناخالص داخلی آنها است، لذا تکانه‌های قیمت نفت به عنوان بزرگ‌ترین منبع اختلال در اقتصاد کشورهای تولیدکننده نفت محسوب می‌شود (الدر و سرلتیس (Elder and Serletis)، ۲۰۰۹؛ مهرآرا و مجاب (Mehrara and Mojab)، ۲۰۱۰؛ ابراهیمی و سوری، ۱۳۸۴؛ ۵۱). در این زمینه، (آی و همکاران (Aye et al) ۲۰۱۴) با استفاده از داده‌های ماهانه قیمت نفت و تولید در دوره فوریه ۱۹۷۴ تا دسامبر ۲۰۱۲، تأثیر شوک‌های قیمت نفت را بر تولید آفریقای جنوبی بررسی کردند. برای این منظور، یک VAR دو متغیره اصلاح شده به کار گرفتند. نتایج آن‌ها نشان داد که قیمت نفت بر تولید

کارخانه‌ای آفریقای جنوبی تأثیر منفی گذاشته و واکنش تولیدات صنعتی نسبت به شوک‌های مثبت و منفی قیمت نفت نامتقارن بود.

همچنین، خان و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی تأثیر قیمت نفت و گاز طبیعی بر تولید صنعتی ایالات متحده با استفاده از تجزیه و تحلیل کوانتایل غیرخطی مبتنی بر موجک طی دوره زمانی ۱۹۸۶ الی ۲۰۱۸ پرداختند. نتایج نشان داد که تولید صنعتی ایالات متحده یک پیوند کوتاه مدت عرضه محور با قیمت نفت خام و یک پیوند تقاضا محور با قیمت گاز طبیعی دارد. در میان مدت، هم قیمت نفت خام و هم قیمت گاز طبیعی یک پیوند تقاضا محور را نشان می‌دهند. در حالی که در بلندمدت هم گاز طبیعی و هم نفت خام رابطه نامتقارن با تولید صنعتی نشان می‌دهد. در ایران، ابریشمی و محسنی (۱۳۸۱) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط نوسانات صادراتی نفت و رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۴۵ پرداختند. نتایج حاکی از آن است که بی‌ثباتی صادرات نفتی در بلندمدت اثری بر تولید ناخالص داخلی نداشته، بلکه این اثر در کوتاه‌مدت ظاهر می‌شود. تمیزی (۱۳۸۱) از مدل میشل دارابی (۱۹۸۲) برای بررسی ایده عدم تقارن بین تغییرات قیمت نفت و رشد تولید ناخالص داخلی واقعی در اقتصاد ایران از سال ۱۳۵۰ تا ۱۳۷۸ استفاده کرد. یافته‌های برآورد مدل نشان داد که قیمت نفت نقش عمده‌ای در تولید نوسانات اقتصادی دارد. علاوه بر این، پیامدهای منفی کاهش قیمت نفت بیشتر از مزایای افزایش قیمت نفت است و زیان‌های فعالیت اقتصادی ناشی از کاهش قیمت نفت با افزایش قیمت‌ها جبران نمی‌شود.

در ترکیه، (کاراداغ (KARADAĞ)، ۲۰۲۱) به بررسی رابطه بین شاخص تولید صنعتی، قیمت نفت و شاخص قیمت مصرف کننده در اقتصاد ترکیه برای دوره ۲۰۱۰:۱ الی ۲۰۲۰:۴ پرداخته است. همچنین برای تجزیه و تحلیل رابطه بین متغیرها از آزمون هم‌انباشتگی فیلیپس-اولیاریس و آزمون علیت گرنجر و بوت استرپ استفاده شده است. با توجه به نتایج، یک رابطه بلندمدت بین متغیرها پیدا شد و از آزمون علیت مشخص شد که افزایش قیمت نفت با افزایش هزینه تولید صنعتی در اقتصاد ترکیه، CPI را افزایش داد.

یکی از مؤلفه‌های اساسی تعیین قیمت نفت، تعادل عرضه و تقاضا در بازار جهانی است. در سمت عرضه، افزایش قیمت نفت هزینه‌های تولید را افزایش می‌دهد و منجر به کاهش تولید می‌شود. این انقباض در تولید به دلیل کاهش سرمایه‌گذاری بیشتر افزایش می‌یابد (براون و یوسل (Brown and Yucel)، ۲۰۰۲). از طریق کانال سمت تقاضا، افزایش هزینه‌های تولید، به دلیل افزایش قیمت نفت، منجر به افزایش قیمت محصولات می‌شود؛ بنابراین، بهره‌وری کل

کاهش می‌یابد (هانت و همکاران (Hunt et al)، ۲۰۰۱). یکی دیگر از کانال‌های انتقال مهم شوک‌های قیمت نفت، اثر ثروت است که با انتقال درآمد از واردکننده نفت به کشورهای صادرکننده نفت، بر تقاضا تأثیر می‌گذارد. در نتیجه، قدرت خرید از کشورهای واردکننده نفت به کشورهای صادرکننده نفت تغییر می‌کند. انتقال ثروت باعث کاهش تقاضای کل در کشورهای واردکننده نفت می‌شود، درحالی‌که عکس این امر در کشورهای صادرکننده نفت رخ می‌دهد. کانال دیگر، کانال انتقال تعادل واقعی است. افزایش قیمت نفت منجر به افزایش تقاضا برای پول می‌شود. هنگامی که مقامات پولی به هر دلیلی قادر به پاسخگویی به تقاضای پول نیستند، افزایش نرخ بهره منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود (براون و یوسل، ۲۰۰۲). در نتیجه این افزایش نرخ بهره، سرمایه‌گذاری به دلیل کاهش سود تولیدکنندگان کاهش می‌یابد. (برنانکی و همکاران (Bernanke et al)، ۱۹۹۷) تصدیق کردند که ترکیبی از تشدید سیاست پولی و شوک‌های قیمت نفت، اقتصاد واقعی را از طریق دلسرد کردن سرمایه‌گذاری کاهش می‌دهد.

در این باب، (پاپیترو (Papapetrou)، ۲۰۰۹) مطالعه‌ای را برای بررسی اثر عدم تقارن تغییرات قیمت نفت بر تولید صنعتی یونان طی دوره ژانویه ۱۹۸۲ تا اوت ۲۰۰۸ انجام داد و از یک مدل تغییر رژیم (RS-R) و یک مدل آستانه (TA-R) برای بررسی رابطه و وجود عدم تقارن بین قیمت نفت و تولید صنعتی استفاده کرد. یافته‌های هر دو رژیم مدل RS-R نشان داد که هنگامی که قیمت نفت بیش از ۳ درصد در ماه افزایش می‌یابد، فرآورده‌های نفت به طور منفی تغییر می‌کند و بر تولید صنعتی تأثیر می‌گذارد. علاوه بر این، یافته‌های تجربی آن‌ها از مدل TA-R نشان داد که تنها زمانی که نوسانات قیمت نفت بالاتر از ۰/۲۲ درصد در ماه باشد آنگاه تغییرات قیمت نفت به طور معنی‌داری بر تولید صنعتی تأثیر منفی می‌گذارد. آن‌ها نشان دادند که میزان همبستگی منفی بین قیمت نفت و فعالیت اقتصادی در دوران تغییرات سریع قیمت نفت افزایش می‌یابد. همچنین، (احمد و همکاران (Ahmed et al)، ۲۰۱۲) تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر تولید صنعتی ایالات متحده را با تجزیه نوسانات قیمت نفت به اجزای دائمی و گذرا بررسی کردند. آن‌ها از مدل هتروسکداستی شرطی خود بازگشت مبتنی بر مؤلفه (CGARCH)، مدل‌های VAR و یک تابع پاسخ ضربه‌ای طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ استفاده کردند. یافته‌ها نشان داد که افزایش بی‌ثباتی گذرای قیمت نفت بر تولید صنعتی تأثیر طولانی‌مدت دارد.

(وانگ و ژانگ (Wang and Zhang)، ۲۰۱۴) تأثیر شوک‌های جهانی قیمت نفت را بر چهار صنعت اساسی چین، یعنی غلات، فلزات، پتروشیمی‌ها و چربی‌های نفتی بررسی کردند. آن‌ها همچنین اثر نامتقارن شوک‌های قیمت نفت را بررسی کردند. در هر دو مطالعه مدل (GRACH)

به کار رفت. داده‌های این مطالعات طی بازه ماهانه از ۸ اکتبر ۲۰۰۱ تا ۳۰ نوامبر ۲۰۱۱ بود. نتایج نشان داد که قیمت نفت بر صنایع تأثیر منفی می‌گذارد و اثرات نامتقارن وجود دارد. محققان اظهار کردند که بازار پتروشیمی بیشترین ضربه را از شوک‌های قیمت نفت متحمل شد و بازار غلات کمترین واکنش را نسبت به این شوک‌ها نشان داد. عرفانیان و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی رابطه علی میان قیمت نفت، تولید، تولیدات صنعتی و تورم در ایران طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۷ با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری پرداختند. نتایج این مدل نشان داد که رشد اقتصادی از قیمت نفت و تورم تأثیر می‌پذیرد؛ درحالی‌که تولیدات صنعتی علت رشد اقتصادی ایران در بازه زمانی مورد مطالعه نبوده است. رشد اقتصادی به تکانه مثبت قیمت نفت واکنش مثبت نشان می‌دهد؛ ولی با گذر زمان اثر آن کم‌رنگ می‌شود. یک تکانه مثبت تورم موجب کاهش رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت می‌شود. همچنین یک تکانه مثبت تورم بر تولیدات صنعتی تأثیر منفی می‌گذارد؛ تکانه مثبت تورم در کوتاه‌مدت به دلیل ایجاد نااطمینانی در فضای کسب‌وکار رشد تولیدات صنعتی را کم می‌کند؛ ولی در بلندمدت به دلیل تعدیل‌های انجام گرفته در صنعت و افزایش قیمت محصولات صنعت رشد تولیدات صنعتی مثبت می‌شود.

۳. روش‌شناسی پژوهش

میر (Meyer) که از پایه‌گذاران تئوری موجک است، نخستین کسی بود که در سال ۱۹۸۷ ارتباط بین موجک مورلت (Morlet) و دیگر موجک‌های ریاضی مانند لیتلوود و پالی را دریافت. وی موفق به کشف نوع جدیدی از موجک‌ها شد که دارای خاصیت تعامد (orthogonal) بودند. به این ترتیب کارکردن با تبدیل موجک به سادگی تبدیل فوریه شد (میر، ۱۹۸۷). مالات (Mallat) در سال ۱۹۸۹ نشان داد که عملیات تبدیل موجک را می‌توان به یک سری عملیات ساده متوسط‌گیری کاهش داد. در سال ۱۹۹۰ دابوچی (Daubechies) یکی از کلیدی‌ترین گام‌ها را در زمینه توسعه موجک برداشت. وی یک گروه کاملاً جدید از موجک‌ها را کشف کرد که علاوه بر خاصیت تعامد، با فیلترکردن دیجیتالی ساده نیز قابل اجرا بودند. به این ترتیب ابزار کارا و ساده‌ای حاصل شد که امکان تفکیک اطلاعات به اجزای سازنده آن‌ها را فراهم آورد و کاربرد موجک در شاخه‌های مختلف علوم و مهندسی و در سال‌های اخیر در اقتصاد توسعه یافت (دابوچی، ۱۹۹۰).

بررسی تأثیر قیمت نفت خام بر تولیدات صنعتی ... (فاطمه میرحسینی و دیگران) ۳۲۹

حداکثر همپوشانی تبدیل گسسته که تبدیل موجکی گسسته مانا نیز نامیده می‌شود در نمایش یک سیگنال مورد استفاده قرار می‌گیرد. اگر فرض کنیم یک واریانس موجکی متناهی و مستقل از زمان وجود دارد آن گاه می‌توان معادله زیر را نوشت:

$$\delta_{x,t}^2(\lambda_i) = \frac{1}{M_j} \sum_{t=l_j-1}^{N-1} d_{j,t}^2 \quad (۳)$$

در این رابطه، M_j شماره ضرایب کریستالی است. این ضرایب حدی از ترکیب ابتدا و انتهای یک سری به منظور به دست آوردن مجموعه کاملی از ضرایب حداکثر همپوشانی تبدیل موجکی گسسته به دست می‌آیند که در فرایند حافظه طولانی، نتیجه تحقیقات (پرسیوال و گاتورپ (Percival and Guttorp)، ۱۹۹۴) می‌توان مشاهده نمود.

اما اگر این ضرایب در محاسبات واریانس وارد شوند موجب اریب خواهند گردید. اگر L_j پهنای موجک (فیلتر) مورد استفاده در مقیاس λ باشد، آن گاه می‌توانیم M_j را به صورت $(N - L_j + 1)$ محاسبه کرد (حیدریه و افشاری، ۱۳۹۴).

$$L_j = [(2^j - 1)(L - 1) + 1] \quad (۴)$$

و به عنوان تاپ فیلتر، مشخصاً در مقیاس‌های بزرگ‌تر، پایه بزرگ‌تری خواهد داشت.

۱.۳ رگرسیون کوانتایل

در روش کوانتایل فرض می‌کنیم (x_i, y_i) ، $i = 1, 2, \dots, N$ جامعه مورد مطالعه باشد. x_i بردار متغیرهای مستقل و y_i متغیر وابسته تحقیق است. اگر وضعیت توزیعی کوانتایل θ ام y_i نسبت به x_i خطی باشد، معادله کوانتایل به صورت زیر خواهد بود:

$$y_i = x_i \beta_0 + u_{i\theta} \quad (۵)$$

$$Quant_{y_i}(\theta|x_i) \equiv \inf[y = F_i(Y|x) \geq \theta = x_i \beta_0] \quad (۶)$$

$Quant_{y_i}(\theta|x_i)$ بیانگر کوانتایل θ از y_i بر حسب x_i است. β_0 برداری از پارامترهای نامعلوم که برای مقادیر مختلف θ باید محاسبه شود. $u_{i\theta}$ جزء خطا و $F_i(Y|x)$ تابع تجمعی توزیعی بر حسب x می‌باشد. با تغییر مقادیر θ بین (۰ و ۱) می‌توان به توزیعی کامل y بر حسب x دست یافت. تخمین زننده β_0 از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\min_{\beta_0} \sum_i^n = 1 p_{\theta}(y_i - x_i \beta_0) \quad (۷)$$

p_{θ} تابع زیان بوده و به این صورت بیان می‌شود:

$$\begin{cases} \theta_u & \text{if } u \geq 0 \\ (\theta - 1)_u & \text{if } u < 0 \end{cases} \quad (۸)$$

معادله (۷) مقادیر خطا را محاسبه کرده و در مقادیر معادله (۸) ضرب می‌نماید (امینیان و همکاران، ۱۳۹۷).

۴. تحلیل نتایج

به‌منظور بررسی تأثیر قیمت نفت بر شاخص تولیدات صنعتی ایران در دوره زمانی ۱۳۸۲:۱ الی ۱۳۹۹:۲ از مدل زیر استفاده شده است. این مدل بر اساس مبانی نظری و مطالعات پیشین و همچنین مطالعه خان و همکاران (۲۰۲۰) هست.

$$Q_{IPII,t}(\tau_k | \alpha_i X_t) = \beta_0 + \beta_1 OILI_t + \varepsilon_t \quad (۹)$$

در اینجا IPII بیانگر شاخص تولیدات صنعتی ایران است که به‌عنوان متغیر وابسته و در چندک‌های مختلف مورد برازش قرار می‌گیرد و متغیر OILI قیمت نفت اوپک است. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از وب‌سایت بانک مرکزی و اوپک گرفته شده است. در این پژوهش، شاخص تولید صنعتی، تغییر در حجم کالاها و خدمات تولید شده در طی زمان (اندازه‌گیری تغییرات کوتاه مدت ارزش افزوده) را نشان می‌دهد. مهم‌ترین هدف این شاخص تهیه معیاری برای اندازه‌گیری تغییرات کوتاه مدت ارزش افزوده در طول زمان نسبت به دوره مرجع معینی است. با این وجود، از آن‌جا که برای اندازه‌گیری دقیق ارزش افزوده، جمع‌آوری داده‌های با دوره تناوب زیاد مشکل می‌باشد؛ لذا اندازه‌گیری تولید ناخالص داخلی از طریق استفاده از ارزش تولید یا فروش معمول‌تر است. شاخص تولید صنعتی، یک شاخص حجمی است که تغییرات قیمت بر روی آن اثری ندارد. شاخص تولید صنعتی، در آمارهای رسمی یک شاخص اقتصادی کوتاه مدت محسوب می‌شود. این شاخص به‌خودی‌خود شاخص مهمی بوده و با مقایسه یا در ارتباط با سایر شاخص‌های کوتاه مدت برای ارزیابی عملکرد اقتصاد استفاده می‌شود. شاخص تولید صنعتی در برخی از کشورها، به‌عنوان یک داده کلیدی برای محاسبه کردن مقادیر حجمی به‌عنوان بخشی از عملیات گردآوری حساب‌های ملی فصلی به کار می‌رود (روشن‌سنگ‌چین و همکاران، ۱۳۹۰). همچنین در این پژوهش به‌منظور ارزیابی قیمت نفت در ایران از قیمت نفت اوپک استفاده شده است.

۱.۴ آمار توصیفی

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

جدول ۱. آمار توصیفی

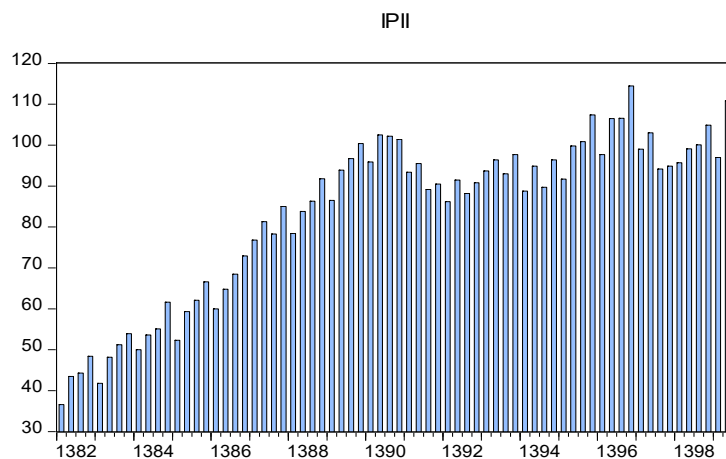
متغیر	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	چولگی	کشیدگی	PROB آزمون جارك - برا	وضعیت نرمالیتی
IPII	۸۳/۳۶	۹۱/۱۵	۱۱۴/۵۰	۳۶/۶۰	-۰/۷۷	۲/۳۵	۰/۰۱	توزیع غیرنرمال
OILI	۶۸/۳۲	۶۳/۸۷	۱۱۷/۴۹	۲۵/۹۱	۰/۳۶	۱/۹۸	۰/۱۰	توزیع نرمال

منبع: یافته‌های پژوهش

باتوجه به جدول (۱)، میانگین شاخص تولیدات صنعتی در ایران طی دوره زمانی مورد مطالعه برابر با ۸۳/۳۶ است. همچنین سایر ویژگی‌های آماری متغیر مذکور نظیر میانه، ماکزیمم، مینیمم، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی به ترتیب برابر با ۹۱/۱۵، ۱۱۴/۵۰، ۳۶/۶۰، ۲۰/۱۴، ۲/۳۵ و -۰/۷۷ است. همچنین مقدار احتمال آزمون جارك-برا بیانگر عدد ۰/۰۱ است که نشان از توزیع غیرنرمال این متغیر دارد. باتوجه به این که در این پژوهش از رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تحلیل موجک استفاده می‌شود؛ لذا توزیع غیرنرمال متغیر وابسته و وجود داده‌های پرت و دورافتاده خللی در نتایج ایجاد نخواهد کرد. به طور مشابه، مقدار میانگین متغیر قیمت نفت اوپک برابر با ۶۸/۳۲ است و سایر ویژگی‌های آماری این متغیر نظیر میانه، ماکزیمم، مینیمم، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی به ترتیب برابر با ۶۳/۸۷، ۱۱۷/۴۹، ۲۵/۹۱، ۲۶/۶۷، ۰/۳۶ و ۱/۹۸ است. همچنین مقدار احتمال آزمون جارك - برا برابر ۰/۱۰ است که نشان از توزیع نرمال این متغیر دارد.

۲.۴ روند تغییر مقدار متغیرها

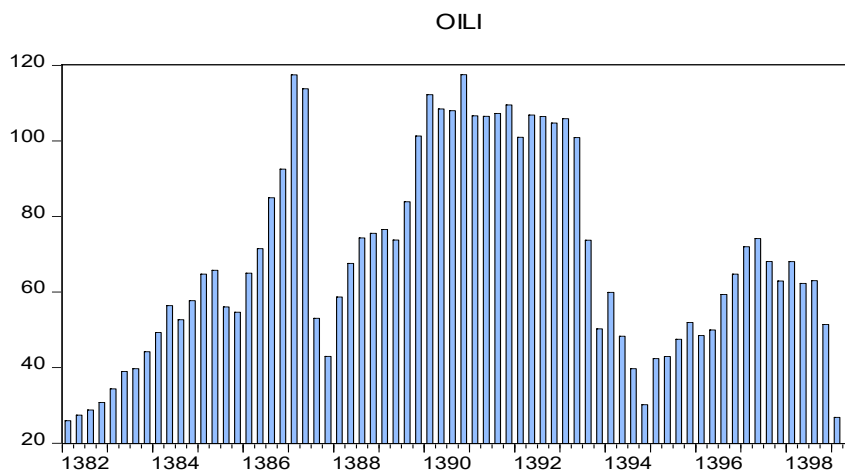
شکل‌های (۱) و (۲) نشان‌دهنده روند تغییرات متغیرهای شاخص تولیدات صنعتی ایران و قیمت نفت اوپک طی بازه زمانی مورد مطالعه است.



شکل ۱. روند شاخص تولیدات صنعتی ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۱)، بیانگر تغییر میزان شاخص تولیدات صنعتی ایران طی بازه زمانی ۱۳۸۲:۱ الی ۱۳۹۹:۲ است. مطابق با این شکل میزان شاخص تولیدات صنعتی در ایران در زمستان سال ۱۳۹۶ دارای بیشترین مقدار خود است. این در حالی است که مقدار این شاخص در بهار سال ۱۳۸۲ کمترین مقدار را به خود اختصاص داده است.

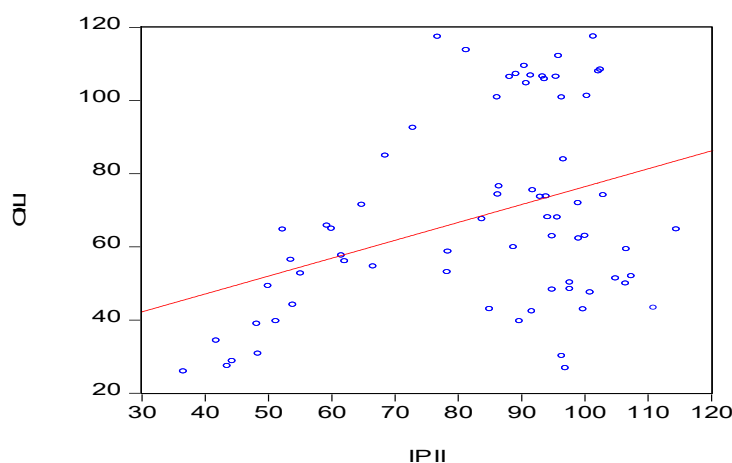


شکل ۲. روند قیمت نفت اوپک

منبع: یافته‌های پژوهش

بررسی تأثیر قیمت نفت خام بر تولیدات صنعتی ... (فاطمه میرحسینی و دیگران) ۳۳۳

شکل (۲) بیانگر مقدار قیمت نفت اوپک طی بازه زمانی ۱۳۸۲:۱ الی ۱۳۹۹:۲ است. مطابق با این شکل قیمت نفت اوپک در زمستان سال ۱۳۹۰ و بهار سال ۱۳۸۷ دارای بیشترین مقدار خود است. این در حالی است که قیمت نفت اوپک در بهار سال ۱۳۸۲ کمترین مقدار را به خود اختصاص داده است. از مقایسه شکل‌های (۱) و (۲) این طور به نظر می‌رسد که ارتباط بین شاخص تولیدات صنعتی در ایران با قیمت نفت اوپک مستقیم باشد. به طوری که با افزایش قیمت نفت شاخص تولیدات صنعتی روندی افزایشی را در پیش گرفته و با کاهش قیمت نفت عکس این حالت رخ می‌دهد. به منظور روشن شدن ارتباط بین قیمت نفت اوپک و شاخص تولیدات صنعتی به شکل (۳) توجه شود.



شکل ۳. ارتباط بین قیمت نفت اوپک و شاخص تولیدات صنعتی ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با شکل (۳) که نشان‌دهنده ارتباط بین قیمت نفت اوپک و شاخص تولیدات صنعتی ایران طی بازه زمانی ۱۳۸۲:۱ الی ۱۳۹۹:۲ است می‌توان انتظار داشت که ارتباط بین قیمت نفت اوپک و شاخص تولیدات صنعتی در ایران، مثبت، خطی و نسبتاً قوی باشد.

۳.۴ 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 فصلی است؛ لذا از آزمون هگی (Hegy) جهت تعیین مانایی استفاده شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد هگی

متغیر	چرخه	P-Value	Statistical
	Nonseasonal Unit root (Zero frequency)	۰/۶۱	-۱/۹۳
IPII	seasonal Unit root (2 quarters per cycle)	۰/۰۰	-۴/۱۳
	seasonal Unit root (4 quarters per cycle)	۰/۰۰	۳۱/۳۳
	Nonseasonal Unit root (Zero frequency)	۰/۵۴	-۲/۰۶
OILI	seasonal Unit root (2 quarters per cycle)	۰/۰۰	-۵/۲۵
	seasonal Unit root (4 quarters per cycle)	۰/۰۰	۱۳/۴۷

منبع: یافته‌های پژوهش

بر طبق نتایج جدول (۲) که بیانگر آزمون ریشه واحد هگی برای متغیر شاخص تولید صنعتی ایران و قیمت نفت اوپک طی بازه زمانی مورد مطالعه و در چرخه‌های مختلف است، متغیر شاخص تولیدات صنعتی ایران در چرخه سالانه، نامانا است؛ اما در چرخه شش‌ماهه و فصلی مانا است؛ بنابراین، این متغیر بعد از یک مرتبه تفاضل‌گیری مانا شد. به طور مشابه همین استدلال برای متغیر قیمت نفت اوپک برقرار است؛ لذا متغیر قیمت نفت اوپک بعد از تفاضل مرتبه اول مانا شد.

۴.۴ آمار توصیفی سری زمانی تجزیه شده به وسیله MODWT

باتوجه به این که در پژوهش حاضر، از تبدیل موجک گسسته حداکثر همپوشانی برای تجزیه سری زمانی استفاده شده است؛ لذا در جدول ذیل آمار توصیفی هر یک از سری‌های زمانی تجزیه شده به مبسوط گزارش شده است. استفاده از تبدیل موجک به محققین این امکان را می‌دهد که جزئیات سری زمانی را در دوره‌های مختلف کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت (مقیاس‌های زمانی D1، D2 و...) بررسی کنند. هنگامی که سری زمانی به اجزای کوچک‌تر تقسیم می‌شود امکان دیدن جزئیات بیشتر فراهم می‌شود.

بررسی تأثیر قیمت نفت خام بر تولیدات صنعتی ... (فاطمه میرحسینی و دیگران) ۳۳۵

جدول ۳. آمار توصیفی سری زمانی شاخص تولیدات صنعتی ایران
که به وسیله تبدیل موجک گسسته حداکثر همپوشانی تجزیه شده است.

ویژگی‌های آماری	D1IPH	D2IPH	D3IPH	D4IPH	D5IPH	D6IPH
میانگین	-۳/۰۵E-۱۶	-۲/۲۸E-۱۶	۲/۲۸E-۱۶	۱/۱۶E-۱۶	۶/۴۱E-۱۶	-۳/۵۵E-۱۶
میان	۰/۱۵	-۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۴۵	۱/۳۷	-۰/۰۰۰۱
ماکزیمم	۲۲/۶۶	۱۲/۷۴	۱۳/۷۷	۱۰/۴۷	۱۱/۳۱	۱۳/۳۳
مینیمم	-۲۰/۲۸	-۱۳/۲۵	-۱۲/۷۷	-۱۱/۰۵	-۱۶/۰۴	-۱۳/۳۳
جارك - برا	۴۷۲/۳۵	۲۰۳/۱۷	۱۰/۳۸	۰/۱۳	۵/۹۲	۶/۵۷
Probability	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۹۳	۰/۰۵۱	۰/۰۳
چگونگی توزیع	غیرنرمال	غیرنرمال	غیرنرمال	نرمال	نرمال	غیرنرمال
آماره هگی	-۶/۱۱***	-۶/۶۷***	-۶/۳۹***	-۳/۸۲***	-۵/۸۲***	-۱۵/۹۰***

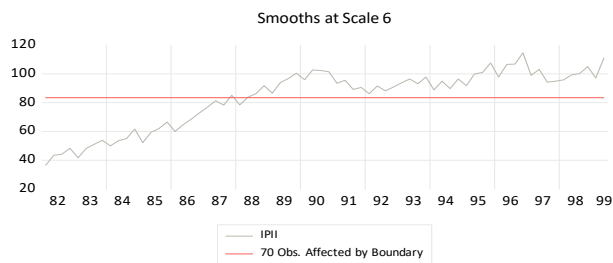
نکته: علامت *** به منزله معناداری در سطح یک درصد،

علامت ** به منزله معناداری در سطح پنج درصد و

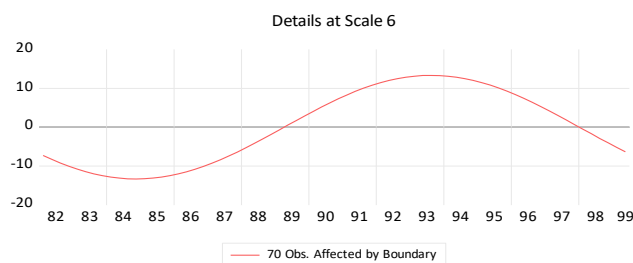
علامت * به منزله معناداری در سطح ده درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهش

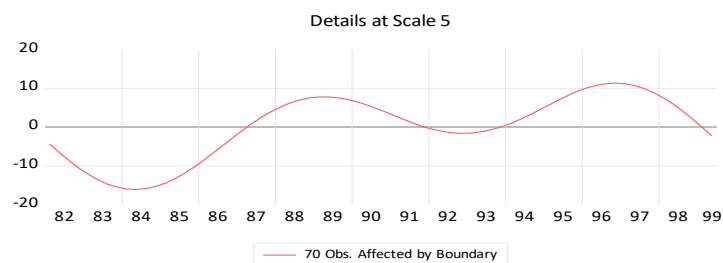
باتوجه به جدول (۳)، متغیر شاخص تولیدات صنعتی ایران به ۶ جزء، تجزیه شده است. بنا بر شکل (۱۰) جزء اول (D1) بیشترین جزئیات از سری را به تصویر می‌کشد و به ترتیب در جزء های بعدی از شدت جزئیات کاسته می‌شود. روند تجزیه متغیر شاخص تولیدات صنعتی در شش جزء در شکل‌های (۴) تا (۱۰) گزارش شده است. بنا بر جدول (۳) متغیر شاخص تولیدات صنعتی طبق آزمون ریشه واحد هگی در همه جزءها مانا است. همچنین نحوه چگونگی توزیع اجزای متغیر تولیدات صنعتی ایران، در همه اجزا به جز جزء چهارم و پنجم، غیرنرمال است. میانگین و سایر ویژگی‌های آماری اجزای متغیر شاخص تولیدات صنعتی ایران در جدول (۳) به تفصیل گزارش شده است.



شکل ۴. همواری در مقیاس ۶ متغیر شاخص تولیدات صنعتی ایران
منبع: یافته‌های پژوهش

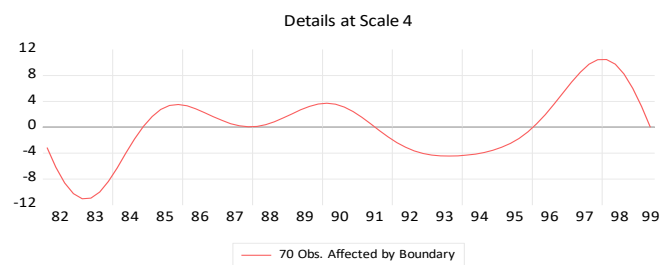


شکل ۵. جزئیات مقیاس ۶
منبع: یافته‌های پژوهش

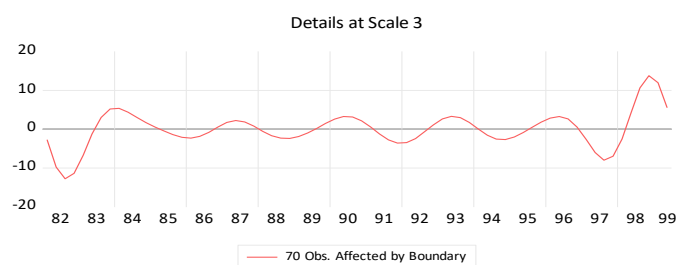


شکل ۶. جزئیات مقیاس ۵
منبع: یافته‌های پژوهش

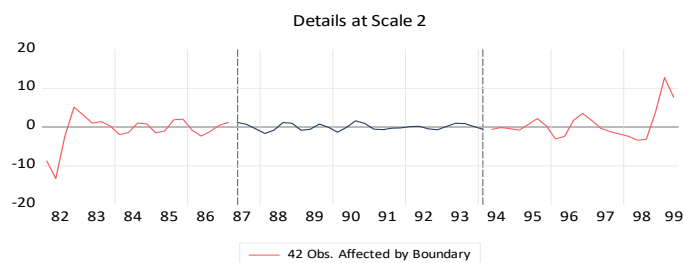
بررسی تأثیر قیمت نفت خام بر تولیدات صنعتی ... (فاطمه میرحسینی و دیگران) ۳۳۷



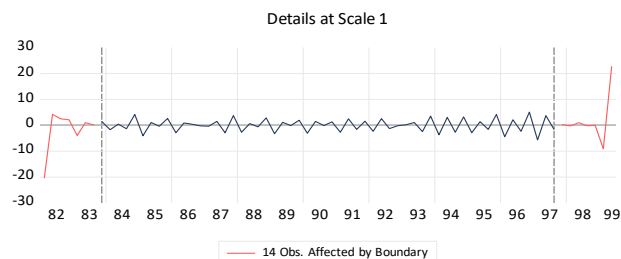
شکل ۷. جزئیات مقیاس ۴
منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۸. جزئیات مقیاس ۳
منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۹. جزئیات مقیاس ۲
منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۱۰. جزئیات مقیاس ۱

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴. آمار توصیفی سری زمانی قیمت نفت اوپک
که به وسیله تبدیل موجک گسسته حداکثر همپوشانی تجزیه شده است

D6OILI	D5OILI	D4OILI	D3OILI	D2OILI	D1OILI	ویژگی‌های آماری
-۱/۰۲E-۱۶	-۶/۸۵E-۱۶	۶/۴۷E-۱۶	۲/۵۴E-۱۷	۲/۳۲E-۱۶	۱/۷۸E-۱۶	میانگین
-۰/۰۰۰۲	-۴/۳۰	۰/۶۲	۰/۵۹	-۰/۳۲	-۰/۳۶	میان
۱۷/۶۳	۱۴/۳۵	۱۹/۱۸	۱۷/۱۵	۱۹/۴۶	۱۲/۹۷	ماکزیمم
-۱۷/۶۳	-۷/۰۳	-۲۰/۸۳	-۱۲/۶۷	-۲۰/۹۸	-۱۲/۳۷	مینیمم
۶/۵۳**	۹/۶۲***	۴/۷۰*	۰/۶۰	۴۸/۱۱***	۲۰/۸۹***	جارك - برا
غیرنرمال	غیرنرمال	نرمال	نرمال	غیرنرمال	غیرنرمال	چگونگی توزیع
-۳/۴۲***	-۱/۷۵*	-۲/۰۳**	-۳/۸۵***	-۶/۷۱***	-۶/۴۶***	آماره هگی

نکته: علامت *** به منزله معناداری در سطح یک درصد،

علامت ** به منزله معناداری در سطح پنج درصد و

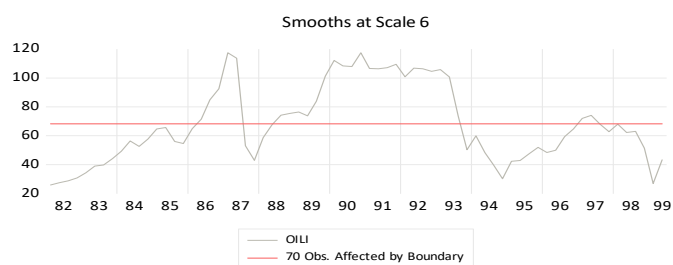
علامت * به منزله معناداری در سطح ده درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهش

باتوجه به جدول (۴)، متغیر قیمت نفت اوپک به ۶ جزء، تجزیه شده است. بنا بر شکل (۱۷) جزء اول (D1) بیشترین جزئیات از سری را به تصویر می‌کشد و به ترتیب در جزء های بعدی از شدت جزئیات کاسته می‌شود. روند تجزیه متغیر قیمت نفت اوپک در ۶ جزء در شکل‌های (۱۱) تا (۱۷) گزارش شده است. بنا بر جدول (۴)، مطابق با نتایج آزمون ریشه واحد هگی، اجزای تجزیه شده به وسیله تبدیل موجک گسسته حداکثر همپوشانی متغیر قیمت نفت اوپک،

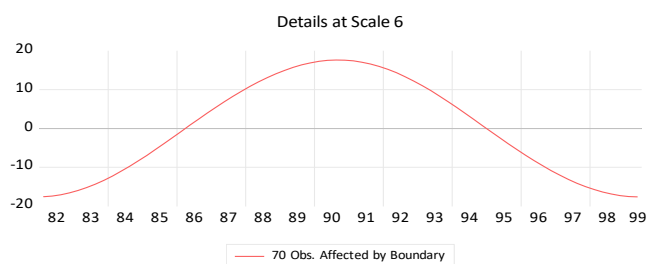
بررسی تأثیر قیمت نفت خام بر تولیدات صنعتی ... (فاطمه میرحسینی و دیگران) ۳۳۹

در همه اجزای تجزیه شده، مانا است. همچنین نحوه چگونگی توزیع اجزای متغیر قیمت نفت اوپک، در همه اجزا به جز جزء سوم و چهارم، غیرنرمال است. میانگین و سایر ویژگی‌های آماری اجزای متغیر قیمت نفت اوپک در جدول (۴) به تفصیل گزارش شده است.



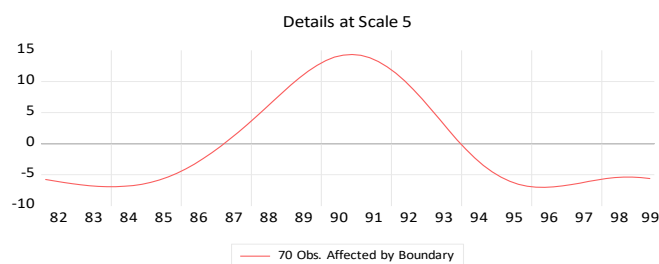
شکل ۱۱. همواری در مقیاس ۶ متغیر قیمت نفت اوپک

منبع: یافته‌های پژوهش



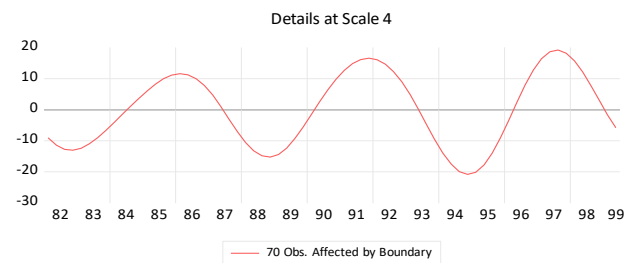
شکل ۱۲. جزئیات مقیاس ۶

منبع: یافته‌های پژوهش

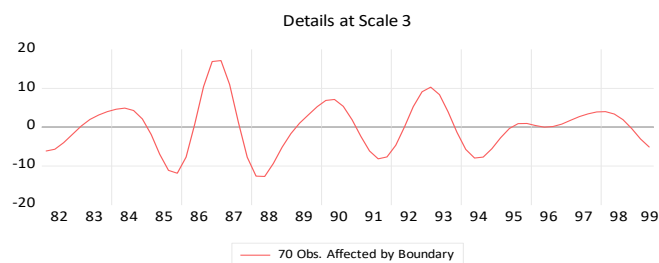


شکل ۱۳. جزئیات مقیاس ۵

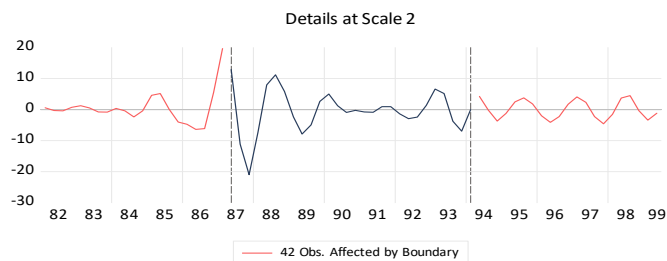
منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۱۴. جزئیات مقیاس ۴
منبع: یافته‌های پژوهش

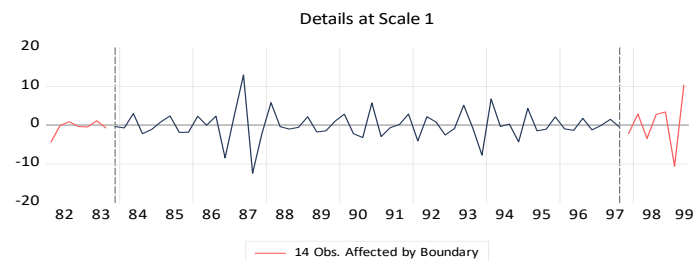


شکل ۱۵. جزئیات مقیاس ۳
منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۱۶. جزئیات مقیاس ۲
منبع: یافته‌های پژوهش

بررسی تأثیر قیمت نفت خام بر تولیدات صنعتی ... (فاطمه میرحسینی و دیگران) ۳۴۱



شکل ۱۷. جزئیات مقیاس ۱
منبع: یافته‌های پژوهش

۵.۴ نتایج تخمین مدل

جدول ۵. نتایج تخمین مدل بر اساس متغیر وابسته DIPH در دو مدل OLS و رگرسیون کوانتایل

۰/۹	۰/۸	۰/۷	۰/۶	۰/۵	۰/۴	۰/۳	۰/۲	۰/۱	OLS	
۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	DOILI
۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	Constant
۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	R ²
۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	Pseudo R ²
۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	P-Value آزمون برابر بودن شیب
۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰	P-Value آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها

نکته: علامت *** به منزله معناداری در سطح یک درصد،

علامت ** به منزله معناداری در سطح پنج درصد

و علامت * به منزله معناداری در سطح ده درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۵)، اثر تغییرات قیمت نفت بر تغییرات شاخص تولیدات صنعتی ایران طی بازه زمانی مورد مطالعه برآورد شده است. در تخمین مدل OLS تمامی فروض کلاسیک مورد ارزیابی قرار گرفته و در صورت برقراری فروض کلاسیک نتایج گزارش شده است. همچنین به منظور تخمین رگرسیون کوانتایل آزمون برابر بودن شیب و آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها مورد ارزیابی قرار گرفته است. باتوجه به نامانایی متغیرها، جهت تخمین مدل از تفاضل مرتبه اول متغیرهای قیمت نفت اوپک و شاخص تولیدات صنعتی ایران استفاده شده است. بر طبق نتایج، اثر تغییرات قیمت نفت اوپک بر تغییرات شاخص تولید صنعتی در ایران در مدل برآوردی OLS با فرض ثبات سایر شرایط، مثبت و غیرمعنادار است. همچنین اثر تغییرات قیمت نفت اوپک بر تغییرات شاخص تولید صنعتی ایران در مدل برآوردی رگرسیون کوانتایل، در چندک‌های چهارم، پنجم، ششم، هفتم، هشتم و نهم مثبت و معنادار است و در چندک دوم منفی و معنادار است و در سایر چندک‌ها اثر معناداری ندارد. مقدار ضریب در چندک‌های چهارم تا نهم به ترتیب $0/06$ ، $0/08$ ، $0/08$ ، $0/11$ ، $0/14$ و $0/14$ و در چندک دوم برابر با $0/04-$ است. به عبارتی تغییرات قیمت نفت از زمستان سال ۱۳۸۳ تا تابستان سال ۱۳۸۵ با فرض ثبات سایر شرایط منجر به تضعیف شاخص تولیدات صنعتی به اندازه $0/04-$ گشته است. به طور مشابه، تغییرات قیمت نفت از تابستان سال ۱۳۸۷ تا تابستان ۱۳۹۹ با فرض ثبات سایر شرایط منجر به بهبود شاخص تولیدات صنعتی ایران گشته است که این ضریب بین $0/06$ الی $0/14$ هست. مطابق با نتایج جدول (۵)، باتوجه 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.

بررسی تأثیر قیمت نفت خام بر تولیدات صنعتی ... (فاطمه میرحسینی و دیگران) ۳۴۳

۶.۴ نتایج تخمین مدل مبتنی بر تبدیل موجک MODWT

جدول ۶. نتایج تخمین مدل بر اساس متغیر وابسته IPII در دو مدل OLS و رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تجزیه و تحلیل تبدیل موجک MODWT

مقیاس D1	OLS	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
OILI	۱	۰/۳۸۰۰۰۰	۰/۴۳۰۰۰۰	۰/۳۲۰۰۰۰	۰/۱۷۰۰۰۰	۰/۸۵۰۰۰۰	۰/۱۰۰۰۰۰	۰/۲۰۰۰۰۰	۰/۳۳۰۰۰۰	۱/۲۰۰۰۰۰
Constant	۱	-۴/۹۶۰۰۰۰	-۴/۲۶۰۰۰۰	-۱/۴۱۰۰۰۰	-۰/۸۵۰۰۰۰	-۰/۴۷۰۰۰۰	-۰/۵۱۰۰۰۰	-۰/۷۷۰۰۰۰	-۲/۵۳۰۰۰۰	-۱/۰۵۰۰۰۰
R ²	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
Pseudo R ²	۱	۰/۸۸	۰/۴۰	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۹
P-Value آزمون برابر بودن شیب	۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
P-Value آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها	۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
مقیاس D2	OLS	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
OILI	۱	۰/۰۷۰۰۰۰	۰/۰۵۰۰۰۰	۰/۰۹۰۰۰۰	۰/۰۶۰۰۰۰	۰/۰۴۰۰۰۰	۰/۰۴۰۰۰۰	۰/۰۴۰۰۰۰	۰/۰۲۰۰۰۰	۰/۰۱۰۰۰۰
Constant	۱	-۱/۸۱۰۰۰۰	-۱/۳۵۰۰۰۰	-۰/۵۶۰۰۰۰	-۰/۱۵۰۰۰۰	۰/۴۰۰۰۰۰	۰/۴۰۰۰۰۰	۰/۵۶۰۰۰۰	۰/۹۳۰۰۰۰	۱/۰۴۰۰۰۰
R ²	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
Pseudo R ²	۱	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۹	۰/۰۵

۳۴۴ بررسی مسائل اقتصاد ایران، سال ۱۱، شماره ۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۳

۰/۰۰	۰/۰۰	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	۰/۰۰	۰/۰۰	P- Value آزمون متقارن بودن کوانتایل ها
۰/۹	۰/۸	۰/۷	۰/۶	۰/۵	۰/۴	۰/۳	۰/۲	۰/۱	OLS	D3	مقیاس
۰/۲۰***	۰/۱۸***	۰/۲۰***	۰/۱۶***	۰/۱۵***	۰/۱۳***	۰/۱۱***	۰/۱۳***	۰/۱۵***	۰/۱۵***	۰/۱۵***	OILI
۲/۳۷***	۱/۱۱***	۰/۹۳***	۰/۴۳	-۰/۲۹	-۰/۵۲	-۱/۴۱***	-۱/۴۹***	-۲/۴۰***	۰/۱۵***	۰/۱۵***	Constant
۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	R ²
۰/۰۶	۰/۱۴	۰/۱۷	۰/۱۸	۰/۱۸	۰/۱۶	۰/۱۳	۰/۱۰	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	Pseudo R ²
۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۲۲	P-Value آزمون برابر بودن شیب
۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۲۷	P- Value آزمون متقارن بودن کوانتایل ها
۰/۹	۰/۸	۰/۷	۰/۶	۰/۵	۰/۴	۰/۳	۰/۲	۰/۱	OLS	D4	مقیاس
۰/۲۹***	۰/۲۸***	۰/۲۷***	۰/۲۳***	۰/۲۱***	۰/۲۰***	۰/۱۴***	۰/۱۶***	۰/۲۷***	۰/۲۴***	۰/۲۴***	OILI
۵/۱۷***	۴/۲۱***	۲/۴۴***	۱/۶۰***	۰/۵۰*	۰/۲۱	-۱/۶۰***	-۴/۲۵***	-۶/۷۲***	-۷/۴۴E-۱۷	-۷/۴۴E-۱۷	Constant
۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	R ²
۰/۴۰	۰/۳۱	۰/۲۶	۰/۲۳	۰/۲۱	۰/۱۶	۰/۰۹	۰/۰۷	۰/۲۳	۰/۲۳	۰/۲۳	Pseudo R ²

Pseudo R ²	۱	۰/۷	۰/۸	۰/۸	۰/۸	۰/۸	۰/۸	۰/۸	۰/۸
P-Value آزمون برابر بودن شیب	۱	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹
P-Value آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها	۱	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹

نکته: علامت *** به منزله معناداری در سطح یک درصد،

علامت ** به منزله معناداری در سطح پنج درصد و

علامت * به منزله معناداری در سطح ده درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۶)، اثر قیمت نفت اوپک بر شاخص تولیدات صنعتی ایران طی بازه زمانی مورد مطالعه، با استفاده از تبدیل موجک گسسته حداکثر همپوشانی (MODWT) برآورد شده است. بدین منظور سری‌های زمانی قیمت نفت اوپک و شاخص تولیدات صنعتی به ۶ جزء تجزیه شده‌اند که در آن جزء اول بیشترین جزئیات را نشان می‌دهد و جزء ششم کمترین جزئیات از سری را نشان می‌دهد. مطابق با این الگو، سری زمانی، نویز زدایی شده و به‌وسیله مدل OLS و رگرسیون کوانتایل در چندک‌های مختلف مورد ارزیابی قرار گرفته است. در تخمین مدل OLS تمامی فروض کلاسیک مورد ارزیابی قرار گرفته و در صورت برقراری فروض کلاسیک نتایج گزارش شده است. بر طبق نتایج جدول (۶) در مقیاس D1، D2 و D6 اثر قیمت نفت اوپک بر شاخص تولیدات صنعتی ایران در مدل برآوردی OLS، گزارش نشده است؛ زیرا توزیع جملات خطا نرمال نبوده و نتایج از اعتبار لازم برخوردار نیست و از طرفی امکان تغییر نمونه مورد مطالعه وجود ندارد. باتوجه به این که رگرسیون کوانتایل نسبت به حداقل مربعات معمولی از داده‌های پرت و دورافتاده تأثیر نمی‌پذیرد؛ لذا نتایج رگرسیون کوانتایل نسبت به حداقل مربعات معمولی دقیق‌تر خواهد بود. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۶) و در مقیاس D1 اثر قیمت نفت اوپک بر شاخص تولیدات صنعتی ایران با استفاده از رگرسیون کوانتایل، در چندک‌های اول تا نهم در سطح ۵ درصد مثبت و معنادار است. به‌طوری‌که در چندک نهم دارای ضریب ۱/۱۲ و بیشترین مقدار و در چندک ششم ۰/۱۰ و کمترین مقدار را دارد. به عبارتی تغییرات قیمت نفت اوپک از بهار سال ۱۳۸۲ تا تابستان سال ۱۳۹۹ با فرض ثبات سایر

شرایط منجر به بهبود شاخص تولیدات صنعتی ایران گشته است که مقدار این ضریب بین ۰/۱۰ الی ۱/۱۲ هست.

مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۶) و در مقیاس D2 اثر قیمت نفت اوپک بر شاخص تولیدات صنعتی ایران با استفاده از رگرسیون کوانتایل، در تمامی چندک‌ها مثبت و از لحاظ آماری در سطح پنج درصد معنادار است. به طوری که در چندک سوم دارای ضریب ۰/۰۹ و بیشترین مقدار و در چندک نهم دارای ضریب ۰/۰۱ و کمترین مقدار را دارد. به عبارتی در جزء دوم تجزیه شده توسط موجک گسسته با حداکثر همپوشانی، قیمت نفت اوپک با فرض ثبات سایر شرایط منجر به تقویت شاخص تولیدات صنعتی ایران گشته است که مقدار این ضریب می تواند بین ۰/۰۱ الی ۰/۰۹ باشد.

بر طبق نتایج جدول (۶) در مقیاس D3، باتوجه به این که مقدار PROB آزمون برابری ضرایب شیب و متقارن بودن چندک‌ها، در کوانتایل‌های مختلف بیشتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین نمی توان فرضیه صفر مبنی بر برابر بودن ضرایب شیب در بین کوانتایل‌ها و متقارن بودن کوانتایل‌ها را رد کرد؛ لذا ضرایب به دست آمده در مقیاس ۳ از اعتبار لازم برخوردار نیست و از تفسیر نتایج خودداری شده است.

بر طبق نتایج جدول (۶) در مقیاس D4، اثر قیمت نفت اوپک بر شاخص تولیدات صنعتی ایران در مدل برآوردی OLS، دارای ضریب مثبت و معنادار است. به طوری که دارای ضریب ۰/۲۴ هست. به عبارتی در صورت فرض ثبات سایر شرایط اگر یک واحد قیمت نفت اوپک افزایش یابد آن گاه شاخص تولیدات صنعتی ایران ۰/۲۴ واحد افزایش خواهد یافت. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۶) و در مقیاس D4 اثر قیمت نفت اوپک بر شاخص تولیدات صنعتی ایران با استفاده از رگرسیون کوانتایل، در همه چندک‌ها مثبت و معنادار است. به طوری که در چندک نهم دارای ضریب ۰/۲۹ و بیشترین مقدار و در چندک سوم، دارای ضریب ۰/۱۴ و کمترین مقدار را دارد. به عبارتی اثر قیمت نفت اوپک بر شاخص تولیدات صنعتی ایران از بهار سال ۱۳۸۲ الی تابستان سال ۱۳۹۹ با فرض ثبات سایر شرایط مثبت و معنادار است که مقدار این ضریب می تواند بین ۰/۱۴ الی ۰/۲۹ باشد.

بر طبق نتایج جدول (۶) در مقیاس D5 و D6، باتوجه به این که در رگرسیون کوانتایل، مقدار PROB آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها، در کوانتایل‌های مختلف بیشتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین نمی توان فرضیه صفر مبنی بر متقارن بودن کوانتایل‌ها را رد کرد؛ لذا ضرایب به دست آمده در مقیاس ۵ و ۶ از اعتبار لازم برخوردار نیست و از تفسیر نتایج خودداری شده است.

در مجموع باتوجه به نتایج به دست آمده در پژوهش حاضر، اثر تغییرات قیمت نفت بر تغییرات تولیدات صنعتی در بلندمدت بیشتر از کوتاه مدت است. به عبارت دیگر، با افزایش قیمت نفت تولیدات صنعتی افزایش می یابد و این اثر در بلندمدت بیشتر نمود پیدا می کند.

۵. نتیجه گیری

در پژوهش حاضر اثر قیمت نفت بر شاخص تولیدات صنعتی سنجیده شده است به طوری که برای جامعه آماری ایران از شاخص تولیدات صنعتی ایران و قیمت نفت اوپک بهره گرفته شده است. مطابق با نتایج جدول (۶)، اثر تغییرات قیمت نفت بر تغییرات شاخص تولیدات صنعتی ایران مثبت است به طوری که افزایش قیمت نفت باعث افزایش تولیدات صنعتی می شود و مقدار این اثر در بلندمدت بیشتر از کوتاه مدت است که این نتایج توسط فرزنانگان و مارکوارت (۲۰۰۹)، علیان (۲۰۱۳)، امامی و ادیب پور (۲۰۱۲) و خوش کلام خسروشاهی (۱۳۹۸) تایید شده است.

در مجموع نتایج زیر ماحصل پژوهش حاضر هست:

۱. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۶) و در مقیاس D1 اثر قیمت نفت اوپک بر شاخص تولیدات صنعتی ایران با استفاده از رگرسیون کوانتایل، در چندک های اول تا نهم در سطح ۵ درصد مثبت و معنادار است. به طوری که در چندک نهم دارای ضریب $1/12$ و بیشترین مقدار و در چندک ششم $0/10$ و کمترین مقدار را دارد. به عبارتی تغییرات قیمت نفت اوپک از بهار سال ۱۳۸۲ تا تابستان سال ۱۳۹۹ با فرض ثبات سایر شرایط منجر به بهبود شاخص تولیدات صنعتی ایران گشته است که مقدار این ضریب بین $0/10$ الی $1/12$ هست.

۲. در مقیاس D2 اثر قیمت نفت اوپک بر شاخص تولیدات صنعتی ایران با استفاده از رگرسیون کوانتایل، در تمامی چندک ها مثبت و از لحاظ آماری در سطح پنج درصد معنادار است. به طوری که در چندک سوم دارای ضریب $0/09$ و بیشترین مقدار و در چندک نهم دارای ضریب $0/01$ و کمترین مقدار را دارد. به عبارتی در جزء دوم تجزیه شده توسط موجک گسسته با حداکثر همپوشانی، قیمت نفت اوپک با فرض ثبات سایر شرایط منجر به تقویت شاخص تولیدات صنعتی ایران گشته است که مقدار این ضریب می تواند بین $0/01$ الی $0/09$ باشد.

بررسی تأثیر قیمت نفت خام بر تولیدات صنعتی ... (فاطمه میرحسینی و دیگران) ۳۴۹

۳. در مقیاس D4 اثر قیمت نفت اوپک بر شاخص تولیدات صنعتی ایران با استفاده از رگرسیون کوانتایل، در همه چندک‌ها مثبت و معنادار است. به طوری که در چندک نهم دارای ضریب ۰/۲۹ و بیشترین مقدار و در چندک سوم، دارای ضریب ۰/۱۴ و کمترین مقدار را دارد. به عبارتی اثر قیمت نفت اوپک بر شاخص تولیدات صنعتی ایران از بهار سال ۱۳۸۲ الی تابستان سال ۱۳۹۹ با فرض ثبات سایر شرایط مثبت و معنادار است که مقدار این ضریب می‌تواند بین ۰/۱۴ الی ۰/۲۹ باشد.

باتوجه به این که ایران کشوری نفت‌خیز است و درآمدهای نفتی سهم زیادی از درآمد ملی را تشکیل می‌دهد؛ لذا پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذار قوانینی را در جهت تأمین هرچه بیشتر منابع ارزی کارخانه‌های صنعتی به منظور تأمین منابع اولیه اختصاص دهد. همچنین پیشنهاد می‌شود منابع مالی حاصل از فروش نفت در شرکت‌های دانش‌بنیان به منظور خودکفایی در منابع اولیه سرمایه‌گذاری شود.

کتاب‌نامه

- ابراهیمی، محسن، سوری، علی. (۱۳۸۴). زیان ناشی از درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی و ضرورت حساب ذخیره ارزی. *فصلنامه اقتصادی*، ۱(۱)، ۵۲-۲۲.
- ابریشمی، حمید، محسنی، رضا. (۱۳۸۱). نوسانات صادرات غیر نفتی و رشد اقتصادی. *پژوهشهای اقتصادی ایران*، ۴(۱۳)، ۳۲-۱.
- امینیان، طاهره، صراف، فاطمه، امام وردی، قدرت اله، باغانی، علی. (۱۳۹۷). اثرات نامتقارن شوک های قیمت نفت و نااطمینانی سیاست های اقتصادی بر بازده سهام صنایع در شرایط مختلف بازار. *بورس اوراق بهادار*، ۱۱(۴۳)، ۵-۲۲.
- آماده، حمید، قاضی، مرتضی، عباسی فرد، زهره. (۱۳۸۸). بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۸۶، ۳۸-۱.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اطلاعات سری های زمانی اقتصادی.
- بهبودی، داود، اصغر پور، حسین، قزوینیان، محمدحسن. (۱۳۸۸). شکست ساختاری، مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران. *فصلنامه پژوهش های اقتصادی*، ۳، ۸۴-۵۳.
- تقی نژاد عمران، وحید، احمدی نژاد، حسین، عرفانیان، محمد. (۱۳۹۷). بررسی رابطه علی میان قیمت نفت، تولید، تولیدات صنعتی و تورم: مطالعه موردی اقتصاد ایران. *مجله سازی اقتصادسنجی*، ۳(۳)، ۸۳-۱۱۱.

۳۵۰ بررسی مسائل اقتصاد ایران، سال ۱۱، شماره ۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۳

- تمیزی، راضیه. (۱۳۸۱). رابطه میان تغییرات قیمت نفت و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۷۸-۱۳۵۰. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.
- حیدریه، عبدالعلی، افشاری، محمود. (۱۳۹۴). کاربرد موجک‌ها در تحلیل سری‌های زمانی مالی. پایان نامه کارشناسی ارشد رشته آمار اجتماعی - اقتصادی، دانشگاه خلیج فارس.
- خوشکلام خسروشاهی، موسی. (۱۳۹۸). اثرات متقارن و نامتقارن تکانه‌های نفتی بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۹. سیاست‌های راهبردی و کلان، ۷(۲۵)، ۱۴۲-۱۶۳.
- زین الدینی، شبنم، کریمی، محمد شریف، خانزادی، آزاد. (۱۳۹۹). بررسی اثر تکانه‌های قیمت نفت بر عملکرد بازار سهام ایران. اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)، ۱۴(۵۰)، ۱۴۵-۱۶۹.
- شریفی رنانی، حسین، آخوندی، نادر، هنرور، نغمه، توکل نیا، محمدرضا. (۱۳۹۳). تحلیل تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC) از تأثیرات شوک‌های نفتی بر شاخص‌های کلان اقتصادی در ایران. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۱۶، ۱۰۱-۷۵.
- شکیبایی، علیرضا. (۱۳۸۱). اقتصاد انرژی، انتشارات دانشگاه شهید باهنر کرمان.
- عاشوری، مریم، تقی نژاد عمران، وحید، راسخی، سعید. (۱۳۹۴). اثر نامتقارنی قیمت نفت روی تولیدات صنعتی کشورهای منتخب. پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد دانشکده علوم اقتصادی و اداری: دانشگاه مازندران.
- عباسیان، یکتا. (۱۳۹۹). تأثیر تغییرات قیمت نفت بر شاخص سهام بورس ایران. پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی، ۴(۱۱)، ۶۱-۷۱.
- عزیزی، زهرا، خورسندی، مرتضی. (۱۳۹۱). ارتباط توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران بر پایه رگرسیون غیرخطی. مجله پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۵۳، ۸۵-۱۰۰.
- فضل زاده، علیرضا، تجویدی، مینا. (۱۳۸۷). مدیریت انرژی در صنایع ایران: مطالعه موردی: رابطه علی بین مقدار برق مصرفی و ارزش افزوده صنایع کوچک (SSI) (۴۹-۱۰ نفر کارکن). مطالعات اقتصاد انرژی، ۵(۱۹)، ۱۴۷-۱۶۲.
- روشن سنگاچین، فرشاد، اصولی، بهروز، کاظمی، مهناز، روشن سنگاچین، داود. (۱۳۹۰). تهیه شاخص تولید بخش صنعت براساس طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی، گروه پژوهشی آمارهای اقتصادی، پژوهشکده آمار.

Ahmed, H. J. A., Bashar, O. H. M. N. and Wadud, I. K. M. M. (2012). The Transitory and Permanent Volatility of Oil Prices: What Implications are there for the US Industrial Production? *Applied Energy*, 92(1):447-455.

Farzanegan, M. R., & Markwardt, G. (2009). The effects of oil price shocks on the Iranian economy. *Energy Economics*, 31(1), 134-151. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2008.09.003>

بررسی تأثیر قیمت نفت خام بر تولیدات صنعتی ... (فاطمه میرحسینی و دیگران) ۳۵۱

- Aliyan, A. M. (2013). Effect of oil prices fluctuations on industrial productions in Iran. *European Online Journal of Natural and Social Sciences*, 2(4), pp. 572-583.
- Emami, K., & Adibpour, M. (2012). Oil income shocks and economic growth in Iran. *Economic Modelling*, 29(5), 1774-1779. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.05.035>
- International Energy Agency. [IEA]. (2015). World Energy Outlook 2015. <<https://www.iea.org/newsroom/news/2015/november/world-energy-outlook-2015.html>> (Nov 10, 2015)
- Bildirici, M., and Ozaksoy, F. (2016). Woody biomass energy consumption and economic growth in sub-Saharan Africa. In: 5th Istanbul Conference of Economics and Finance, Book Series: Procedia Economics and Finance, 38, 287- 293.
- Aye, G. C. Dadam, V., Gupta, R. and Mamba, B. (2014). Oil Price Uncertainty and Manufacturing Production. *Energy Economics*, 43:41–47.
- Bernanke, B. S., Gertler, M. and Watson, M. (1997). Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 91–157.
- Berndt, E. R. & Wood, D.O. (1975). Technology, Prices and the Derived Demand for Energy. *Review of Economics and Statistics*, 57, 259-268.
- Bildirici, M., and Ozaksoy, F. (2016). *Woody biomass energy consumption and economic growth in sub-Saharan Africa*. In: 5th Istanbul Conference of Economics and Finance, Book Series: Procedia Economics and Finance, vol. 38, pp. 287e293.
- Brown, S. P. A. and Yucel, M. K. (2002). Energy Prices and Aggregate Economic Activity: An Interpretative Survey. *Quarterly Review of Economic and Finance*, 43, 193–208.
- Brown, S. P. A., & Yücel, M. K. (2002). Energy prices and aggregate economic activity: an interpretative survey. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 42(2), 193-208. [https://doi.org/10.1016/S1062-9769\(02\)00138-2](https://doi.org/10.1016/S1062-9769(02)00138-2)
- Daubechies, I. (1990). The Wavelet Transform, Time Frequency Localization and Signal Analysis. *Ieee Trans. Inform. Theory*, 39, 961-1005.
- De Lovinfosse, I. (2008). *How and why Do Policies Change?: A Comparison of Renewable Electricity Policies in Belgium, Denmark, Germany, the Netherlands, and the UK*. Peter Lang.
- Dursun, A., & Özcan, M. (2019). Enerji fiyat değişimleri ile borsa endeksleri arasındaki ilişki: OECD ülkeleri üzerine bir uygulama. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*(82), 177-198.
- Elder, J. and Serletis, A. (2009). Oil price uncertainty in Canada. *Journal of Energy Economics*, 31(6), 852-856.
- Ewing, B. T., & Thompson, M. A. (2007). Dynamic cyclical comovements of oil prices with industrial production, consumer prices, unemployment, and stock prices. *Energy Policy*, 35(11), 5535-5540. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2007.05.018>
- GÜDER, F., & KAHILOĞULLARI, A. (2015). ENERJİ FİYATLARININ SANAYİ ÜRETİMİ ÜZERİNE ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ (2005-2014). *DÜZENLEME KURULU*, 365.
- Gündoğan, H., & Dilek, T. (2019). Petrole bağımlı ülkelerde petrol fiyatlarının sanayi üretimine etkisi: Panel nedensellik çalışması. *Ege Academic Review*, 19(1), 131-140.

- Hunt, B., Isard, P., and Laxton, D. (2001). *Macroeconomic Effects of Higher Oil Prices*. IMF Working Paper, No. WP/01/14.
- International Energy Agency. [IEA]. (2015). *World Energy Outlook 2015*. <<https://www.iea.org/newsroom/news/2015/november/world-energy-outlook-2015.html>> (Nov 10, 2015)
- Jumbe, C. B. L. (2004). Cointegration and Causality between Electricity Consumption and GDP: Empirical Evidence from Malawi. *Energy Economics*, 26, 61-68.
- KARADAĞ, H. (2021). The Relationship Between Industrial Production Index, Oil Prices and Consumer Price Index in the Turkish Economy. *Journal of Economic Policy Researches*, 8(2), 211-223.
- KARADAŞ, H. A., & KOŞAROĞLU, Ş. M. (2019). PETROL ŞOKLARININ TÜRKİYE EKONOMİSİNDE OLUŞTURDUĞU MAKROEKONOMİK ETKİLER: SVAR ANALİZİ. *Anadolu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 20(3), 40-59.
- Khan, A., Khan, M. Y., & Khan, A. Q. (2020). How Do Oil and Natural Gas Prices affect U.S. industrial production? Utilizing wavelet nonlinear denoised based quantile analysis. *Energy Strategy Reviews*, 32, 100550. <https://doi.org/j.esr.2020.100550>
- Leiby, P. N. (2007). *Estimating the energy security benefits of reduced US oil imports* (Vol. 23). CiteSeer.
- Masih, A. M. M., Masih, R. (1997). On the Temporal Causal Relationship between Energy Consumption, Real Income, and Prices: Some new Evidence from Asian-Energy Dependent NICs based on a Multivariate Cointegration/Vector Error-Correction Approach. *Journal of Policy Modeling*, 19(4), 417-440.
- Mehrara, M. and Mojab, R. (2010). Real and Nominal Uncertainty in Iran (1960-2006). *International Research Journal of Finance and Economics*, 48(5), 194-203.
- Meyer, Y. (1987). Ondelettes, Fonctions Splines Et Analyses Graduees [Wavelets, Spline Functions, And Multiresolution Analysis]. *Rend. Sem. Mat. Univ. Politec. Torino*, 45, 1-42, Translated by John Horvath.
- Papapetrou, E. (2009). Oil Price Asymmetric Shocks and Economic Activity: The Case of Greece, University of Athens, Department of Economics.
- Percival, D.B. & Guttorp, P. (1994). Long-memory processes, the Allan variance and wavelets. In *Wavelets in Geophysics* (ed. E. Foufoula-Georgio & P. Kumar), pp.325 – 344, Academic Press.
- Rüdiger, M. (2014). The 1973 oil crisis and the designing of a Danish energy policy. *Historical Social Research/Historische Sozialforschung*, 94-112.
- Stern, D. (2000). A Multivariate Cointegration Analysis of the Role of Energy in the US economy. *Energy Economics*, 22, 267-283.
- Stern, D.I. & Cleveland, C.J. (2004). Energy and Economic Growth. Rensselaer Working Papers in Economics 0410.
- Taylor, L. (2008). Energy Productivity Labor Productivity and Global Warming. Available at: <http://www.policydialog.org/>

بررسی تأثیر قیمت نفت خام بر تولیدات صنعتی ... (فاطمه میرحسینی و دیگران) ۳۵۳

Vivoda, V. (2009). Diversification of oil import sources and energy security: a key strategy or an elusive objective? *Energy Policy*, 37(11), 4615-4623.

Wang, X. and Zhang. (2014). The impacts of global oil price shocks on China's fundamental industries. *Energy Policy*, 68, 394-402.