DOR: 20.1001.1.24234931.1400.8.1.14.8
Archive of SID
مقاله
سال هشتم، شماره اول، بهار وتابستان ۱۴۰۰، ص ص ۱۲۵- ۱۳۱
فصل‌نامه علمی انرژی‌های تجدیدپذیر و نو
jrenew.ir
تاریخ دریافت: ۹۹/۰۱/۰۵
تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۳/۱۹

بررسی نقش انرژیهای تجدیدپذیر و نو برنرخ تورم در ایران

ابراهیم قائد[۱*]، علی اکبرناجی میدانی[۲]، محسن راجی اسدآبادی[۳]
۱- دانشجو دکتری اقتصادپولی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
۲- دانشیار اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
۳- کارشناسی ارشد، توسعه اقتصادی و برنامه ریزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران، تهران، ایران
* مشهد، صندوق پستی : ۹۱۷۷۹۴۶۹۸۴ Ebrahimghaed@mail.um.ac.ir

چکیده
نقش انرژی در اقتصاد جهانی اهمیت موضوع انرژی را بیش از پیش نمایان می‌سازد. تحقیقات متعددی توسط محققان ایرانی برای بررسی وضعیت فعلی و چشم اندازانرژیهای تجدیدپذیرو نو انجام شده است، اما اطلاعاتی درخصوص اثرات انواع انرژیهای تجدیدپذیر و نو بر نرخ تورم درایران وجود ندارد. بنابراین هدف اصلی این پژوهش نقش انواع انرژیهای جدید پذیر و نو بر نرخ تورم در ایران طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۵۸ است. برای تحلیل موضوع از مدل خود رگرسیونی با وقفه توزیعی (ARDL) و روش هم‌انباشتگی برای تعیین وجود رابطه کوتاه و بلندمدت بین متغیرها بکارگرفته شده است. نتایج نشان دادکه سرعت تعدیل مدل تصحیح خطا نسبتا بالا است و این مدل قادر است در هر دوره به میزان ۶۸ درصد از خطای عدم تعادل کوتاه‌مدت، برای دستیابی به تعادل بلندمدت را تعدیل نماید. طبق برآورد انجام شده، رابطه بین نرخ تورم، سرانه تولید ناخالص داخلی، نیروی کار، سرمایه گذاری بخش خصوصی در انرژیهای تجدیدپذیر و انواع منابع انرژیهای تجدیدپذیرو نو(خورشید، باد، آب، زمین گرمایی‌وزیست توده) چه در کوتاه مدت و چه بلند مدت،کاهشی میباشد. همچنین نتایج حاکی از آن است که متغیرهای نیروی کار، تولید ناخالص داخلی، سرمایه گذاری در بخش خصوصی و انواع منابع انرژیهای تجدیدپذیرو نو (خورشید، باد، آب، زمین گرمایی و زیست توده)، موجب کاهش نرخ تورم در بلندمدت می‌شود، به طوریکه در بلندمدت استفاده یک درصد از متغیرهای مذکور نرخ تورم را به ترتیب ۰/۸۲، ۰/۷۶، ۰/۷۵، ۰/۶۱، ۰/۵۴، ۰/۳۴، ۰/۳۱ و ۰/۶۴ درصد کاهش می دهد و این امر بدین معناست که انرژی های تجدید پذیر نه تنها تأثیر مخربی بر نرخ تورم ندارد، بلکه رشد اقتصادی را هم در بلند مدت موجب می‌شود.

کلیدواژگان: انرژیهای تجدید پذیر و نو ، نرخ تورم، مدل خود رگرسیونی با وقفه های توزیعی، روش هم‌انباشتگی

Investigation of the Role Renewable and new energies on the Inflation Rate of Iran

Ebrahim Ghaed [1*], Ali Akbar Naji Meidani [2], Mohsen Raji Asadabadi [3]
۱- Ph.D Student Monetary Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran
۲- Associate Professor in Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran
۳- MSc in Economic Development and Planning, Islamic Azad University Science and Research Branch Tehran, Tehran, Iran
* P.O.B. 9177946984 Mashhad, Iran, Ebrahimghaed@mail.um.ac.ir
Received: 24 March 2020 Accepted: 08 June 2020

Abstract
The role of energy in the global economy may highlight the importance of energy. Iranian researchers to examine the current state and prospects of Renewable and new energies have conducted numerous studies, but there is no information on the effects of different types of renewable and new energies on Iran inflation rate. The main objective of this study is to investigation of the role renewable and new energies on the inflation rate of Iran during the period of 1979-2018. For this analysis, Autoregressive Distributed Lag and Counteraction method Short and long run relationship between variables is used to determine the existence. The results that coefficient of the error correction method indicates that about 0.68 of the short-term imbalance is adjusted in each period to achieve the long-term equilibrium. It is estimated that the relationship between inflation rate, GDP per Capita, labor force, renewable energy investment by the private sector, and the production of types of renewable and new energies (solar, wind, hydro, geothermal and biomass) in the Short and long run, it is declining. In addition, the variables of labor, GDP, investment in the private sector and various types of renewable energy sources (solar, wind, water, geothermal and biomass) reduce inflation rate in the long run. So that in the long run, the use of one percentage of these variables reduces leads to 0.82, 0.76, 0.75, 0.61, 0.54, 0.34, 0.31 and 0.64 percentage decrease in the inflation rate. This means that renewable energy It does not have a devastating effect on inflation,and it also causes economic growth in the long run.
Keywords: Renewable energy, Inflation Rate, Autoregressive Distributed Lag and Counteraction method

www.SID.ir
مالکیت معنوی این مقاله تحت گواهی بین المللی تخصیص ۴ کریتیو کامنز محفوظ است

Archive of SID

۱- مقدمه

انرژی‌های تجدیدپذیر نقش مهمی را در فعالیت های اقتصادی، اجتماعی و محیط زیستی هر کشوری ایفا می‌کند زیرا محدودیت منابع سوخت های فسیلی و گرمایش جهانی ناشی از انتشار گازهای گلخانه ای سیاست گذاران و برنامه ریزان را با واقعیتهای اقتصادی جدید و رو به تحولی مواجه نموده است.

به همین دلیل راهبردهای اقتصادی متکی بر عرضه نامحدود و ارزان منابع انرژی سوخت‌های فسیلی در تحرک اقتصاد، به مانند گذشته و برای زمان طولانی تر میسر نخواهد بود. کنشهای متقابل عواملی مانند مصرف فزاینده منابع انرژی، افزایش قیمتهای انرژی، محدودیت رو به افزایش این منابع، تغییرات اقلیمی و کاهش توانایی زیست بوم‌ها برای ارایه خدمات حیاتی، موجب افزایش آسیب پذیری و عدم قطعیت‌های محیط زیستی، اقتصادی و اجتماعی شده است(پناهی و پور اصغرسنگاچین،۱۳۹۶). با توجه به محدودیت روز افزون منابع انرژیهای فسیلی و پایان پذیری این منابع از یک سو و انتشار حجم زیادی از آلاینده‌ها و گازهای گلخانه ای ناشی از احتراق این منابع، تأمین و تولید انرژیهای تجدید پذیر برای برآورده سازی تقاضای روز افزون جامعه جهانی در کانون توجه بسیاری از دولت ها قرار گرفته است. از یک سو رشد و توسعه اقتصادی مهمترین هدف سیاست گذاران اقتصادی جهت کاهش نرخ تورم محسوب می شودو از سوی دیگر، دولت ها باید در جستجوی منابع انرژی باشندکه بتواند به صورت نامحدود عرضه شود(باصری و همکاران ، ۱۳۹۸).

در این راستا، بیشتر کشورهای جهان سیاست ها و راهبردهایی متعددی را به منظور تشویق نهادهای اقتصادی برای توسعه و استفاده از انرژیهای نو در دستور کار قرار داده اند. در میان این اهداف، برای پیشبرد عرضه و تقاضای انرژی در کشورهای درحال توسعه، جایگزین کردن منابع انرژیهای پاک و افزایش بهره وری مصرف انرژی در کانون توجه بسیاری از دولت ها است. بنابر این، سیاست گذاری منسجم در کاهش وابستگی به منابع انرژی سوخت های فسیلی و پایداری اقتصادی کشور الزامی است

از سالیان گذشته انرژیهای تجدیدپذیر در ایران یکی از خواست‌های تصمیم گیران صنعت برق ایران بوده است. بیش از ۲۰ سال قبل، با تشکیل سازمانی برای توسعه این نوع از انرژی ها، عزمی برای برنامه ریزی توسعه و تلاش برای دستیابی به فناوری های مرتبط آغاز شد. این تلاش ها با شناسایی انواع این انرژی ها، تدوین استراتژی و برنامه توسعه، مشروعیت بخشی در ارکان تصمیم گیری کشور، آگاهی بخشی و ایجاد مطالعات عمومی در مردم، شناسایی ظرفیتهای منابع تجدیدپذیرو استفاده از ظرفیت ای گوناگون مانند دانشگاهها شکل جدیدی به خود گرفت. کشور ایران با توجه به موقعیت جغرافیایی، جزو بهترین کشورهای دنیا درزمینه پتانسیل انرژیهای تجدید پذیر و نو در جهان به شمار می‌رود(نظام آبادی و آزادی راد، ۱۳۹۳؛ صادقی وخاکسار آستانه، ۱۳۹۳؛ رحیمی، ۱۳۹۵؛ رضائی، ۱۳۹۷؛ خانی و همکاران، ۱۳۹۵ و دهقانی و همکاران ۱۳۹۹).

پس با توجه به اینکه انرژی‌های تجدیدپذیر به محیط زیست صدمه نمی-زنند و دردنیا مورد توجه زیادی قرارگرفته اند و کشورهایی ازجمله ایران باید رویکرد اساسی نسبت به دستیابی تولید انواع منابع انرژی‌های تجدیدپذیر دردستورکار خود قراردهند، نیاز است که بدانیم با تولید این نوع انرژی ها در کشور چه اثراتی بر سایر بخش های اقتصادی میتواند داشته باشد و از آنجا که نرخ تورم در کشوری چون ایران مسئله بسیار مهمی است با شناسایی تأثیر این نوع انرژی ها میتواند راه حل اساسی برای حل معضل افزایش قیمتها در کشور به چشم دیده شود بنابراین میخواهیم بدانیم که نقش انرژیهای تجدید پذیر چه اثری بر نرخ تورم در این زمینه دارد. پس به عنوان مسئله اصلی این مطالعه میتوان مطرح نمود و با درنظر گرفتن‌دغدغه‌های سیاستگذاران به بررسی هر یک از انواع انرژیهای تجدیدپذیر و نو (خورشید، باد، آب، زمین‌گرمایی و زیست توده) پرداخته شده است.

در زمینه بررسی نقش انرژیهای تجدیدپذیر و نو بر نرخ تورم میتوان بیان کرد که برخی معتقدند نرخ تورم را می‌توان با انواع انرژیهای تجدیدپذیر مقایسه نمود و مشکلات افزایش قیمتها را حل نمود. مطالعات تجربی انجام‌شده نظیر مطالعات شاهمرادی و همکاران (۱۳۹۰)، آرمن و همکاران (۱۳۹۱)، محنت فر و همکاران(۱۳۹۷)، برون و یوسل[1](۲۰۰۲)، چو و تسنگ[2](۲۰۱۶) و بالا و چین[3](۲۰۱۸) کاهش قیمتها از انواع منابع انرژی‌های تجدیدپذیردرکشورهای دارای این منابع به مراتب بیشتر از سایر انرژی ها نتیجه گیری نمودند. در حالی که مطالعات دیگری، توسط اقتصاد دانان انجام شده اند که معتقدند نرخ تورم را نمیتوان با انواع انرژیهای تجدید پذیر و نوکاهش داد چرا که منابع تجدید ناپذیر دراین کشورها بیشتر از منابع تجدیدپذیر وجود دارد و مصرف این نوع انرژی ها به دلیل نوسانات نرخ ارز خود موجب تغییر قیمتها در این کشور ها می‌شود. از جمله این مطالعات می‌توان به عزیزی و همکاران (۱۳۹۱)، حسینی نسب و حاضری نیری (۱۳۹۱)، اولو مولا و ادجومو[4](۲۰۰۶)، لین و جیانگ[5] (۲۰۱۱)، بوبایی[6](۲۰۱۲) و زیوکو و همکاران[7](۲۰۱۹) اشاره نمود.

برمبنای مزیت های ذکرشده این مطالعه در نظر دارد برای اولین بار، با بکارگیری از مدل خود رگرسیونی باوقفه توزیعی (ARDL) و روش هم‌انباشتگی در طی سال‌های۱۳۵۸ تا ۱۳۹۷ نقش انواع انرژیهای جدید پذیر و نو بر نرخ تورم را مورد توجه و بررسی قراردهد. که فرضیات زیررا آزمون می‌کند:۱- انرژی‌های تجدیدپذیر و نو در ایران تأثیر مخربی بر نرخ تورم ندارد و بعضا نیز میتواند در نرخ تورم واکنش ایجاد کند و موجب کاهش آن نیز شود۲- با استفاده از مدل خود رگرسیونی با وقفه توزیعی (ARDL) و روش هم‌انباشتگی نشان می‌دهد که استفاده از انرژیهای تجدیدپذیر و نو، چه در کوتاه مدت و چه بلند مدت، موجب کاهش نرخ تورم می‌شود. بنابراین متغیرهای بکارگرفته شده درمدل نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی، نیروی کار، سرمایه گذاری در بخش خصوصی و همچنین انواع منابع انرژیهای تجدیدپذیرو نو(خورشید، باد، آب، زمین گرمایی و زیست توده)، می‌باشد. سازماندهی این‌قسمت ازتحقیق به صورت زیرخواهد بود، بخش اول مقدمه، بخش دوم‌ادبیات نظری، بخش سوم پیشینه تحقیق بیان شده، بخش چهارم معرفی مدل پژوهش‌وروش تخمین، بخش پنجم یافته های تجربی و تفسیر نتایج ونهایتاً دربخش پایانی به نتیجه گیری و بحث پرداخته شده است.

۲- پیشینه پژوهش

درخصوص بررسی نقش انرژیهای تجدیدپذیر و نو بر نرخ تورم تحقیقاتی در داخل و خارج کشور صورت گرفته است‌که برخی آن‌ها در زیر آورده شده است.

[1] Brown and Yücel
[2] Chou and Tseng
[3] Bala and Chin
[4] Olomola and Adejumo
[5] Lin and Jiang
[6] Bobai
[7] Živkov et al

www.SID.ir

Archive of SID

قربان‌نژاد، (۱۳۹۰) در بررسی تأثیر هدفمندکردن یارانه حامل‌های انرژی بر تورم و نرخ رشد اقتصادی در ایران با استفاده ازروش خود رگرسیونی با وقفه های گسترده (ARDL) در طی دوره‌ی ۱۳۸۶-۱۳۵۵ نشان دادکه تأثیر افزایش قیمت حامل‌های انرژی با توجه به سناریو های مختلف موجب افزایش نرخ رشد اقتصادی و کاهش نرخ تورم می‌شود. همچنین نتایج نشان داد که اجرای طرح اصلاح قیمت حامل‌های انرژی در صورتی که همراه با بهبود بهره‌وری باشد، نتایج مثبتی برای اقتصاد ایران به همراه خواهد داشت(قربان‌نژاد، ۱۳۹۰).

سعادت مهر، (۱۳۹۵) در بررسی تأثیر افزایش قیمت حاملهای انرژی بر نرخ تورم در ایران با استفاده ازروش خود رگرسیونی با وقفه های گسترده (ARDL) درطی دوره‌ی ۱۳۹۲-۱۳۵۷ نشان دادکه قیمت بنزین تأثیر معناداری برنرخ تورم دراقتصادایران دارد. ضریب این متغیر برابر با ۱/۱۱۲شد به این معنا که، یک درصد افزایش در قیمت بنزین در همان سال نرخ تورم را۱/۱۱۲ درصد افزایش می‌دهد به عبارت دیگر کشش نرخ تورم نسبت به بنزین برابر با ۱/۱۱۲ می‌باشد (سعادت مهر، ۱۳۹۵).

میرزایی‌خلیل‌آبادی واحمدی، (۱۳۹۵) درتحلیل اثرافزایش قیمت حاملهای انرژی بر تورم در بخش کشاورزی با استفاده از الگوی تحلیل داده - ستانده و مدلهای قیمت نشان دادندکه تعدیل قیمت حاملهای انرژی تا سطح قیمتهای فوب خلیج فارس گویای آن است که تورم کل تا ۶۵/۴۷ درصد افزایش خواهد یافت. در بخش کشاورزی نیز زیر بخش ماهیگیری با ۶۲/۸۹ درصد، بالاترین تورم را خواهد داشت و پس از آن زیر بخش های جنگلداری، دامداری و زراعت به ترتیب با۳۰/۳۸، ۳۰/۲۸و۷/۷۶ درصد قرار دارند(میرزایی خلیل آبادی و احمدی، ۱۳۹۵).

بهنامه[۱] (۲۰۱۳) در مطالعه رابطه بین اندازه بازار، تورم و انرژی با استفاده از رگرسیون پانل دیتا (Panel data) درطی دوره ۲۰۰۹-۱۹۸۰ نشان داد که بین متغیرهای بیکاری و اندازه بازار در کوتاه مدت رابطه دو جانبه وجود دارد و قیمت حامل های انرژی نفت و گاز دلیل رشد اقتصادی و تورم است. کشورهای وارد کننده نفت باید ترتیبی را تهیه کنند تا تأثیر شوک های نفتی بر رشد اقتصادی به حداقل برسد.(بهنامه، ۲۰۱۳).

میر[۲] (۲۰۱۸) در مطالعه تأثیر تغییر در قیمت حاملهای انرژی بر تورم و رشد اقتصادی در آفریقای جنوبی بااستفاده از تلفیق الگوی یوهانسن – جوسیلیوس و انگل گرنجر در طی‌دوره ۲۰۱۸-۲۰۰۱ نشان داد که نتایج حاکی از رابطه بلند مدت و کوتاه مدت بین متغیرها است. آزمایش علیت گرنجر نشان داد که علیت از تغییر در قیمت سوخت به تولید اقتصادی و تورم است. نتایج این مطالعه می تواند در سیاست های پولی و مالی مورد استفاده قرار گیرد. (میر، ۲۰۱۸).

همچنین پژوهش‌های مرتبط دیگری نظیر پژوهش‌های شاهمرادی و همکاران، (۱۳۹۰)، حسینی نسب و حاضری نیری (۱۳۹۱)، ساهنی[۳] (۱۹۹۰)، نیوپان و کارتر[۴] (۲۰۰۶)، آشوریون و همکاران[۵] (۲۰۰۹)، لین و جیانگ[۶] (۲۰۱۱)، تاسپینارا[۷] (۲۰۱۵) و تسوجی کاوا[۸] (۲۰۱۵) نیز به بررسی نقش انرژیهای تجدیدپذیر و نو بر نرخ تورم با استفاده از مدل CGE، برنامه ریزی خطی و پویا شناسی سیستم صورت گرفته است.

با بررسی‌هایی که تحقیق انجام داد می‌توان نتیجه گرفت که مطالعه‌ای‌که با استفاده از مدل خود رگرسیونی با وقفه توزیعی (ARDL) و روش هم‌انباشتگی برای بررسی نقش انرژی‌های تجدید پذیر و نو بر نرخ تورم پرداخته شده باشد، انجام نشده است و نوآوری تحقیق حاضر می‌باشد. بنابراین این مطالعه از این جهت حائز اهمیت می‌باشد.

۳- مواد و روش‌ها

این پژوهش ازلحاظ روش علی- تحلیلی و از نظر هدف؛ کاربردی بوده وروش جمع آوری اطلاعات نیزازنوع اسنادی - کتابخانه‌ای است. تمامی داده‌های متغیرهای مورد نظر به صورت سالیانه و بر اساس کل کشور، طی سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۸ مورد آزمون قرار گرفته است و آمار و اطلاعات متغیرهای نرخ تورم، نیروی کار، تولید ناخالص داخلی، سرمایه گذاری در بخش خصوصی از مرکز آمار ایران[۹] و انواع منابع انرژیهای تجدیدپذیرو نو (خورشید، باد، آب، زمین گرمایی و زیست توده) از وزارت نیرو و بانک جهانی[۱۰] استخراج شده است. برای شناسایی و توضیح رابطه بلندمدت بین متغیرها ازروش ARDL نیزاستفاده شد.

استفاده از روش‌های سنتی اقتصادسنجی در مطالعات تجربی، مبتنی بر فرض ایستایی متغیرها است. بررسی‌های انجام شده در این زمینه نشان دهنده این است که در مورد بسیاری از سری‌های زمانی کلان اقتصادی این فرض برقرار نیست و اغلب این متغیرها ناایستا هستند. بنابراین، طبق نظریه هم‌انباشتگی در اقتصاد سنجی، ضرورت دارد تا از ایستایی و ناایستایی متغیرها اطمینان حاصل نماییم.

در این مطالعه از آماره دیکی- فولر تعمیم یافته، جهت بررسی ایستایی و ناایستایی متغیرها استفاده شده است و از معیار شوارتز برای تعیین تعداد وقفه بهینه استفاده شده است و سپس با استفاده از فرایند خود توضیح برداری با وقفه های گسترده (ARDL) و الگوی تصحیح خطا، رابطه بلندمدت و پویایی کوتاه مدت مورد مطالعه قرار می‌گیرد.

با توجه به اهمیت انرژی به عنوان یکی از مهمترین عامل رشد اقتصادی جهت کاهش نرخ تورم، به منظور مدل سازی رابطه بین انرژیهای تجدیدپذیر و نرخ تورم در پژوهش حاضر، از الگوی ماجی[۱۱](۲۰۱۵) و آپرجیس و پاینه[۱۲] (۲۰۱۲) بر اساس رابطه۱و۲ استفاده شده است.

$$I_t = f(RE_t . GDP_t . LFO_t . IEP_t) \quad (۱)$$

$$LnI_t = \alpha_. + \alpha_1 LnRE_t + \alpha_2 LnGDP_t + \alpha_3 LnLFO_t + \alpha_4 LnIEP_t + U_t \quad (۲)$$

که درآن I_t به عنوان متغیر وابسته (نرخ تورم)، RE_t انواع انرژیهای تجدیدپذیر و نو (خورشید، باد، آب، زمین گرمایی و زیست توده). GDP_t سرانه تولید ناخالص داخلی کشور، LFO_t نیروی کار و IEP_t نسبت سرمایه گذاری بخش خصوصی در انرژیهای تجدیدپذیر می‌باشد. بر اساس مطالعه ماجی (۲۰۱۵)، متغیر وابسته به عنوان الگوی تجربی در نظر گرفته می‌شود از این رو لازم به ذکر است که به علت احتمال وجود شکست ساختاری در انرژیهای تجدیدپذیر در سال ۱۳۹۰، دو متغیر مجازی $DU90$ و $D90$ وارد مدل الگو شده است که متغیر $DU90$ از سال شکست به بعد مقدار یک و بقیه سال‌ها

۱. Behname
۲. Meyer
۳. Sahni
۴. Neupane and Carter
۵. Ashoorioon et al
۶. Lin and Jiang
۷. Taspinara
۸. Tsujikawa
۹. National Statistics Portal of Iran
۱۰. World Development Indicators
۱۱. Maji
۱۲. Apergis and Payne

www.SID.ir

Archive of SID

صفرو متغیر $D90$ برای سالهای بعد از شکست، به ترتیب اعداد۱و۲ را به خود می‌گیرند(نوفرستی، ۱۳۷۸).

بر این اساس الگوی اقتصاد سنجی مورد استفاده در مطالعه حاضر به این صورت تعریف می‌شود:

$$LnI_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnRE_t + \alpha_2 LnGDP_t + \alpha_3 LnLFO_t + \alpha_4 LnIEP_t + \alpha_5 DU90 + \alpha_6 D90 + U_t \quad (۳)$$

برای دستیابی به هدف این مطالعه مطابق پژوهش‌های ماجی (۲۰۱۵) و باسی و اکونگ[۲](۲۰۱۹) از الگوی خود هم‌انباشتگی رگرسیونی با وقفه های توزیعی (ARDL) استفاده می‌شود که روش خود توضیح برداری با وقفه های گسترده بر اساس رهیافت پویا، شکل گرفته است و شکل عمومی آن به این صورت است:

(۴)

$$I_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j Y_{t-j} + \sum_{i=0}^{q} \beta_i X_{t-i} + V_t$$

در این رابطه، متغیر وابسته I_t تابعی از مقادیر سطح است و با وقفه متغیر توضیحی و مقادیر با وقفه خودش که میتوان آن را به این شکل بازنویسی کرد:

$$A(L)y_t = B(L)x_t + u_t \quad (۵)$$

در این رابطه (L) عملگر وقفه به صورت $1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \alpha_3 L^3 - \cdots - \alpha_p L^p$ و عملگر وقفه $B(L)$ به صورت $\beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \cdots + \beta_q L^q$ است.

از ویژگی های الگوی خودرگرسیونی برداری با وقفه های گسترده این است که علاوه بر ارائه نمودن برآورد بدون تورشی از پارامترها، وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را نیز آزمون می نماید. برای اینکه الگوی پویا در رابطه ۲ به سمت تعادل بلندمدت گرایش داشته باشد، می بایست مجموع $i = 1 \ldots p$ کمتر از یک باشد. نحوه آزمون هم به این ترتیب است که آماره t را از طریق رابطه ۵ به دست می‌آوریم و آن را با کمیتهای بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولاد و و مسترز[۳]مقایسه می کنیم.

(۶)

$$t = \frac{\alpha_i - 1}{S_{\alpha_i}}$$

اگرآماره t محاسبه شده از رابطه ۶ بزرگتر از کمیت بحرانی بنرجی، دولادو و مستر باشد، رگرسیون برآورد شده رابطه تعادلی بلند مدت دارد ودر غیر این صورت، متغیرها هم انباشته نیستند. در صورت انباشتگی متغیرها می توان از طریق الگوی تصحیح خطای برداری[۴]به بررسی پویایی کوتاه مدت و تمایل حرکت آن به سمت تعادل پرداخت(تشکینی، ۱۳۸۴). همچنین در صورت وجود هم‌انباشتگی، می‌بایست جهت برآورد الگو به روش حدا اقل مربعات معمولی و بررسی رابطه علیت گرنجری بین دو متغیر، جمله اخلال[۵]رابطه کوتاه مدت را با یک وقفه به مدل افزود.

برای برآورد این الگو، ابتدا می بایست رابطه را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، بر اساس وقفه‌های متفاوت متغیرها برآورد کردو حداکثر تعداد وقفه‌ها را بر اساس ضوابط آکائیک[۶] شوارتز- بیزین[۷]و حنان- کوئین[۸]انتخاب شود. سپس، الگو با شرط مقید به صفر کردن ضرایب متغیر وقفه، مورد بررسی قرار می‌گیرد. حال با توجه به مقدار به دست آمده ضریب تعیین برای رگرسیون مقید و نامقید، آزمون علیت گرنجری بر اساس مقدار آماره F را انجام می‌پذیرد.

اگر مقدار آماره از مقدار بحرانی[۹] بیشتر باشد نتیجه میشود رابطه علیت گرنجری بین دو متغیر مورد بررسی وجود دارد.

انرژیهای تجدیدپذیر ونو علیت گرنجری نرخ تورم نیست $= H_0$

انرژیهای تجدیدپذیر ونو علیت گرنجری نرخ تورم است $= H_1$

$$F = \{(R^2_{UR} - R^2_R)/(1 - R^2_{UR})\} * (T - K/L) \quad (۷)$$

پس از آن ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، بر اساس الگوی (ARDL) انتخابی ارائه می‌گردد. در این الگو، علاوه بر روابط بلند مدت، الگوی تصحیح خطا (ECM) نیز ارائه می‌شود پسران و شین[۱۰]در مطالعات خود نشان دادند که از روی ضریب ECM به تنهایی می‌توانیم درباره وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تصمیم‌گیری نماییم. به این صورت که اگر ضریب ECM(-۱) در مدل برآوردی بین صفر و منفی یک قرارگیرد و ازلحاظ آماری معناداراباشد، آنگاه رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل برقرار است (نوفرستی، ۱۳۷۸؛ حلادا و همکاران[۱۱]، ۲۰۰۸).

۴- نتایج و بحث

در این قسمت از پژوهش به برآورد مدل پرداخته می‌شود تا ارتباط بین متغیرهای سرانه تولید ناخالص داخلی، نیروی کار، سرمایه گذاری بخش خصوصی در انرژیهای تجدیدپذیر و انواع انرژیهای تجدیدپذیر و نو (خورشید، باد، آب، زمین گرمایی و زیست توده) بر نرخ تورم مشخص گردد قبل از تخمین مدل، لازم است تا پایایی متغیرها بررسی شوند. ازآن‌جایی که داده‌های متغیرهای مورد بحث دراین پژوهش به صورت سری زمانی سالیانه ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۷ است. از این‌رو ضروری است‌که ابتدا متغیرهای مدل به لحاظ ایستایی و ناایستایی آزمون گردد که برای بررسی ایستایی داده‌ها، ازآزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است.

جدول ۱ آزمون ریشه‌ی واحد دیکی _ فولر تعمیم یافته

متغیرها	آماره محاسبه شده	ارزش احتمال	نتیجه
نرخ تورم	-۳/۶۸	۰/۰۰۰۰	I(1)
سرانه تولید ناخالص داخلی	-۳/۳۶	۰/۰۰۰۰	I(1)
نیروی کار	-۳/۶۰	۰/۰۰۰۰	I(1)
سرمایه‌گذاری بخش خصوصی	-۶/۱۹	۰/۰۰۰۰	I(1)
انرژی خورشیدی	-۳/۸۳	۰/۰۰۰۰	I(1)
انرژی بادی	-۳/۲۸	۰/۰۰۰۰	I(1)
انرژی آبی	-۳/۰۹	۰/۰۰۰۰	I(1)
انرژی زمین گرمایی	-۲/۸۰	۰/۰۰۰۰	I(1)
انرژی زیست توده (بیوماس)	-۷/۰۹	۰/۰۰۰۰	I(1)

مأخذ: یافته های پژوهش

با توجه به نتایج حاصل از جدول ۱ نشان می‌دهد که تمامی متغیرها پس ازتفاضل‌گیری‌درمرتبه اول باسطح اطمینان ۰/۹۵ ایستا و درنتیجه I (۱) هستند.

۱۲. نتایج آزمون شکست ساختاری در ادامه ذکر می‌گردد.

۲. Bassey and Ekong
۳. Banerjee, Dolado and Mester
۴. Vector Error Correction Model(VECM)
۵. Disturbance term

۱. Akaike Information Criterion
۲. Schwraz Bayesian Criterion
۳. Hannan-Quinn Criterion
۴. Critical Value
۵. Pesaran and Shin
۶. Halada et al

www.SID.ir

Archive of SID

در ادامه بر اساس الگوی در نظر گرفته های شده با استفاده از مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی طبق روابط ۴و ۵، ارتباط بین متغیرها برای بررسی رابطه هم‌انباشتگی مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در جدول ۲ آمده است. لازم به ذکر است که الگوی منتخب ARDL(۱،۰،۰،۰) بر اساس انتخاب بهترین برازش توسط نرم‌افزار Eviews بدست آمده است.

جدول ۲ نتایج حاصل از برآورد مدل(۱،۰،۰،۰) ARDL هم‌انباشتگی

متغیرها	ضریب	آماره t	ارزش احتمال
نرخ تورم	۰/۳۶	۰/۱۲	۲/۸۵
سرانه تولید ناخالص داخلی	-۰/۵۵	۰/۲۵	-۲/۱۵
نیروی کار	-۰/۴۹	۰/۳۰	-۲/۲۴
سرمایه‌گذاری بخش خصوصی	-۰/۶۰	۰/۳۸	-۱/۵۵
انرژی خورشیدی	-۰/۴۱	۰/۱۹	-۲/۱۴
انرژی بادی	-۰/۵۴	۰/۱۷	-۳/۰۵
انرژی آبی	-۰/۳۸	۰/۱۸	-۲/۰۳
انرژی زمین گرمایی	-۰/۳۲	۰/۱۹	-۱/۶۵
انرژی زیست توده (بیوماس)	-۰/۵۴	۰/۱۴	-۳/۸۴
متغیر مجازی ۱	۱/۴۸	۰/۵۶	۲/۶۰
متغیر مجازی ۲	-۰/۱۷	۰/۰۹	-۱/۸۰
عرض از مبدأ	۲۸/۶۵	۸/۴۵	۳/۳۹

مأخذ: یافته های پژوهش

مطابق نتایج جدول ۲ یک درصد تغییر در متغیرهای سرانه تولید ناخالص داخلی، نیروی کار، سرمایه گذاری بخش خصوصی در انرژیهای تجدیدپذیر و انواع منابع انرژیهای تجدیدپذیرو نو(خورشید، باد، آب، زمین گرمایی و زیست توده) نرخ تورم را به ترتیب ۰/۵۵، ۰/۴۹، ۰/۶۰ ، ۰/۴۱، ۰/۵۴، ۰/۳۸، ۰/۳۲ و ۰/۵۴ درصد کاهش می دهد. لازم به ذکر است که دو متغیر مجازی بخاطر شکست ساختاری که در سال ۱۳۹۰ برای متغیرهای انرژیهای تجدیدپذیر اتفاق افتاد وارد مدل شده است که براساس آزمون CUSUM در سال مذکور شیب آن دچار تغییرات ساختاری شده است. که متغیر DU90 از سال شکست به بعد مقدار یک و بقیه سال‌ها صفرو متغیر D90 برای سالهای بعد از شکست، به ترتیب اعداد۱و۲ را به خود می‌گیرند. در گام بعد با درنظر گرفتن آزمون برنجی، دولادو و مستر، وجود رابطه بلند مدت بررسی شده است:

(۰/۳۶ -۱) /۰/۱۲ = -۴/۹۲

عدم وجود رابطه بلند مدت H_0 =

وجود یک رابطه بلند مدت H_1 =

ازآنجاکه کمیت بحرانی ارائه شده توسط برنجی، دوالدو و مستر در سطح اطمینان ۰/۹۵ برابر با ۴/۰۵- است فرضیه H_0 رد می‌شود. بنابراین نتایج حاکی از وجود یک رابطه تعادلی باشد بلندمدت بین متغیرهای الگوی نرخ تورم می‌باشد.

جدول ۳ نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلند مدت

متغیرها	ضریب	آماره t	ارزش احتمال
سرانه تولید ناخالص داخلی	-۰/۸۲	۰/۴۳	-۱/۹۵
نیروی کار	-۰/۷۶	۰/۳۳	-۲/۳۴
سرمایه‌گذاری بخش خصوصی	-۰/۷۵	۰/۱۷	-۴/۶۵
انرژی خورشیدی	-۰/۶۱	۰/۲۴	-۲/۵۴
انرژی بادی	-۰/۵۴	۰/۵۵	-۳/۳۵
انرژی آبی	-۰/۳۴	۰/۱۵	-۲/۲۳
انرژی زمین گرمایی	-۰/۳۱	۰/۱۶	-۱/۹۴
انرژی زیست توده (بیوماس)	-۰/۶۴	۰/۱۴	-۴/۸۴
متغیر مجازی ۱	۲/۴۴	۰/۶۵	۳/۷۳
متغیر مجازی ۲	-۰/۱۹	۰/۱۱	-۱/۸۱
عرض از مبدأ	۴۸/۰۵	۸/۲۵	۵/۸۲

مأخذ: یافته های پژوهش

نتایج حاصل از جدول ۳ نشان می‌دهد که متغیرهای انرژیهای تجدیدپذیر و نو در سطح اطمینان ۰/۹۵ درصد موجب کاهش نرخ تورم می‌شود به این معنا که به ازای یک درصد تغییر در متغیرهای سرانه تولید ناخالص داخلی، نیروی کار، سرمایه گذاری بخش خصوصی در انرژیهای تجدیدپذیر و انواع منابع انرژیهای تجدیدپذیرو نو(خورشید، باد، آب، زمین گرمایی و زیست توده) به ترتیب ۰/۸۲، ۰/۷۶، ۰/۷۵، ۰/۶۱، ۰/۵۴، ۰/۳۴، ۰/۳۱ و ۰/۶۴ درصد نرخ تورم را کاهش می دهد. درادامه به برآورد الگوی تصحیح خطای برداری پرداخته می‌شود و نتایج مربوط به آن در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول ۳ نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطای برداری

متغیرها	ضریب	آماره t	ارزش احتمال
تفاضل اول سرانه تولید ناخالص داخلی	-۰/۵۵	۰/۲۵	-۲/۱۵
تفاضل اول نیروی کار	-۰/۴۹	۰/۳۰	-۲/۲۴
تفاضل اول سرمایه‌گذاری بخش خصوصی	-۰/۶۰	۰/۳۸	-۱/۵۵
تفاضل اول انرژی خورشیدی	-۰/۴۱	۰/۱۹	-۲/۱۴
تفاضل اول انرژی بادی	-۰/۵۴	۰/۱۷	-۳/۰۵
تفاضل اول انرژی آبی	-۰/۳۸	۰/۱۸	-۲/۰۳
تفاضل اول انرژی زمین گرمایی	-۰/۳۲	۰/۱۹	-۱/۶۵
تفاضل اول انرژی زیست توده (بیوماس)	-۰/۵۴	۰/۱۴	-۳/۸۴
متغیر مجازی ۱	۱/۴۸	۰/۵۶	۲/۶۰
متغیر مجازی ۲	-۰/۱۷	۰/۰۹	-۱/۸۰
عرض از مبدأ	۲۸/۶۵	۸/۴۵	۳/۳۹
ECM(-۱)	-۰/۶۸	۰/۱۴	۴/۹۶

مأخذ: یافته های پژوهش

با توجه به جدول۳ ملاحظه می‌شودکه ضریب جمله تصحیح خطا{-ECM(۱)}؛ معنی داربوده و بین اعداد صفر و منفی یک بوده و برابر با رقم۰/۶۸- بدست آمده است. این عدد بیانگر این مطلب است که درهر دوره ۰/۶۸ از عدم تعادل کوتاه مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

درنهایت، برای بررسی رابطه علی بین متغیرهای نرخ تورم و انرژیهای تجدیدپذیرونو از آزمون علیت گرنجری استفاده شده است. برای این منظور ابتدا مدل ۸ را با درنظر گرفتن دو وقفه، طبق شاخص شوارتز بیزین به روش حداقل مربعات معمولی سپس R^2_{UR} (غیر مقید) به دست می‌آید.

(۸)

www.jrenew.ir..... /..... info@jrenew.ir

www.SID.ir

Archive of SID

$$I_t = \alpha.I_{t-1} + \alpha_1 I_{t-2} + \alpha_2 RE_{t-1} + \alpha_3 RE_{t-2} + \alpha_4 LnGDP_{t-1} + \alpha_5 LnGDP_{t-2} + \alpha_6 LnLFO_{t-1} + \alpha_7 LnLFO_{t-2} + \alpha_8 LnIEP_{t-1} + \alpha_{1}.LnIEP_{t-2} + \alpha_{11} U_{t-1}$$

همچنین معادله فوق با شرط مقید به صفر بودن ضرایب متغیر موردبررسی انرژیهای تجدیدپذیر و جمله اخلال برآورد می‌شود. در این حالت مقدار R^2_{UR} (غیر مقید) نیز بدست می‌آید و با توجه به رابطه ۸ خواهیم داشت:

$$R^2_{UR} = ۰/۸۶$$
$$F = \{(۰/۸۶ - ۰/۳۸)/(۱ - ۰/۸۶)\} * \{۴۶ - ۷/۶\} = ۱۵۱/۵۴$$

$$R^2_{UR} = ۰/۳۸ \qquad F = ۳/۳۸$$

ازآنجاکه کمیت بحرانی آزمون F برابر با ۳/۱۳ است، فرضیه H_1 مورد قبول است. برای انجام آزمون طرف دوم، متغیر های نرخ تورم و انرژیهای تجدیدپذیررا جابجا نموده ش و مراحل فوق تکرار می شود. ازآنجاکه در آزمون علیت گرنجری هدف آزمون تقدم است، جابجا نمودن دو متغیر خللی در مراحل آزمون ایجاد نمیکند. با اعمال شرط مقید به صفر ضرایب انرژی های تجدیدپذیر و جمله اخلال مقدار R^2_{UR} بدست می‌آید.

$$R^2_{UR} = ۰/۷۳$$
$$F = \{(۰/۷۳ - ۰/۶۵)/(۱ - ۰/۷۳)\} * \{۴۶ - ۷/۶\} = ۱۲/۴۶$$

$$R^2_{UR} = ۰/۴۲ \qquad F = ۳/۳۸$$

ازآنجاکه کمیت بحرانی آزمون F برابر با ۳/۳۸ است، فرضیه H_1 مورد قبول است. به عبارت دیگر نتایج بدست آمده از آزمون علیت گرنجر نشان دهنده این است که در سطح اطمینان ۰/۹۵ رابطه علیت دوطرفه بین نرخ تورم و انرژیهای تجدیدپذیر ونو وجود دارد که تاییدی بر فرضیه بازخوردی در کاهش نرخ تورم است. با توجه به نتایج بدست آمده، باید در نظر گرفت که در این پژوهش با محدودیتهایی چون نبود پیشینه نظری و تجربی در حدکافی، نبود داده‌های کافی در مورد هزینه‌های دقیق راه اندازی، نگهداری و اثرات تحریم و پارامترهای سیاسی در عملکرد انرژیهای تجدیدپذیر ونو به دلیل سابقه اندک استفاده از آنها و همچنین نبود اطلاعات کافی و دقیق در محاسبه هزینه های اولیه و هزینه های پیش بینی نشده کل کشور رو به رو بوده‌ایم.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

هدف اصلی این پژوهش نقش انواع انرژیهای جدید پذیر و نو بر نرخ تورم در ایران طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۵۸ است. برای تحلیل موضوع از مدل خود رگرسیونی با وقفه توزیعی (ARDL) و روش هم‌انباشتگی برای تعیین وجود رابطه کوتاه و بلندمدت بین متغیرها بکار گرفته شده است. نتایج نشان داد که سرعت تعدیل مدل تصحیح خطا نسبتا بالا است و این مدل قادر است در هر دوره به میزان ۶۸ درصد از خطای عدم تعادل کوتاه‌مدت، برای دستیابی به تعادل بلندمدت را تعدیل نماید. طبق برآورد انجام شده، رابطه بین نرخ تورم، سرانه تولید ناخالص داخلی، نیروی کار، سرمایه گذاری بخش خصوصی در انرژیهای تجدیدپذیر و انواع منابع انرژیهای تجدیدپذیرو نو(خورشید، باد، آب، زمین گرمایی و زیست توده) چه در کوتاه مدت و چه بلند مدت، کاهشی میباشد. همچنین نتایج حاکی از آن است که متغیرهای نیروی کار، تولید ناخالص داخلی، سرمایه گذاری در بخش خصوصی و انواع منابع انرژیهای تجدیدپذیرو نو (خورشید، باد، آب، زمین گرمایی و زیست توده)، موجب کاهش نرخ تورم در بلندمدت می‌شود، به طوریکه در بلندمدت استفاده یک درصد از متغیرهای مذکور نرخ تورم را به ترتیب ۰/۸۲، ۰/۷۶، ۰/۷۵، ۰/۶۱، ۰/۵۴، ۰/۳۴، ۰/۳۱ و ۰/۶۴ درصد کاهش می دهدو این امر بدین معناست که انرژیهای تجدید پذیر نه تنها تأثیر مخربی بر نرخ تورم ندارد، بلکه رشد اقتصادی را هم در بلند مدت موجب می‌شود. این پژوهش همچنین با مطالعات تجربی تحقیق نظیر مطالعات چو و تسنگ (۲۰۱۶) و بالا و چین (۲۰۱۸)همسو می‌باشد. بنابراین با توجه به نتایج بدست آمده از پژوهش، توصیه‌ی سیاستی این است که اگرکشور به سمت تولید و سرمایه‌گذاری در بخش انرژیهای تجدید پذیر و نو حرکت کند استفاده از این نوع انرژیها به دلیل فراوانی آن روزبه‌روز راحت‌تر و کارمدتر می‌شوند و نه تنها تأثیر مخربی بر نرخ تورم نخواهد گذاشت بلکه در همه مناطق جغرافیایی موجب افزایش سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی و همچنین نیروی کار هم می‌شود و نهایتا؛ رشد اقتصادی را درآینده به آرمغان خواهد آورد. علاوه بر این، استفاده از انرژیهای تجدیدپذیرکارآمدتر است و منجر به کاهش قابل توجهی در نیازهای اولیه انرژی می‌شود چرا که انرژیهای تجدیدپذیر و نوچرخه فشرده با تلفات زیاد ندارند(نیروگاه‌های فسیلی معمولا ۴۰ تا ۶۵ درصد تلفات دارند). همچنین از آنجا که امروزه همه دولت‌ها درگیر مسائل زیست محیطی‌هستند، استفاده از انرژیهای تجدیدپذیرو نو می‌تواند یکی از گزینه ها برای کم کردن این نوع آلودگی باشد و برای کسانی که این نوع انرژی ها را بیشتر مصرف می‌کنند، امتیازات و گواهینامه های مختلف قائل شوند. همچنین براساس گزارش‌های آژانس انرژی بین‌المللی که طی ۵۰ سال آینده نشان داده است، استفاده از سوخت های فسیلی کمترین تأثیر را بر رشد اقتصادی و بیشترین تأثیر را بر افزایش تورم دارد. بنابراین، به استناد از نتایج بدست آمده از این مطالعه درمورد انرژیهای تجدیدپذیر و نو و باتوجه به اهداف دولت برای تحقق رشد پایدار و کنترل تورم، اجرای سیاست های مکمل برای دستیابی به رشد بالاتر و مقابله با آثار تورمی همراه با تکمیل طرح اصلاح قیمت انرژی و حذف یارانه قیمتی انرژی، استفاده از انرژیهای تجدیدپذیر و نو توصیه می شود.

منابع

[۱] آرمن، سید عزیز، آهنگری، عبدالمجید، زراء نژاد، منصور و زینیوند، عبداله، ارزیابی تأثیر نوسانات درآمد نفت بر هسته تورم در ایران(۱۳۸۸-۱۳۳۸)، *فصلنامه سیاستهای اقتصادی*، دوره۸، شماره ۲، ۱۳۰-۱۱۳، ۱۳۹۱.

[۲] باصری، بیژن، عباسی، ابراهیم و، کیانی غفار، اثرات مالی گسترش انرژیهای تجدید پذیر بر رشد اقتصادی در ایران، *فصلنامه اقتصاد مالی*، دوره۱۳، شماره ۴۶، ۱۶۱-۱۸۱، ۱۳۹۸.

[۳] پناهی، مصطفی و پوراصغرسنگاچین، فرزام، رشد سبز، منابع، انعطاف پذیری و پایداری محیط زیست، *انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران*، ۱۳۹۶.

[۴] تشکینی، احمد، اقتصاد سنجی کاربردی با کمک Microfit، مؤسسه فرهنگی دیبا گران، تهران، ۱۳۸۴.

[۵] حسینی نسب، سید ابراهیم و حاضری نیری، هاتف، تحلیل تعادل عمومی محاسبه پذیر اثر اصلاح یارانه حاملهای انرژی بر تورم و تولید ناخالص داخلی، *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشدوتوسعه اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۷، ۱۴۸-۱۲۵، ۱۳۹۱.

[۶] خانی، محمد سعید، فلاحی، اسماعیل و بانشی، مهدی، ارائه‌ی مدل مدیریت تأمین انرژی در ایران براساس معیارهای فنی، اقتصادی و زیست‌محیطی، *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، دوره ۱۸، شماره ۵، ۶۰-۲۹، ۱۳۹۵.

[۷] دهقانی، علی، قائد، ابراهیم و احمدی شادمهری، محمدطاهر، بررسی‌تأثیر انواع منابع انرژیهای تجدید پذیر برتولید برق در ایران، *فصل نامه علمی- ترویجی انرژیهای تجدیدپذیر و نو*، دوره۷، شماره ۲، ۸۱-۷۹، ۱۳۹۹.

[۸] رحیمی، حافظ، بررسی رابطه بین اقتصاد و منابع انرژی و تأثیرات آن‌ها بر محیط زیست، *سومین کنفرانس بین المللی پژوهش در علوم و تکنولوژی*، برلین - آلمان، تیرماه، ۱۳۹۵.

[۹] رضائی، گزارش آماری انرژیهای تجدیدپذیر و نو ایران، *سازمان انرژیهای تجدیدپذیر و بهره‌وری انرژی برق(ساتبا)*، وزارت نیرو، ۱۳۹۷.

www.SID.ir

www.jrenew.ir..... /..... info@jrenew.ir

Archive of SID

[۱۰] سعادت مهر، مسعود، تأثیر افزایش قیمت بنزین و گازوئیل بر نرخ تورم در ایران، *فصلنامه پژوهشهای سیاستگذاری و برنامه‌ریزی انرژی*، دوره ۲، شماره ۴، ۱۰۱-۸۵، ۱۳۹۵.

[۱۱] شاهمرادی، اصغر، حقیقی، ایمان و زاهدی، راضیه، بررسی اثرات افزایش قیمت حامل‌های انرژی و پرداخت یارانه نقدی در ایران: رویکرد CGE، *فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی*، دوره ۱۹، شماره۵۷، ۳۰- ۵، ۱۳۹۰.

[۱۲] صادقی، حسین، خاکسار آستانه ، سمانه، ارائه یک الگوی بهینه توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران با استفاده از رویکرد بهینه‌یابی استوار، *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، دوره ۱۱، *شماره ۳*، ۱۹۴-۱۵۹، ۱۳۹۳.

[۱۳] عزیزی، مهشید، کاظمی، شهاب و علی حیدری بیوکی، طاهره، تحلیل آثار تورمی اصلاح قیمت حامل های انرژی در مبحث هدفمندی یارانه‌ها با رویکرد مدیریت اقتصاد، *اولین کنفرانس بین المللی نفت، گاز، پتروشیمی و نیروگاهی*، مرکز همایش بین المللی هتل المپیک تهران، تابستان، ۱۳۹۱.

[۱۴] قربان نژاد، مجتبی، تاثیر هدفمندکردن یارانه حامل های انرژی بر تورم و رشد اقتصادی ایران، *هشتمین همایش ملی انرژی، کمیته ملی انرژی جمهوری اسلامی ایران*، تهران، تابستان، ۱۳۹۰.

[۱۵] محنت فر، یوسف، برادران خانیان، زینب و آذری، زهرا، اثرتکانه‌های قیمت نفت بر تورم در اقتصاد ایران: رویکرد رگرسیون کوانتایل، *فصلنامه پژوهشهای سیاستگذاری و برنامه‌ریزی انرژی*، دوره ۴، شماره ۱۰، ۱۹۱-۱۷۱، ۱۳۹۷.

[۱۶] میرزایی خلیل آبادی، حمیدرضا و احمدی، زهره، تحلیل اثر افزایش قیمت حاملهای انرژی بر تورم در بخش کشاورزی، *فصلنامه تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*، دوره ۲-۴۷، شماره ۲، ۲۹۱-۲۸۵، ۱۳۹۵.

[۱۷] نظام آبادی، علیرضا و آزادی راد، بهنام، انرژیهای تجدید پذیر و روند اقتصادی شدن آنها، *چهارمین کنفرانس بین المللی رویکردهای نوین در نگهداشت انرژی*، بهار، ۱۳۹۳.

[۱۸] نوفرستی، محمد، ریشه واحدو همجمعی در اقتصادسنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا. تهران، ۱۰۲-۹۱. ۱۳۷۸.

[19] Ashoorioon, A., Krause, A., & Turzynski, K., Energy transfer in multi field inflation and cosmological perturbations. *Journal of Cosmology and Astroparticle Physics*, *2009*(02), 014, 2009.

[20] Apergis, N., & Payne, J. E., Renewable and non-renewable energy consumption-growth nexus: Evidence from a panel error correction model. *Energy economics*, *34*(3), 733-738, 2012.

[21] Bobai, F. D., An analysis of the relationship between petroleum prices and inflation in Nigeria. *International Journal of Business and Commerce*, *1*(12), 1-7,2012.

[22] Bala, U., & Chin, L., Asymmetric impacts of oil price on inflation: An empirical study of African OPEC member countries. *Energies*, *11*(11), 3017,2018.

[23] Brown, S. P., & Yücel, M. K., Energy prices and aggregate economic activity: an interpretative survey. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *42*(2), 193-208, 2002.

[24] Bassey, G. E., & Ekong, U. M., Energy Consumption and Inflation Dynamics in Nigeria: An ARDL Cointegration Approach. *Energy Economics Letters*, *6*(2), 66-83,2019.

[25] Behname, M. (2013). The relationship between Market Size, Inflation and Energy. *Atlantic Review of Economics: Revista Atlántica de Economía*, *2*(1), 11-13.

[26] Chou, K. W., & Tseng, Y. H., Oil prices, exchange rate, and the price asymmetry in the Taiwanese retail gasoline market. *Economic Modelling*, *52*, 733-741, 2016.

[27] Halada, K., Masanori, S. and Kiyoshi, L, Forecasting of the Consumption of Metals up to 2050, *Materials Transactions*. 49(3): 402- 410, 2008.

[28] Lin, B., & Jiang, Z., Estimates of energy subsidies in China and impact of energy subsidy reform. *Energy Economics*, *33*(2), 273-283, 2011.

[29] Meyer, D. F., The Impact of Changes in Fuel Prices on Inflation and Economic Growth in South Africa. In *Proceedings of the 11th International RAIS Conference on Social Sciences* (pp. 65-73). Scientia Moralitas Research Institute, 2018.

[30] Maji, I. K., Does clean energy contribute to economic growth? Evidence from Nigeria. Energy Reports, 1, 145-150, 2015.

[31] Neupane, I. P., & Carter, B. M., Dynamical relaxation of dark energy: A solution to early inflation, late-time acceleration and the cosmological constant problem. *Physics Letters B*, *638*(2-3), 94-99, 2006.

[32] Olomola, P. A., & Adejumo, A. V., Oil price shock and macroeconomic activities in Nigeria. *International Research Journal of Finance and Economics*, *3*(1), 28-34, 2006.

[33] Sahni, V., Energy density of relic gravity waves from inflation. *Physical Review D*, *42*(2), 453, 1990.

[34] Tsujikawa, S., The effective field theory of inflation/dark energy and the Horndeski theory. In *Modifications of Einstein's Theory of Gravity at Large Distances* (pp. 97-136). Springer, Cham, 2015.

[35] Taspinara, K. G. V. A. N., The relationship between industrial production, GDP, inflation and oil price: the case of Turkey. *Procedia Economics and Finance*, *25*, 497-503, 2015.

[36] Živkov, D., Đurašković, J., & Manić, S., How do oil price changes affect inflation in Central and Eastern European countries? A wavelet-based Markov switching approach. *Baltic Journal of Economics*, *19*(1), 84-104, 2019.

www.SID.ir