بررسی اثرات بلند مدت حذف یارانه حامل‌های انرژی، نفت، گاز و برق بر سطح تولید و تورم در ایران

حسین شریفی رنانی*[۱]، نغمه هنرور[۲]، مرتضی محمدی[۳]

تاریخ دریافت مقاله:
۱۳۹۰/۱۰/۰۸
تاریخ پذیرش مقاله:
۱۳۹۱/۰۳/۰۴

چکیده:

کشور ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه و رو به رشد و برخوردار از منابع عظیم انرژی و مخازن بزرگ نفت و گاز، از جمله کشورهایی است که دارای الگوی رشد با اعمال فشار بر منابع طبیعی می‌باشد. بنابراین، برنامه‌ریزی برای مصرف انرژی اهمیت فراوانی داشته و باید با دقت بسیاری انجام گیرد. واضح است که برای تحقق این امر، باید شناخت درستی از رابطه بین مصرف انرژی و تولید داشت.

این مقاله به بررسی اثرات بلند مدت حذف یارانه حامل‌های انرژی نفت، گاز و برق بر سطح تولید و تورم ایران در دوره زمانی ۱۳۸۷–۱۳۵۲ با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) پرداخته است. نتایج حاصل از آزمون همجمعی یوهانسن مشخص کرد که در سطح معنا داری ۹۵ درصد، ۳ و در ۹۹ درصد، ۲ رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرها وجود دارد. طبق تحلیل واکنش ضربه، مشخص شد که حذف یارانه حامل‌های انرژی باعث کاهش مصرف این حامل در کوتاه، میان و بلند مدت و در نتیجه، کاهش تولید ناخالص داخلی در کوتاه، میان و بلند مدت می‌شود. همچنین با حذف یارانه انواع حامل های انرژی، قیمت این حامل ها نیز در کوتاه، میان و بلند مدت، افزایش می یابد و این افزایش قیمت نیز باعث کاهش مصرف انواع حامل های انرژی می شود. از این رو، دولت باید الگوی بهینه در مصرف تمامی حامل‌ها در بخش های مختلف را تدوین نماید و از کسانی که این الگو را رعایت نمی‌کنند، مالیات اضافه مصرف اخذ کند.

کلمات کلیدی:
یارانه ها، حامل های انرژی، تولید ناخالص داخلی، الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)، تورم

*۱) استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خوراسگان (اصفهان) hsharifi@khuisf.ac.ir
۲) کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خوراسگان (اصفهان)، عضو باشگاه پژوهشگران جوان naghmeh_honarvar@yahoo.com
۳) کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی ، واحد خوراسگان (اصفهان) morteza_mohammadi50@yahoo.com

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

مقدمه

یارانه‌ها از جمله ابزارهای اقتصادی دولت‌هاست که به واسطه آنها امکان دخالت در بازارها فراهم می‌آید. این ابزار با تاثیرگذاری بر قیمت‌های نسبی در اقتصاد، می‌تواند بر تخصیص منابع تـاثیر گـذارد. از یک سو، تداوم پرداخت یارانه ها، به ویژه یارانه حامل های انرژی که سهم قابل توجهی در هزینه های دولت دارد، زمینه‌ساز تشدید کسری بودجـه و آثار تورمی ناشی از آن است و از سوی دیگر، حذف یکباره یارانه این فرآورده ها، توام با شـوک فـشار هزینـه در بخش عرضه و شتاب رشد سطح عمومی قیمت ها خواهد بود. [۲]

در حال حاضر، انرژی در فرایند تولید کالاهای مورد نیاز و تامین شرایط مناسب زندگی به طور گسترده مورد استفاده قرار می‌گیرد. این وابستگی روز افزون زندگی بشر به انرژی سبب گردیده انرژی به عنوان یک عامل موثر در رشد و توسعه اقتصادی تلقی گردد. بنا براین، رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی از اهمیت خاصی برخوردار است. از سوی دیگر، پایان‌پذیر بودن منابع انرژی زا، هزینه بالای تولید انرژی و آلودگی شدید محیط زیست، کشورها را بر آن داشته تا به صورت بهینه از انرژی موجود استفاده نمایند. توجه به رشد اقتصادی به عنوان یکی از اهداف کشورها به خصوص کشورهای در حال توسعه نیز از درجه اهمیت قابل توجهی برخوردار است. از عوامل موثر بر رشد اقتصادی می توان به مصرف انرژی اشاره نمود، اما از طرف دیگر، رشد اقتصادی خود می تواند عامل تعیین کننده ای در میزان مصرف انرژی باشد. به بیان دیگر، رابطه علی و دو طرفه می تواند بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی وجود داشته باشد. [۱۴]

برخی از اقتصاددانان، یارانه را به صورت تفاوت قیمت تمام شده یا حداکثر قیمت خرید یک کالا یا خدمت، با قیمت فروش آن از سوی دولت تعریف می کنند. در این تعریف چیزی به نام هزینه فرصت یا واژه هایی دیگر از این قبیل وجود ندارد. این گروه معتقدند که آنچه در اقتصاد ایران به عنوان یارانه مطرح است، به طور مشخص مبالغی است که دولت در بودجه های سنواتی خود برای تولید برخی کالاها یا تامین برخی از اقلام یا کالاهای دیگر داخل و یا خارج از کشور، برای مصرف کننده یا تسهیل خدمات بانکی از حیث تسهیلات به مردم پرداخت می کند. بر مبنای این تعریف، در اقتصاد ایران حامل های انرژی در کشور یارانه ندارد. گروهی دیگر از اقتصاددانان با این تعریف درباره انرژی و اینکه در ایران یارانه انرژی نداریم، به شدت مخالف بوده و معتقدند که باید هزینه فرصت درباره انرژی را لحاظ کرد و اینگونه تحلیل ها درباره عدم پرداخت یارانه به حامل های انرژی را خط بطلانی بر اصل مهم اقتصادی یعنی هزینه فرصت می‌دانند. [۵]

هدف این مقاله بررسی اثرات بلند مدت حذف یارانه حامل‌های انرژی نفت، گاز و برق بر سطح تولید و تورم در ایران طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۲ می باشد. در این راستا، پس از ارائه مبانی نظری و پیشینه تحقیق، تعداد روابط بلند مدت بین

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

مصرف انرژی و تولید و تورم با استفاده از آزمون یوهانسن[1] مشخص و سپس رابطه بین این متغیرها با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری(VECM)[2] برآورد شده و سپس نتایج حاصله از تخمین ارائه خواهد شد.

ادبیات موضوع

مبانی نظری

به لحاظ نظری، فراهم آوردن زمینه‌های لازم برای حصول عدالت اجتماعی و توزیع مجدد ثروت به نفع طبقات فقیر، یکی از وظایف اصلی دولت‌ها به شمار آمده و در این راستا، یارانه یکی از ابزارهای مهم اقتصادی جهت حمایت از اقشار آسیب‌پذیر می‌باشد. هدفمند نمودن یارانه و اختصاص آن به گروه‌های هدف، دستیابی به عدالت اجتماعی را در پی داشته و از اتلاف منابع جلوگیری می‌کند. یارانه، به هرگونه پرداخت انتقالی که به منظور حمایت از اقشار کم درآمد و بهبود توزیع درآمد از محل خزانه دولت صورت گرفته، اطلاق می‌گردد. بر اساس تعریفی دیگر، یارانه عبارت است از پرداخت‌های انتقالی بلاعوض نقدی و غیرنقدی دولت (به صورت مابه‌التفاوت هزینه بهره‌مندی و هزینه تمام شده) که به صورت مستقیم یا غیرمستقیم برای افزایش قدرت خرید حقیقی مصرف‌کنندگان یا افزایش قدرت فروش تولیدکنندگان، عادلانه‌تر نمودن توزیع درآمد، ثبات اقتصادی و جبران آثار ناشی از سیاست‌های دولت به منظور حفظ یا ارتقای رفاه اجتماعی اعطا می‌گردد.

یکی از انواع یارانه پرداختی در اقتصاد ایران یارانه حامل های انرژی است. افزایش بی حد و حصر این یارانه و غیر هدفمند بودن توزیع آن منجر شده است که در مقاطع مختلف زمانی تصمیماتی در خصوص حذف آن گرفته شود. به طور حتم، حذف این یارانه ها اثراتی را در ابعاد مختلف برای کشور ایجاد خواهد کرد. آشنایی با این موارد و بررسی کانال‌های تاثیرپذیری اقتصاد می‌تواند در کاهش زیان‌های احتمالی کمک شایانی نماید. [۹]

اولین اثر ناشی از حذف یارانه حامل های انرژی، افزایش درآمد ناشی از فروش حامل ها با قیمت بالاتر است. زیرا در حال حاضر، این فرآورده‌ها با قیمت پایین در اختیار عموم قرار می‌گیرد و افزایش قیمت، زمینه ساز افزایش درآمدهای شرکت پالایش و پخش فرآورده های نفتی خواهد بود. با توجه به اینکه افزایش تورم یکی از پیامدهای حتمی افزایش قیمت حامل های انرژی خواهد بود، درآمدهای مالیاتی دولت نیز افزایش خواهد یافت. زیرا این درآمدها با توجه به ارزش اسمی محاسبه می‌شود و افزایش تورم نیز به معنی افزایش اسمی پایه مالیاتی است. تولید برخی اقلام حامل انرژی مانند بنزین در کشور، کفاف مصرف داخل را نمی دهد. از این رو، مازاد این نیاز از طریق واردات تامین شده و

1) Johenson Test
2) Vector Error Correction Model

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

قیمت فروش آن نیز برابر با قیمت بنزین داخلی تعیین شده و دولت به میزان ما به‌التفاوت قیمت وارداتی و داخلی یارانه به بنـزین اعطا می کند. بدیهی است افزایش قیمت های فروش داخلی تا سـطح قیمـت هـای جهـانی منجـر بـه کـاهش هزینه‌های دولت برای یارانه بنزین می‌شود. دولت خود یکی از بزرگتـرین مـصرف‌کننـدگان در اقتـصاد ایـران است. بنابراین، با افزایش تورم ناشی از افزایش قیمت حامل‌های انرژی، هزینه‌های جاری و عمرانی دولـت نیـز افزایش خواهد یافت. حامل‌های انرژی یکـی از مهمتـرین نهاده های تولیدی به‌شمار می‌روند. بر این اساس، افزایش قیمت این نهاده‌هـا منجـر بـه افـزایش هزینـه‌هـای تولیدی تولیدکنندگان خواهد شد. همان گونه که مشخص است، این امر نیز زمینه ساز تورم فشار هزینه می شود. در این میان، برخی از تولیدکنندگانی که از منظر فنی دارای فناوری بالایی نیستند با کـاهش یـافتن تـوان رقابتی در کوتاه مدت از جریان تولید خارج می‌شوند و کاهش تولید بر تورم فشار هزینه نیز دامن خواهد زد. نظام توزیع کالاو خدمات به عنوان مجموعه فرایندهای موجود بین تولید تا مصرف در نظر گرفته مـی‌شـود. در این بخش، فرایندهای نگهداری، حمل و نقل و پخش مطرح مـی شـود. مهم‌ترین اثـرات ناشـی از افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر ایـن بخـش در افـزایش هزینـه‌هـای حمل و نقل و پخش متبلور خواهد شد. زیرا در هرکدام از این موارد، بکارگیری حامل‌های انـرژی الزامـی اسـت. همچنین با افزایش قیمت حامل‌های انرژی از دو طرف عرضه و تقاضا، قیمت و مقدار تولید دستخوش تغییراتی می‌شود. در بخش عرضه، کاهش استفاده از انرژی و انتظارات تورمی عمده‌ترین دلایل در این تغییرات به شمار می‌روند. در بخش تقاضا نیز شدت عکس‌العمل متقاضیان حامل‌ها (بسته به میزان کشش‌های قیمتی تقاضای این حامل‌ها) مهمترین دلایل تغییرات سطح تولید و قیمت‌ها در اقتصاد است. [۷]

سرمایه و نیروی کار اعم از متخصص و غیر متخصص، از مهم ترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی اند که در توابع رشد در نظر گرفته می شوند. در نظریه‌های جدید رشد، عامل انرژی نیز وارد الگو شده است، ولی اهمیت آن در الگوهای مختلف، یکسان نیست. استم (۲۰۰۴)[1] به نقل از آیرس و نایر (۱۹۸۴)[2] ، بیان می کند که در الگوی بیوفیزیکی رشد، انرژی مهم ترین عامل رشد است. نیروی کار و سرمایه، عوامل واسطه ای هستند که برای بکارگیری به انرژی وابسته اند. همچنین استم (۲۰۰۴) به نقل از اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند برنت(۱۹۹۰)[3] بیان می‌کند که انرژی از طریق تأثیری که بر نیروی کار و سرمایه دارد، به طور غیر مستقیم بر رشد اقتصادی نیز مؤثر است، ولی مستقیماً اثری بر رشد اقتصادی ندارد. امروزه، در نظریه های جدید رشد، علاوه بر نهاده های کار و سرمایه، انرژی نیز به عنوان یکی از نهاده های مهم تولید در بحث های اقتصاد کلان مطرح است و تولید تابعی از نهاده های کار، سرمایه و انرژی تلقی می شود. همچنین فرض بر این

1) Stern
2) Ayres & Nair
3) Berndt

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

است که بین میزان استفاده از این نهاده ها و سطح تولید رابطه ای مستقیم وجود دارد. از سوی دیگر، مصرف انرژی تابعی معکوس از قیمت آن است و تغییر قیمت انرژی، اثری مهم در مصرف انرژی و در نتیجه، در تولید ناخالص ملی دارد.

اگر چنین فرض شود که در تعیین عرضه کل در اقتصاد کلان، نیروی کار، متغیر و بقیه عوامل تولید ثابت هستند، در این صورت، افزایش در قیمت انرژی و در نتیجه، کاهش در تقاضا برای آن سبب می شود که بهره وری نیروی کار کاهش یابد و به دنبال آن، منحنی تقاضا برای نیروی کار به سمت چپ منتقل می شود و در نتیجه، میزان اشتغال کاهش می‌یابد. با کاهش سطح اشتغال، محصول ملی کاهش و قیمت ها افزایش می‌یابد. در این حالت، منحنی عرضه کل به سمت چپ منتقل می شود. همچنین شوک قیمت انرژی می تواند سطح عمومی قیمت ها را از طریق افزایش در هزینه تولید افزایش دهد که در این صورت، موجب کاهش در اجزای تشکیل دهنده تقاضای کل می‌شود و منحنی تقاضای کل در اقتصاد کلان را به سمت چپ منتقل می‌کند و محصول ملی واقعی را کاهش می دهد. [۳]

پیندیک (۱۹۷۹)[1] معتقد است که اثر قیمت انرژی بر رشد اقتصادی به نقش انرژی در ساختار تولید بستگی دارد. به نظر وی، در صنایعی که انرژی به عنوان نهاده واسطه‌ای در تولید به کار می رود، افزایش قیمت آن (کاهش مصرف انرژی) بر امکانات و میزان تولید اثر خواهد گذاشت و تولید ملی را کاهش می دهد. او از تابع هزینه کل برای نشان دادن آن استفاده می‌کند و تحلیل خود را بر اساس کشش هزینه تولید نسبت به قیمت انرژی انجام می دهد. اگر سرمایه و کار، جانشین انرژی در نظر گرفته شود، افزایش در قیمت انرژی موجب افزایش در استفاده از دو عامل سرمایه و کار می‌شود و افزایش هزینه های تولید بر اثر افزایش قیمت انرژی، تخصیص عوامل تولید را تغییر می دهد و سهم نسبی تولید ناشی از دو عامل کار و سرمایه افزایش خواهد یافت. داگلاس[2] به نقل از برندت و وود (۱۹۷۵)[3]، بیان می کند که در تابع تولید کل، انرژی یک عامل تولید است که ارتباط تفکیک پذیر ضعیفی با کار دارد. در تابع تولید پیشنهادی آنها انرژی ابتدا با سرمایه ترکیب می شود و حاصل ترکیب آنها بعد از ترکیب با عامل کار، محصول را ایجاد می کند. بنابراین، مصرف انرژی بدون اثر گذاشتن بر تولید نهایی کار، تولید نهایی سرمایه را تحت تأثیر قرار می دهد. با توجه به مطالب مورد اشاره در بالا و دیگر شواهد نظری موجود در زمینه توجیه وجود ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی، می توان وجود چنین رابطه ای را از دیدگاه نظری تا حدود زیادی منطقی و قابل توجیه تلقی کرد[۱۶].

پیشینه تحقیق

در راستای مطالعه حاضر، در خارج و داخل کشور مطالعات محدودی انجام گرفته که به پاره ای از آنها اشاره می شود.

1) Pindyck
2) Douglas
3) Berndt & Wood

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

هوپ و سینگ (۱۹۹۵)[1] تجربه شش کشور مالزی، غنا، اندونزی، زیمباوه، کلمبیا و ترکیه که در دهه۱۹۸۰ فرآورده‌های نفتی و برق را افزایش دادند، بررسی کرده اند. آنها آثار افزایش قیمت حامل‌های انرژی را در بخش‌های صنعت و خانوارها بررسی کردند و در نهایت، آثار آن را بر بخش کلان اقتصاد سنجیدند. آنها دریافتند که در کشورهای مالزی، اندونزی و زیمباوه افزایش قیمت انرژی بر CPI به عکس العمل بخش کشاورزی و غذایی، به قیمت انرژی بستگی دارد و چون سهم نهاده انرژی در هزینه بخش کشاورزی اغلب ناچیز است، بنابراین، تغییر چندانی در CPI به وجود نمی‌آورد و تورم موجود در این کشورها عمدتا دارای منشأیی غیر افزایش قیمت حامل‌های انرژی است. این در حالی است که دو کشور غنا و ترکیه پس از این دوران تورم بسیار بالایی را تجربه کردند.

اوری و بوید (۱۹۹۷)[2] در مطالعه ای که به منظور ارزیابی اثرات اقتصادی افزایش قیمت حامل های انرژی در مکزیک صورت پذیرفته است، تأثیر افزایش قیمت بنزین و برق را در اقتصاد مکزیک با استفاده از یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه و مورد بررسی قرار داده اند. نتیجه حاکی از آن است که افزایش قیمت، سبب کاهش مصرف انرژی توسط خانوارها و تولیدکنندگان، کاهش تولید در بخش های تولیدی مصرف‌کننده این حامل های انرژی، کاهش اثرات مخرب زیست محیطی و در نهایت، افزایش دریافتی های دولت می شود که می توان بخشی از آن را برای بازپرداخت بدهی های خارجی و تعدیل آن به کار گرفت .

مسیح و مسیح (۱۹۹۷)[3] با استفاده از الگو های تصحیح خطای برداری به بررسی رابطه علّیت گرنجری بین مصرف انرژی، قیمت ها و درآمد واقعی در دو کشور کره و تایوان پرداختند. قیمت به این دلیل وارد الگو شده است که تأثیر مهمی بر درآمد و مصرف انرژی در این دو کشور دارد. نتایج حاصل از تحقیق نشان می دهد که نرخ تغییر قیمت ها سبب تغییر در مصرف انرژی می‌شود که خود سبب تغییر در رشد اقتصادی را موجب می شود. چنگ و لای (۱۹۹۷)[4] با استفاده از آزمون علّیت گرنجری، به یک رابطه علّیت یک طرفه از GDP به مصرف انرژی در دوره ی زمانی۱۹۹۳-۱۹۵۵ برای کشور تایوان دست یافتند. یانگ (۲۰۰۰)[5] علّیت گرنجری بین مصرف انرژی و GDP را با استفاده از آزمون استاندارد علّیت گرنجر و داده های مربوط به دوره ی ۱۹۹۷-۱۹۵۴ مورد آزمون دوباره قرار داد. او همچنین رابطه علّیت گرنجری بین GDP و مصرف حامل های انرژی شامل زغال سنگ، نفت، گاز طبیعی و الکتریسته را نیز آزمون کرد. بر این اساس، او نتیجه گرفت که یک رابطه علّیت گرنجری دو طرفه بین مصرف انرژی کل و GDP و یک رابطه علّیت گرنجری دو طرفه

1) Hoop & sin
2) Uri & Boyd
3) Masih & Masih
4) Cheng & Lai
5) Yang

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

بین GDP و مصرف الکتریسیته و زغال سنگ وجود دارد. اما رابطه علّیت گرنجری از GDP به مصرف نفت و همچنین از مصرف گاز به GDP یک طرفه است.

عقیل و بوت (۲۰۰۱)[1] با استفاده از آزمون علّیت گرنجری، به بررسی رابطه علّیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشور پاکستان طی دوره ۱۹۹۶-۱۹۵۵ پرداختند. همچنین آنها انرژی را به اجزای مختلف آن شامل فرآورده‌های نفت، گاز و الکتریسته تقسیم بندی کرده و رابطه علّیت گرنجری بین مصرف این اجزای انرژی با رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج آزمون نشان می دهد که رشد اقتصادی، علت مصرف انرژی کل است. بررسی-های بیشتر حاکی از آن است که رشد اقتصادی، منجر به رشد مصرف فرآورده های نفتی خواهد شد. در بخش گاز، رابطه علّیت گرنجری بین مصرف گاز و رشد اقتصادی وجود ندارد. در بخش نیرو، مصرف الکتریسته منجر به رشد اقتصادی خواهد شد، اما اثر بازگشتی از رشد اقتصادی به مصرف الکتریسته وجود ندارد.

دابو(۲۰۰۳)[2] در پژوهش خویش که با هدف ارزیابی اثرات یارانه های انرژی بر روی مصرف و عرضه انرژی در کشور زیمبابوه انجام داده است، اثرات پرداخت یارانه حامل های انرژی مانند نفت سفید، برق و سوخت چوب را بررسی نموده و این چنین نتیجه‌گیری کرده است که هزینه‌های انرژی مصرفی خانوارهای استفاده کننده از سوخت چوب همراه با نفت سفید به مقدار ۲۰/۸ بیشتر از خانوارهایی است که از برق استفاده می کنند. در کل، این طور نتیجه‌گیری شده است که به دلیل اینکه یارانه ها به صورت عمومی و یکسان پرداخت می‌شود و به حامل‌های انرژی تعلق می‌گیرد که کمتر در دسترس خانواده‌های فقیر می باشد، عملاً کارایی خود را از دست می دهد و فقط بار مالی سنگینی برای بودجه دولت به حساب می‌آید.

فاتای و دیگران (۲۰۰۴)[3] به بررسی رابطه علّیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد تولید واقعی در کشورهای نیوزلند و استرالیا در دوره زمانی ۱۹۹۹-۱۹۶۰ پرداختند تا تأثیرات ممکن سیاست صرفه جویی در مصرف انرژی بر رشد واقعی را بررسی کنند. نتایج آزمون استاندارد علّیت گرنجر در مورد کشور نیوزلند نشان می دهد که بین مصرف نفت، گاز و زغال سنگ با GDP واقعی رابطه علّیت گرنجری وجود ندارد و این متغیرها نسبت به هم خنثی هستند. از سویی دیگر، یک رابطه علّیت گرنجری یک طرفه از GDP واقعی به کل مصرف نهایی انرژی و مصرف انرژی در بخش صنعت وجود دارد. نتایج آزمون استاندارد علّیت گرنجر و مدل های تصحیح خطا در مورد کشور استرالیا بیانگر این است که فقط در کوتاه مدت روابط علّیت گرنجری یک طرفه از GDP واقعی به مصرف برق و کل مصرف نهایی انرژی وجود دارد. یمانی (۲۰۰۵)[4] با استفاده از آزمون هم انباشتگی برای ۱۹ کشور آفریقایی در دوره ۲۰۰۱-۱۹۷۱ رابطه بلند مدت بین مصرف سرانه انرژی و

1) Aqeel & Butt
2) Dubo
3) Fatai et al
4) Yemane

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

GDP را مورد بررسی قرار داده است. نتایج نشان می دهد که رابطه بلند مدت فقط در ۸ کشور و رابطه علّیت فقط در ۱۰ کشور وجود دارد.

مهرآرا (۲۰۰۷) رابطه علّیت بین مصرف انرژی سرانه و GDP سرانه در ۱۱ کشور صادرکننده نفت را با استفاده از داده‌های پانل[1] و بکارگیری آزمون های ریشه واحد پانل[2] و هم انباشتگی پانل[3] مورد بررسی قرار داده است. نتایج حاکی از وجود یک رابطه علّیت قوی از رشد اقتصادی به مصرف انرژی در کشورهای صادرکننده نفت است. با توجه به اینکه در بیشتر کشورهای صادرکننده نفت، دولت قیمت انرژی در بازار داخلی را پایین تر از قیمت بازار آزاد قرار می دهد، بنابراین، مصرف انرژی در این کشورها در سطوح بالایی است، در نتیجه، سیاست صرفه جویی در مصرف انرژی از طریق اصلاح قیمت های انرژی، آثار زیان‌باری بر رشد اقتصادی در این کشورها نخواهد داشت.

کینلو (۲۰۰۸)[4] رابطه علّیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را در۱۱ کشور جنوب صحرای آفریقا مورد بررسی قرار داده است. وی با استفاده از نتایج آزمون ARDL[5] بیان می کند که یک رابطه هم انباشتگی بین متغیر های مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشورهای کامرون، ساحل عاج، گامبیا، غنا، سنگال، سودان و زیمباوه وجود دارد. از سوی دیگر، نتایج آن آزمون بیانگر این است که مصرف انرژی در بلند مدت، تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی در کشورهای غنا، کنیا، سنگال و سودان دارد.

منظور و شاهمرادی و حقیقی (۲۰۰۹) با استفاده از داده های ماتریس حسابداری و به کمک یک مدل تعادل عمومی، به بررسی تغییر رفاه خانوارها و شاخص قیمت ها برای اقتصاد ایران، در اثر اصلاح قیمت انرژی پرداختند. آنها بیان داشتند که به دلیل تغییر ساختار عرضه و تقاضای اقتصاد، یک اثر جانشینی داریم. در طرف تقاضا سبد پرتفوی تقاضای بخش دولتی تغییر کرده و انتقال درآمد اجرای سیاست به دولت، منجر به شیفت تقاضا به سمت کالاهای عمومی مطلوب مانند خدمات آموزشی، استحکامات امنیتی و غیره می شود. آنها چهار اثر متفاوت برای اصلاح قیمت انرژی بیان داشتند: اثر انقباضی تولید، اثر جانشینی[6] به سمت بخش های دولتی، اثر کاهش رفاه و اثر افزایش قیمت ها. کاهش رفاه روستایی و شهری به ترتیب ۱۳ و۱۲ درصد افزایش خواهد یافت و شاخص قیمت ها ۴۰ درصد افزایش خواهد یافت.

باستانزاد (۱۳۷۷) در مطالعه‌ای به منظور مقایسه کارکرد روش های داده ستانده و مدل های تعادل عمومی در بررسی اثر تورمی تغییر قیمت حامل های انرژی، مقایسه‌ای بین محاسبه اثر افزایش قیمت حامل های انرژی مانند گاز طبیعی، برق

---

1) Panel Data
2) Panel Unit root test
3) Pnel Cointeration
4) Kinlo
5) Autoregressive Distributed Lag
6) Crowding Out

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

و فرآورده‌های نفتی بر شاخص بهای تولیدات هر یک از بخش های اقتصاد از طریق مدل داده انجام داده است. او چنین نتیجه گرفت که ستانده و مدل تعادل عمومی طی دوره ۱۳۷۸-۱۳۷۴ بخش‌های آب و برق به علت ترکیب هزینه ای نهاده های ورودی و سهم بالای حامل های انرژی، در مجموع هزینه های واسطه ای آن بیشترین تأثیر را پذیرفته اند، اما بخش های کشاورزی و فرآورده های نفتی از یک سو به علت سهم هزینه‌ای محدود حامل‌های انرژی در ترکیب نهاده‌های ورودی آنها و تأثیرپذیری از بخش‌هایی که اثر مستقیم کمتری از تغییرات قیمت حامل های انرژی می پذیرند، تأثیر کمتری را پذیرفته اند. همچنین بخش برق به علت ترکیب هزینه ای نهاده آن، بالاترین نرخ تورم را دارد و با متوسط رشد سالانه ۲۳ درصد، دارای بیشترین رشد هزینه می‌باشد. سایر بخش‌ها نیز بین ۱۶ تا ۱۸ درصد رشد از خود نشان می‌دهد. وی در مطالعه‌ای دیگر به این نتیجه می‌رسد که حامل‌های انرژی در بخش تولید به عنوان یک نهاده واسطه‌ای و در بخش خانگی نیز به عنوان یکی از ترکیبات سبد مصرفی تلقی می‌شود. کاهش نسبت شاخص بهای حامل های انرژی به ازای تغییرات شاخص قیمت عوامل تولید در بخش‌های مختلف، زمینه جانشینی بلند مدت حامل های انرژی با سایر عوامل تولید را فراهم می‌کند، بنابراین، اعمال سیاست حمایتی سقف قیمت توسط دولت از یک سو، شدت انرژی را افزایش داده و از سوی دیگر، مقادیر گسترده‌ای از ظرفیت‌های درآمدی دولت را به صورت یارانه در بخش انرژی هزینه می‌کند و در بعد خارجی هم به دلیل پایین بودن قیمت حامل‌های انرژی نسبت به قیمت‌های جهانی، زمینه قاچاق گسترده به خارج را فراهم می‌آورد.

طاهری فرد و رحمانی (۱۳۷۸) در مقاله‌ای با عنوان "رابطه علی بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران" با استفاده از آزمون همگرایی یوهانسن[1] موضوع را بررسی کردند و نتیجه گرفتند که رشد اقتصادی در قالب مدلی به‌صورت تابعی از مصرف انرژی و سرمایه در می آید و رابطه بلند مدت بین مصرف انرژی، موجودی سرمایه و تولید ناخالص داخلی وجود دارد. به عبارت دیگر، در بلند مدت مصرف انرژی و موجودی سرمایه بر رشد اقتصادی تاثیر مثبت می گذارد. اما نتایج حاصل از تحقیق مدل تصحیح خطا[2] علیّت گرنجر بیانگر عدم وجود ارتباط کوتاه مدت بین مصرف انرژی، موجودی سرمایه با تولید ناخالص داخلی می باشد.

حسنی صدر آبادی، عمادالاسلام و کاشمری (۱۳۸۶) در مقاله‌ای تحت عنوان "بررسی رابطه علی مصرف انرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی" با استفاده از آزمون همگرایی یوهانسن نتیجه گرفتند که انرژی یکی از عوامل اساسی تولید در میان تمامی بخش های اقتصادی است که دارای اثرات قابل توجهی در اقتصاد می باشد. همچنین علیّت یک طرفه از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی و از اشتغال به تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی وجود دارد. برای بررسی رفتار

1) Johenson Coimtegration
2) Vector Error Correction Model

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

پویای مدل، تابع عکس العمل ضربه[1] و تجزیه و واریانس خطای پیش بینی[2] نیز وارد تحلیل شده که نتایج حاصل از این دو تایید کننده نتایج آزمون علیـّت است. مصرف انرژی و اشتغال در طول دوره مورد بررسی در ایران محرک تولید ناخالص داخلی بوده است، ضمن اینکه نقش اشتغال مقدم بر مصرف انرژی است.

فطرس، منصوری و شعبانی (۱۳۸۷) در مقاله‌ای تحت عنوان "بررسی رابطه علی بین تولید ناخالص داخلی و مصرف الکتریسته در ایران " با استفاده از آزمون همگرایی یوهانسن موضوع را بررسی کردند و دریافتند که با توجه به ارتباط نزدیک بین مصرف انرژی از جمله الکتریسیته و رشد اقتصادی در جهان، تعیین کم وکیف رابطه بین مصرف انرژی الکتریسیته و رشد اقتصادی در ایران می تواند در تبیین سیاست های بخش انرژی کشور کمک موثری نماید.

بهبودی، محمدزاده و جبراییلی (۱۳۸۸) در مقاله‌ای تحت عنوان "بررسی رابطه مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته" با استفاده از آزمون همگرایی یوهانسن موضوع را بررسی کردند و دریافتند که رابطه هم انباشتگی بین متغیرها در بلند مدت در کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته وجود دارد. هر چند که این دو بردار با هم متفاوتند، همچنین طی دوره مورد بررسی کشورهای توسعه یافته از نظر مصرف انرژی در سطح بالاتری نسبت به کشورهای در حال توسعه قرار داشته و میزان اثر گذاری بلند مدت مصرف انرژی بر تولید ناخالص داخلی این کشورها کمتر از کشورهای در حال توسعه است.

شرزه‌ای و وحیدی (۱۳۸۸) در مقاله‌ای تحت عنوان "بررسی رابطه بین مصرف انرژی درآمد واقعی و سطح قیمت‌ها در کشورهای عضو اوپک" با استفاده از آزمون همگرایی یوهانسن موضوع را بررسی کردند و دریافتند که در کوتاه مدت بین متغیرهای مزبور در کشورهای اندونزی و ایران رابطه‌ای وجود ندارد، اما در سایر کشورها رابطه علیـّت موجود است. در بلندمدت نیز در کلیه کشورهای مورد بررسی بین متغیرها رابطه علیـّت وجود دارد.

اسدی مهماندوستی (۱۳۸۸) به بررسی لزوم و چگونگی اصلاح الگوی مصرف و یارانه های فراورده های نفتی و سنجش آثار تورمی آن پس از اجرای طرح هدفمندکردن یارانه ها می پردازد. در این بررسی با تکیه بر معرفی روش های مختلف اصلاح قیمت، با استفاده از روش جدول داده ستانده مربوط به سال ۱۳۸۳ شامل ۵۶ قلم کالا، آثار تورمی واسط و خانوار، اصلاح قیمت فرآورده ها به روش های یکباره و تدریجی در قالب روش های خطی محاسبه شده است. نتایج بدست آمده از این مطالعه نشان می دهد که آثار تورمی ناشی از روش اصلاح یکباره و دفعی قیمت ها بسیار شدید بوده و قابل اجرا نمی باشد. در بین روش های تدریجی نیز روش اصلاح خطی دارای کمترین آثار تورمی بوده و به نوعی بهترین روش است. در مجموع، این مطالعه نشان داد که تورم ناشی از روش های مختلف اصلاح قیمت فراورده های نفتی چنانچه

1) Impuls Response Function
2) Forecost Error Variance Decomposition

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

افزایش قیمت فرآورده های نفتی به صورت یکباره باشد، به ترتیب به ایجاد تورم واسط و خانواری در حدود ۵۸ و ۳۳ درصد منجر می گردد و چنانچه این افزایش قیمت فرآورده های نفتی به صورت تدریجی از طریق روش خطی باشد، آنگاه به ترتیب به ایجاد حدود ۲۱ و ۱۳ درصد تورم واسط و خانوار منجر می شود.

ابونوری و همدانی (۱۳۸۹) در مقاله ای تحت عنوان" بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و تقاضای بنـزین و گازوئیـل در ناوگان حمل و نقل" با استفاده از روش‌های تخمین الگـوی VAR[1] و آزمـون علیـّـت گرنجـر و آزمـون هـم‌انباشـتگی یوهانسن و مدل تصحیح خطا دریافتند که یک رابطه بلند مدت بین مصرف سالانه بنزین و تولید ناخالص داخلی اسـت کـه اثر مصرف بنزین بر روی تولید ناخالص داخلی منفی است. نتایج حاصل از تجزیه واریانس نشان داد که بیـشترین تـاثیر بـر روی تغییرات تولید ناخالص داخلی ناشی از خود آن است و بیشترین تغییرات مصرف بنـزین توسـط تولیـد ناخـالص داخلـی توضیح داده می‌شود. در حالی که با حضور متغیر گازوییل، بیشترین تاثیر بر روی تغییرات تولید ناخالص داخلی ناشی از خود آن است و بیشترین تغییرات مصرف گازوییل توسط خود این متغیر توضیح داده می‌شود. نتایج حاصـل از آزمـون علیـّـت گرنجر در کوتاه‌مدت نشان‌دهنده یک رابطه علی یک طرفه از سوی تولید ناخالص داخلی به سمت مصرف بنزین مـی‌باشـد اما هیچ گونه رابطه علی دو طرفه‌ای بین مصرف سالانه گازوییل و تولید ناخالص داخلی وجود ندارد. نتـایج حاصـل از مـدل تصحیح خطا نتایج حاصل از آزمون علیـّت گرنجر را تایید می‌کند. بین تولید ناخـالص داخلـی و مـصرف سـالانه بنـزین و مصرف سالانه گازوییل براساس آزمون یوهانسن در بلندمدت رابطه وجود دارد.

صادقی و همکاران (۱۳۸۹) در مقاله ای تحت عنوان "اثـر تعـدیل قیمـت حامـل هـای انـرژی بـر متغیرهـای کـلان اقتصادی" به این نتیجه رسیدند که با اصلاح قیمت حامل های انرژی، رشد اقتصادی و مصرف بخش خـصوصی کـاهش یافته، ولی تورم افزایش می‌یابد. نتایج این مطالعه نشان داد که تعدیل قیمت انرژی، بیشترین تأثیر را در توضـیح دهنـدگی نوسان‌های تورم دارد، به طوری که در میان مدت و بلند مدت حدود۴۰ درصد از تغییرات و نوسان ها در تورم با تکانه هـای شاخص قیمت انرژی توضیح داده می شود. از دیگر یافته‌های این مطالعه آن است که شوک های شاخص قیمت انرژی در بلند مدت به ترتیب در حدود ۲۰ و ۱۱ درصد از نوسان های مصرف بخش خصوصی و تولیـد ناخـالص داخلـی را توضـیح می‌دهد. لازم به ذکر است که همه نتایج بدست آمده بدون در نظر گرفتن اثرات بازتوزیع پرداخت منـابع دریـافتی دولـت از محل یارانه هاست.

روش شناسی و تصریح الگو

چارچوب عمومی الگوی VEC

در این مقاله، به منظور بررسی اثرات بلند مدت حذف یارانه حامل‌های انرژی نفت، گاز و برق بر سطح تولید و تـورم در

1) Vector Autoregression

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

ایران از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) و آزمون همجمعی یوهانسن[1] استفاده می شود.

فیلیپس[2] در مقالاتی مدل تصحیح خطای برداری را برای اولین بار به ادبیات اقتصادی معرفی کرد . این مدل که بعدها توسط هندری[3] و دیگران در تحلیل‌های مربوط به مصرف و تقاضای پول مورد استفاده قرار گرفت، جزء مدل‌های پویا به شمار می‌رود. مبنای آماری استفاده از مدل‌های تصحیح خطای برداری وجود همجمعی[4] بین متغیرهای اقتصادی است . مدل‌های پویای تصحیح خطای برداری امکان تعیین روابط بلند مدت بین متغیرهای درون‌زا را مهیا می‌سازند. علاوه بر آن، این مدل‌ها رفتار کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلند مدت آنها ربط و نشان می‌دهند که چگونه عدم تعادل مربوط به روابط تعادلی بلند مدت متغیرها بر تغییرات پویای کوتاه مدت آنها تأثیر می‌گذارد. این ویژگی‌های منحصربفرد مدل‌های تصحیح خطای برداری که آنها را از سایر مدل‌های ساختاری و غیرساختاری اقتصادسنجی متمایز می‌سازد، باعث شده است تا این مدل‌ها در دهه ۱۹۹۰ به سرعت رشد تکاملی خود را تجربه کنند. اصولاً استفاده از روش‌های معمول اقتصادسنجی در تخمین ضرائب الگوهای سری زمانی، بر فرض مانایی متغیرهای الگو مبتنی است. در الگوی تصحیح خطای برداری که از الگوهای خودتوضیح برداری همجمع[5] به شمار می‌رود، جهت مانا نمودن متغیرهای نامانا از مفهوم همجمعی بهره گرفته می‌شود و اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلند مدت بین متغیرها نیز در مدل حفظ می‌گردد. [۱۰]

فرم کلی الگوی تصحیح خطای برداری توسط لوتکپل (۲۰۰۵)[6] به شکل زیر معرفی شده است:

$$\Gamma_0 \Delta y_t = \alpha\beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \ldots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + B_0 x_t + \ldots + B_q x_{t-q} + CD_t + u_t \qquad (۱)$$

در این رابطه، α ماتریس $k\times r$ "ضریب سرعت تعدیل"[7] است که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلند مدت را نشان می‌دهد. β ماتریس $k\times r$ همجمعی است که نشان دهنده بخش بلند مدت مدل می باشند. Γ_j ماتریس $k\times k$ ضرایب کوتاه مدت و u_t نیز بردار اجزاء خطای اختلال خالص با $E(u_t u_t') = \Sigma_u$ است. [۳۰]

تصریح الگو

جامعه آماری در این تحقیق، کشور ایران در دوره زمانی۱۳۸۷-۱۳۵۲ می باشد. داده های آماری، بر اساس آمار موجود در آمار نامه‌های بانک مرکزی و سازمان مدیریت و برنامه ریزی در دوره مورد نظر برای هر یک از متغیرهای مربوطه و همچنین با بررسی مدارک و اسناد به روش کتابخانه ای (کتاب های مرجع و مقالات) مورد استفاده قرار گرفته است. ابزار

1) Johenson Cointegration Test
2) Phillips
3) Hendry
4) Cointegration
5) Cointegrated Vector Autoregression
6) Lutkephol
7) Loading Coefficients

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

گرد آوری، فیش برداری از منابع و گزارش‌ها و استفاده از اینترنت و بانک های اطلاعاتی و آمار های منتشره توسط بانک مرکزی است. ابزار اصلی تجزیه و تحلیل اطلاعات، نرم افزارهای رایانه ای می باشد و تخمین های مربوطه به وسیله نرم افزارJMulTi4 انجام می شود. الگویی که به بررسی اثرات بلند مدت حذف یارانه حامل‌های انرژی نفت، گاز و برق بر سطح تولید و تورم در ایران می پردازد، مبتنی بر الگوی VEC است که این الگو را در قالب ماتریس(۲) به شکل کلی زیر می توان معرفی کرد:

(۲)

$$\begin{bmatrix} \Delta GDP_t \\ \Delta CPI_t \\ \Delta CWOIL_t \\ \Delta CDG_t \\ \Delta CEL_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{21} \\ \alpha_{31} \\ \alpha_{41} \\ \alpha_{51} \end{bmatrix} EC_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \begin{bmatrix} a_{i,11} & a_{i,12} & a_{i,13} & a_{i,14} & a_{i,15} \\ a_{i,21} & a_{i,22} & a_{i,23} & a_{i,24} & a_{i,25} \\ a_{i,31} & a_{i,32} & a_{i,33} & a_{i,34} & a_{i,35} \\ a_{i,41} & a_{i,42} & a_{i,43} & a_{i,44} & a_{i,45} \\ a_{i,51} & a_{i,52} & a_{i,53} & a_{i,54} & a_{i,55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta GDP_{t-i} \\ \Delta CPI_{t-i} \\ \Delta CWOIL_{t-i} \\ \Delta CDG_{t-i} \\ \Delta CEL_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} & c_{14} & c_{15} \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} & c_{24} & c_{25} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} & c_{34} & c_{35} \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & c_{44} & c_{45} \\ c_{51} & c_{52} & c_{53} & c_{54} & c_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c \\ s_{1t} \\ s_{2t} \\ s_{3t} \\ t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \hat{u}_{1t} \\ \hat{u}_{2t} \\ \hat{u}_{3t} \\ \hat{u}_{4t} \\ \hat{u}_{5t} \end{bmatrix}$$

در این رابطه، (GDP) تولید ناخالص داخلی و (CPI) شاخص بهای حامل های انرژی، به عنوان متغیر نهایی و (CWOIL) مصرف نفت سفید در ایران، (CG) مصرف گاز طبیعی در ایران و (CEL) مصرف عمومی انرژی برق در کشور می باشد. در این رابطه، ماتریس α، ماتریس همجمعی است که نشان دهنده بخش بلند مدت الگو می باشد و ماتریس α_i، ضرایب کوتاه مدت و u_{it} نیز بردار اجزای خطای اختلال و c_{ij} ماتریس ضرایب متغیرهای از پیش تعیین شده می باشند. در این رابطه، شکل تفاضلی متغیرها در قالب الگوی VEC معرفی شده است. در این الگو جهت بررسی تاثیرات حذف یارانه حامل های انرژی بر تولید و تورم در ایران از تکنیک توابع واکنش ضربه بهره گرفته خواهد شد و چگونگی واکنش GDP وCPI نسبت به شوک در مصرف حامل های انرژی، بیانگر این اثرات می باشد.

تجزیه و تحلیل نتایج تجربی

این بخش به دنبال بحث و بررسی نتایج تجربی با استفاده از رویکرد VEC مبتنی بر داده های آماری ۱۳۸۷-۱۳۵۲مربوط به ایران می‌باشد. بدین منظور ابتدا به بررسی آزمون ریشه واحد و آزمون یوهانسن پرداخته و سپس تعداد روابط بلند مدت بین متغیرها مشخص می شود و نهایتاً بعد از تعیین وقفه بهینه به تحلیل واکنش ضربه(IRF)[1] پرداخته می‌شود.

1) Impulse Response Function

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

آزمون مانایی

از جمله موضوعاتی که لازم است قبل از برآورد الگو مورد بررسی قرار گیرد، موضوع مانایی سری زمانی متغیرهاست. برای بررسی مانایی متغیرها می توان از آزمون ریشه واحد دیکی فولر یا دیکی فولر تعمیم یافته[1] استفاده نمود. در این تحقیق برای آزمون مانایی سری زمانی مورد نظر از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته استفاده می شود. اگر قدر مطلق آماره آزمون از قدر مطلق کمیت بحرانی ارائه شده بزرگتر باشد، فرضیه H_0 دالّ بر وجود ریشه واحد رد می‌شود. در جدول زیر، نتیجه این آزمون برای متغیرهای معرفی شده ارائه شده است.

جدول ۱): آزمون ریشه واحد

متغیرها	آماره آزمون
GDP_log	-۱,۸۰۸۹
CPI_log	-۰,۸۱۴۳
_logcwoil	-۱,۸۳۷۵
_logcg	-۲,۲۲۹۹
cel_ log	-۲,۳۹۹۸
GDP_log_d1	-۵,۶۶۹۴
CPI_log_d1	۸,۶۸۱۶-
_log_d1cwoil	-۶,۶۸۷۴
cg_log_d1	-۷,۸۷۸۷
cel_log_d1	-۵,۶۲۱۸
میزان آماره آزمون در سطوح بحرانی بر اساس مطالعه دیویدسون و مکینون (۱۹۹۳) - جزء ثابت و روند خطی ۱٪ : (-۳,۹۶) ۵٪ : (-۳,۴۱) ۱۰٪ : (-۳,۱۳) - جزء ثابت ۱٪ : (-۳,۴۳) ۵٪ : (-۲,۸۶) ۱۰٪ : (-۲,۵۷)	

مأخذ: محاسبات تحقیق

1) Discky Fuller Test

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

همان گونه که از نتایج جدول (۱) مشخص است، تمام متغیرهای سطح، در سطح معناداری ۹۹ درصد نامانا می باشند ولی با یک بار تفاضل گیری در این سطح معناداری، مانا می شوند و بدین ترتیب، یکی از شروط مهم برآورد الگوهای مورد نظر فراهم شده است.

آزمون همجمعی

برای بررسی همگرایی، آزمون های مختلفی وجود دارد که از میان آنها می توان آزمون یوهانسن و انگل–گرنجر[1] را نام برد. در این تحقیق از آزمون یوهانسن (۱۹۹۵) استفاده می شود. در صورتی که همجمعی بین متغیرها تعیین گردد، می‌توان گفت که رابطه تعادلی و بلند مدت بین متغیرهای مورد نظر برقرار است. با انجام این آزمون و محاسبه آزمون نسبت راستنمایی LR[2] و نیز مقایسه آن با مقادیر بحرانی جدول در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪، همجمعی و رابطه تعادلی بین متغیرهای الگو اثبات می شود. در این آزمون بر اساس نتایج جدول(۲) مشاهده می شود که در الگو، در سطح معناداری ۹۵ درصد، ۳ و در ۹۹ درصد، ۲ رابطه بلند مدت وجود دارد.

جدول ۲): آزمون همجمعی یوهانسن

فرضیه صفر	LR	آماره p	٪۹۰	٪۹۵	٪۹۹
$r=0$	۱۲۸,۵۳	۰,۰۰۰۰	۸۴,۲۷	۸۸,۵۵	۹۶,۹۷
$r\leq 1$	۷۹,۹۸	۰,۰۰۰۹	۶۰,۰۰	۶۳,۶۶	۷۰,۹۱
$r\leq 2$	۴۴,۲۲	۰,۰۳۵۰	۳۹,۷۳	۴۲,۷۷	۴۸,۸۷
$r\leq 3$	۲۱,۷۶	۰,۱۵۰۷	۲۳,۳۲	۲۵,۷۳	۳۰,۶۷
$r\leq 4$	۴,۴۹	۰,۶۷۳۴	۱۰,۶۸	۱۲,۴۵	۱۶,۲۲

** در سطح معناداری ۱۰ درصد فرضیه صفر رد می شود.

*** در سطح معناداری ۱ درصد فرضیه صفر رد می شود.

مأخذ: محاسبات تحقیق

تعیین وقفه بهینه

تعیین وقفه بهینه در تصریح الگوی VEC از اهمیت زیادی برخوردار است. بدین منظور از معیار اطلاعات آکائیک (AIC) ، معیار شوارتز (SC) و معیار حنان کوئین (HQC) و خطای پیش بینی نهایی (FPE) استفاده می شود. وقفه بهینه

1) Engel Granger Test
2) Likelihood Ratio Testing

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

با توجه به این معیارها در الگو ۲ مشخص شده است که این وقفه در جدول زیر قابل مشاهده می باشد.

جدول ۳): تعداد وقفه های بهینه

معیار	تعداد وقفه
AIC	۲
FPE	۲
SC	۲
HQC	۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

آزمون های تشخیصی

به منظور ارزیابی تخمین الگوی مورد نظر، از آزمون پورتمن برای تشخیص خودهمبستگی، آزمون ژارکو- برا برای تشخیص نرمال بودن و آزمون ARCH-LM چند متغیره برای تشخیص واریانس ناهمسانی اجزای باقیمانده خطا استفاده نموده و نتایج این آزمون ها برای هر دو الگو در جدول (۴) قابل مشاهده می باشند.

جدول ٤): آزمون های تشخیصی

آزمون	Q	Test For Nonnormality	$MARCH_{LM}$
آماره تخمینی	۲۳۸,۸۱۵۹	٦,٦٤٥٤	٤٦٥,۰۰۰
آمارهp	۰,٥۰۹٤	۰,۷٥۸٤	۰,۳۰۲۷

– فرضیه صفر تنها وقتی ردّ می شود که آماره p کوچکتر از ۰,۱ یا ۰,۰۵ باشد

– Q : آزمون پورتمن برای تشخیص خودهمبستگی LJB_k : آزمون ژارکو- برا برای تشخیص غیرنرمال بودن

_ $MARCH_{LM}$: آزمون چندمتغیره برای تشخیص واریانس ناهمسانی

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۴)، می‌توان دید که در وقفه ۲ عدم خود همبستگی و عدم ناهمسانی واریانس و نرمال بودن اجزای باقیمانده خطا موجود می باشد. با توجه به این نتایج، وقفه ۲، وقفه بهینه تخمین الگو می باشد.

آزمون ثبات چاو

جهت بررسی ثبات سیستم و ضرایب تخمینی از آزمون ثبات چاو بهره گرفته می شود. برای انجام آزمون چاو، دوره نمونه را به دو یا چند قسمت تقسیم می کنیم و از آنجا که دوره مورد مطالعه در این تحقیق دوره ۱۳۸۷– ۱۳۵۲ می‌باشد،

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

پس از تقسیم نمونه به دو قسمت، این آزمون در الگو در سال ۱۳۷۹ بنا بر انتخاب نرم افزار انجام گرفت. این آزمون فرضیه صفر، ثبات پارامتر ها را در سطح معناداری ۱ درصد مورد آزمون قرار می‌دهد. بنابر این، با بررسی آماره p نتایج نشان می‌دهند که چون این آماره (۰,۹۶۰۰) از ۰,۰۵ بزرگتر می‌باشد، نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر ثبات ضرایب را رد کرد و در نتیجه، شکست ساختاری وجود نداشته است و ضرایب الگو و سیستم مورد نظر با ثبات هستند.

جدول ۵): آزمون چاو در الگو

نقطه شکست آزمون	۱۳۷۹
p-value	۰,۹۶۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

تخمین الگوی VEC

بعد از اثبات نامانایی متغیرها در سطح و مانایی آنها در تفاضل مرتبه اول، وجود همجمعی، انجام آزمون های تشخیصی و تعیین وقفه بهینه، به برآورد ضرایب با استفاده از الگوی VEC پرداخته می شود. با توجه به نتایج بدست آمده، رابطه (۲) با استفاده از فرآیند RR[1] یوهانسن در سطح معناداری ۹۹ درصد توسط نرم افزارJMULTI برای الگو تخمین زده شد که ماتریس های تخمینی در بخش زیر ارائه شده است. بر اساس الگو تخمینی، ابتدا روابط بلند مدت بیان می شود و سپس تحلیل واکنش ضربه ارائه خواهد شد.

$$\begin{bmatrix} \Delta GDP_t \\ \Delta CPI_T \\ \Delta CWOIL_t \\ \Delta CG_t \\ \Delta CEL_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.658 & -0.112 \\ 3.919 & -0.532 \\ 1.626 & -0.258 \\ 3.218 & -0.495 \\ -0.499 & 0.049 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} EC1(t-1) \\ EC2(t-1) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.076 & 0.080 & 0.238 & 0.240 & -0.259 \\ -3.488 & 0.341 & 0.705 & 1.086 & -0.080 \\ -0.913 & 0.144 & 0.312 & 0.592 & 0.080 \\ -0.363 & 0.210 & 0.911 & 0.296 & -0.395 \\ 0.095 & 0.056 & -0.127 & -0.192 & -0.079 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta GDP_{t-1} \\ \Delta CPI_{t-1} \\ \Delta CWOIL_{t-1} \\ \Delta CG_{t-1} \\ \Delta CEL_{t-1} \end{bmatrix} + \quad (۳)$$

$$\begin{bmatrix} -0.323 & 0.127 & 0.117 & 0.085 & -0.602 \\ -1.366 & 0.040 & 0.922 & 0.424 & -0.544 \\ -0.222 & 0.039 & 0.262 & 0.261 & -0.778 \\ -0.244 & -0.060 & 0.589 & 0.097 & -1.319 \\ 0.754 & 0.004 & -0.074 & -0.136 & 0.262 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta GDP_{t-2} \\ \Delta CPI_{t-2} \\ \Delta CWOIL_{t-2} \\ \Delta CG_{t-2} \\ \Delta CEL_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.017 \\ 0.05 \\ -0.084 \\ 0.007 \\ 0.059 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c \\ t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \hat{u}_{1t} \\ \hat{u}_{2t} \\ \hat{u}_{3t} \\ \hat{u}_{4t} \\ u_{5t} \end{bmatrix}$$

بر اساس تخمین یوهانسن، روابط بلند مدت ضمنی در الگو عبارت است از:

$$GDP_t = 1.399 CWOIL_t + 0.026 CG_t - 0.137 CEL_t \quad (۴)$$

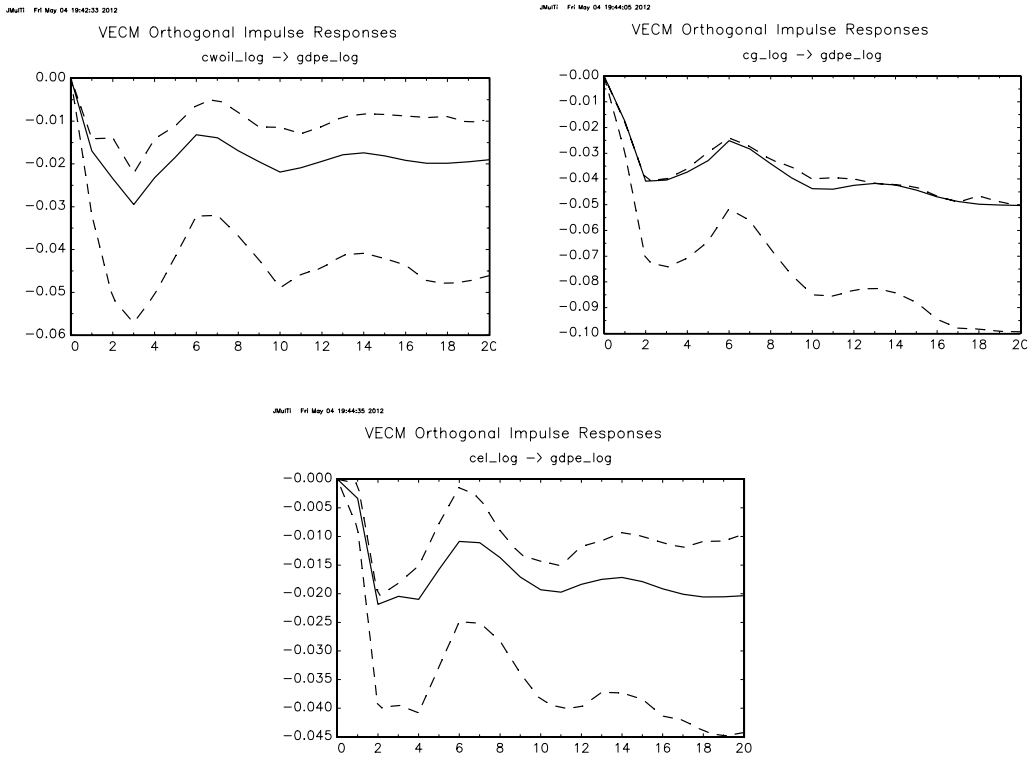
$$CPI_t = 12.141 CWOIL_t + 3.699 CG_t - 2.080 CEL_t \quad (۵)$$

1) Reduced Rank

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

تحلیل واکنش ضربه IRF

نمودار (۱) واکنش تولید ناخالص داخلی را نسبت به شوک در مصرف نفت سفید، گاز طبیعی و برق و نمودار (۲) نیز واکنش شاخص بهای حامل های انرژی را نسبت به شوک در مصرف این حامل های انرژی در ایران در الگو با استفاده از روش هال (۱۹۹۲)[1] در سطح معناداری ۹۵ درصد، با تعداد انعکاس بوتسترپ[2] ۱۰۰ (تعداد ارتعاشات وارد شده به شوک در هر الگو)، با در نظر گرفتن دوره زمانی۲۰ ، در کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت، نشان می دهد. همان گونه که نمودار (۱) نشان می دهد، با حذف یارانه حامل های انرژی، مصرف این حامل در کوتاه، میان و بلند مدت کاهش می یابد و نتیجه نهایی این اثر، کاهش تولید ناخالص داخلی در کوتاه، میان و بلند مدت می باشد که این نتایج با مبانی نظری کاملا سازگار می باشد.



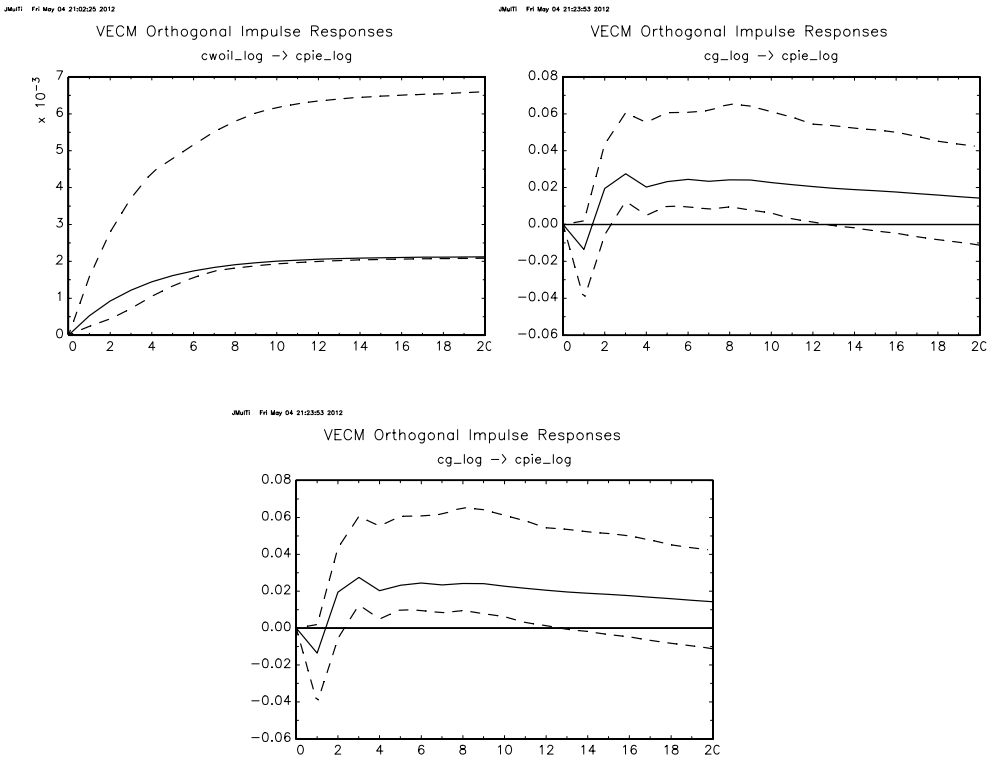
نمودار ۱). تحلیل واکنش ضربهGDP نسبت به شوک در CWOIL و CG و CEL

مأخذ: محاسبات تحقیق

1) Hall
2) Number of Bootstrap Replications

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

نمودار (۲) نیز واکنش شاخص بهای حامل های انرژی را نسبت به شوک در مصرف نفت، گاز و برق در کوتاه، میان و بلند مدت در کشور نشان می دهد. نتایج این نمودار نیز کاملا با مبانی نظری سازگار می باشد، زیرا با حذف یارانه انواع حامل های انرژی، قیمت این حامل ها نیز در کوتاه، میان و بلند مدت افزایش می یابد و این افزایش قیمت همچنین باعث کاهش مصرف انواع حامل های انرژی می‌شود.



نمودار ۲): تحلیل واکنش ضربهCPI نسبت به شوک در CWOIL و CG و CEL

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتیجه‌گیری

این مطالعه به بررسی اثرات بلند مدت حذف یارانه حامل‌های انرژی نفت، گاز و برق بر سطح تولید و تورم طی دوره زمانی ۱۳۸۷ –۱۳۵۲ در ایران پرداخت. با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفت و مشخص شد که تمام متغیرهای پژوهش، با یکبار تفاضل گیری مانا شدند. سپس وقفه ۲ با تأکید بر معیار شوارتز بیزین و حنان کوئین به عنوان وقفه بهینه مشخص شد. نتایج حاصل از آزمون همجمعی یوهانسن مشخص کرد که در سطح معناداری ۹۵ درصد، ۳ و در ۹۹ درصد، ۲ رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرها وجود دارد. طبق تحلیل واکنش ضربه،

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

مشخص شد که، حذف یارانه حامل های انرژی، باعث کاهش مصرف این حامل در کوتاه، میان و بلند مدت و در نتیجه، کاهش تولید ناخالص داخلی در کوتاه، میان و بلند مدت می شود. همچنین با حذف یارانه انواع حامل های انرژی، قیمت این حامل ها نیز در کوتاه، میان و بلند مدت افزایش می‌یابد و این افزایش قیمت همچنین باعث کاهش مصرف انواع انرژی‌ها می‌شود. این نتایج در واقع پاسخ سوال اصلی این مطالعه و بررسی اثرات حذف یارانه حامل‌های انرژی بر تولید و تورم در ایران می‌باشد. یارانه‌ها از جمله ابزارهای اقتصادی دولت ها هستند که با تاثیرگذاری برقیمت های نسبی در اقتصاد، می‌توانند بر تخصیص منابع تاثیر گذارند. در اقتصاد ایران، موضوع یارانه ها به سبب ایجاد فشارهای بودجه ای قابل توجه، از اهمیت زیادی برخوردار است، هرچند، تلاش در جهت حذف این فشار (حذف یارانه ها) در شرایط فعلی اقتصاد ایران آسان نیست. بررسی مطالعات صورت گرفته در ایران در خصوص اثرات حذف یارانه حامل های انرژی بر تولید تورم نشان می دهد که با حذف یارانه این حامل ها، قیمت حامل های انرژی افزایش و GDP و مصرف انواع انرژی ها در کشور کاهش می یابد. نتایج این مطالعه نیز حاکی از آن است که در اثر اجرای طرح حذف یارانه‌ها، رشد اقتصادی و مصرف انواع حامل‌های انرژی کاهش خواهد یافت. در این راستا، پیشنهاد می‌شود که دولت اقدامات زیر را اجرا نماید:

۱-شناسایی ابزارهای مناسب تامین اجتماعی و سپس اصلاح یارانه ها.

۲-سنجش اهمیت نهاده انرژی برای فعالیت های مختلف و برنامه ریزی در جهت تداوم پرداخت یارانه به فعالیت‌هایی که انرژی در آنها از اهمیت بالایی برخوردار است و سهم بالایی را نیز در تولید و اشتغال ایفا می‌نمایند.

۳-ضمن تدوین الگوی بهینه در مصرف تمامی حامل ها در بخش های مختلف، از کسانی که این الگو رارعایت نمی‌کنند مالیات اضافه مصرف اخذ شود.

منابع

[۱] ابونوری، عباسعلی. همدانی، عطیه. (۱۳۸۹)، بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و تقاضای بنزین و گازوئیل در ناوگان حمل و نقل (زمینی – جاده ای) ، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵۷، ۱۵۴ – ۱۱۵.

[۲] ابونوری، اسماعیل. جعفری صمیمی، احمد. محنت فر، یوسف. (۱۳۸۵)، ارزیابی آثار اقتصادی یارانه بنزین بر میزان مصرف آن در ایران، جستارهای اقتصادی، شماره ۵، ۵۸-۳۳.

[۳] احمدیان، مجید.(۱۳۷۸)، اقتصاد نظری و کاربردی نفت، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، پژوهشکده اقتصاد ، چاپ دوم.

[۴] بهبودی، داوود. محمدزاده، پرویز. جبراییلی، سودابه.(۱۳۸۸)، بررسی رابطه مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته، مطالعات اقتصاد انرژی شماره ۲۳، ۲۱-۱.

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

[۵] اسدی مهماندوستی، الهه. (۱۳۸۸)، لزوم و چگونگی اصلاح الگوی مصرف و یارانه های فراورده های نفتی و سنجش آثار تـورمی آن، فصلنامه ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال ششم، شماره ی۲۰ ، ۱۸۵-۱۶۲.

[۶] باستانزاد، حسین. (۱۳۷۷)، مقایسه کارکرد روش های داده_ ستانده و مدل های تعادل عمومی در بررسی اثر تورمی تغییر قیمت حامل های انرژی، مجله برنامه و بودجه، شماره ۲۵و۲۶، ۷۶-۵۵.

[۷] جلال آبادی، اسداله. شفیعی، افسانه. شاه حسینی، سمیه. (۱۳۸۵)، افزایش قیمت بنزین و چالش های پـیش روی دولـت، مجلـه مجلس و پژوهش، شماره ۵۰و۴۹، ۲۷۱-۲۴۱.

[۸] حسنی صدر آبادی، محمد حسین. کاشمری، علی. عماد الاسلام، هدیه. (۱۳۸۶) ، بررسی رابطه علی مصرف انرژی ، اشـتغال و تولید ناخالص داخلی (ایران طی سال های ۱۳۸۴-۱۳۵۰)، پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، شماره ۲۴ صفحه ۳۱.

[۹] دفتر مطالعات اقتصادی وزارت بازرگانی. (۱۳۸۷) ، بررسی اثرات تورمی حذف یارانه کالاهای اساسی.

[۱۰] سهیلی، کیومرث. (۱۳۸۷)، تقاضای انرژی « نظریه‌ها، مدل‌ها و الگوهـای کـاربردی بـرای ایـران»، چـاپ اول، انتـشارات دانـشگاه رازی، کرمانشاه.

[۱۱] شرزه ای، غلامعلی. وحیدی، محمد رضا. (۱۳۸۹)، بررسی رابطه بین مصرف انرژی، درآمد و قیمت ها در کشورهای عـضو اپـک، سومین همایش ملی انرژی.

[۱۲] صادقی، حسین. شهاب لوسانی، کیوان. باغجری، محمود. (۱۳۸۹)، اثر تعدیل قیمت های حامل های انرژی بر متغیرهـای کـلان اقتصادی با استفاده از رویکرد خود رگرسیونی ساختاری، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، شماره ۱، ۷۷-۴۹.

[۱۳] طاهری فرد، احسان و رحمانی، علی، ۱۳۷۸، رابطه علی بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی و تولیـد ناخـالص داخلـی در اقتـصاد ایران، دومین همایش ملی انرژی.

[۱۴] عبـاس پـور، مجید. محمد خان ، مرتضی. (۱۳۷۶)، نقش بخش انرژی در توسعه اقتصادی کشور، تهران، وزارت امور اقتصادی و دارایی.

[۱۵] فطرس، محمدحسن. منصوری گرگری، حامد. شعبانی، مجید. (۱۳۸۷)، بررسی رابطه علی بین تولیـد ناخـالص داخلـی و مـصرف الکتریسیته با استفاده از روش تودا و یاماموتو در ایران (۱۹۶۷-۲۰۰۶) ، دانش و توسعه، شماره ۲۵، ۱۶۹-۱۸۹.

[۱۶] ملکی، رضا. (۱۳۷۸)، بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهـــــــران دانشگاه شهید بهشتی.

[17] Aqeel A and Butt M. S.2001."The Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Pakistan" ,Asia-Pacific Development Journal,Vol 8,pp 101-109.

[18] Ayres R and Nair I.1984." Thermodynamics and economics, Physics Today", Vol 35, pp 62-71.

[19] Berndt ER. 1990. "Energy use, Technical Progress and Productivity Growth: A Survey of Economic Issues" ,Journal of Productivity Analysis, Vol 2, pp 67-83.

[20] Berndt E and Wood D.1975. "Technology, prices, and the derived demand for energy", The Review of Economics and Statistics, Vol 3, pp 259-268.

[21] Cheng BS and Lai TW. 1997 "An investigation of co-integration and causality between energy consumption and economic activity in Taiwan", Energy Econ. Vol 19, pp 435-444.

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]

[22] Dickey DA and Fuller WA. 1979. "Likelihood ratio statistics for autoregressive time serie with a unit root, Econometrica, Vol 49, pp 1057–1072.

[23] Douglas R B. 1991. "On the macroeconomic effects of energy, Resource and energy", Vol 5, pp 148-190.

[24] Dubo I. 2003. "Impact of Energy Subsidies on Energy Consumption and Supply in Zimbabwe: Do the Urban Poor Really Benefit?", Energy Policy, Vol 31, pp 1635- 1645.

[25] kinlo AE. 2008. "Energy consumption and economic growth, evidence from 11 Su Saharan Africa countries", Energy economics, Vol 30, PP 2391-2400.

[26] Engle RF and Granger CJ. 1990. "Co–Integration and error correction: representation, estimation, and testing Econometrica, Vol. 55, pp 251-276.

[27] Fatai K and Oxley L and Scrimgeour F. 2004. "Modelling the Causal Relationship between Energy Consumption and GDP in New Zealand, Australia, India, Indonesia, the Philippines and Thailand", MODSIM, Australian National University, Canberra, pp 1091-1096.

[28] Hope E and Singh B. 1995. "Energy price increases in developing countries", The World Bank, Policy research department.

[29] Johansen S.1995. "Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models, Oxford University Press, Oxford.

[30] Lutkepohl H. 2005. "New introduction to multiple time series analysis", Springer-Verlag, Berlin.

[31] Masih AM and Masih R. 1998. "A multivariate cointegrated modeling approach in testing temporal causality between energy consumption, real income and prices with an application to two Asian LDCs" , Applied Economics Vol 10, pp 1287-1298.

[32] Pindyck RS. 1997. "The Structure of World Energy Demand" , The MIT Press, Cambridge, MA.

[33] Mehrara M. 2007. "Energy consumption and economic growth: the case of oil exporting countries", Energy policy,Vol 35, pp 2939-2945.

[34] Stern D I and Celeveland CJ. 2004. "Energy and Economic Growth",Rensselaer Working Papers, pp 410-460.

[35] Uri ND and Boyd R. 1997. "An Evaluation of the Economic Effects of Higher Energy Prices in Mexico" ,Energy Policy, Vol 25, pp 205-215.

[36] Yang HY. 2000. "A note on the causal relationship between energy and GDP in Taiwan" ,Energy Economics, Vol 22, pp 309-317.

[37] Yemane WR. 2005. "Energy demand and economic growth: The African experience", Journal of Policy Modeling, Vol. 27, pp 891–903.

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-17]