فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی
سال هجدهم، شماره ۵۷، بهار ۱۳۹۰، صفحات 13 – 5

دلالت‌هایی بر آزادسازی قیمت فرآورده‌های نفتی در ایران

حسن حیدری
استادیار دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه
لاف..عع‌فکک‌لامافغ‌ع‌ف‌غ‌غ‌غ

لسیان سعیدپور
دانشجوی کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه
ککگ‌غفق‌ع ک‌غاکع ه‌ع‌قامگ‌گ‌ع‌ا

این مقاله علاوه بر بررسی رابطه بلندمدت بین مصرف فرآورده‌های نفتی و تولید ناخالص داخلی در چارچوب مدل سمت عرضه، به بررسی نحوه تأثیرگذاری آزادسازی قیمت فرآورده‌های نفتی بر تولید ناخالص داخلی و مصرف این فرآورده‌ها در چارچوب مدل سمت تقاضا طی دوره زمانی (۵۸۳۱-۵۸۱۱) برای ایران می‌پردازد. تکنیک اقتصادسنجی استفاده‌شده در این پژوهش، رهیافت آزمون کرانه‌ها به همجمعی و مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی می‌باشد. نتایج به دست‌آمده از مدل سمت عرضه بیانگر وجود رابطه علیتی بلندمدت یک‌طرفه از مصرف فرآورده‌های نفتی به تولید ناخالص داخلی با ضریب منفی می‌باشد. این نتیجه مشخصاً بر اتلاف فرآورده‌های نفتی در کشور دلالت می‌کند به این صورت که قیمت فرآورده‌های نفتی منجر به توجیه اقتصادی استفاده از تکنولوژی‌های ناکارامد، فرسوده و انرژی‌بر شده است. لذا افزایش مصرف فرآورده‌های نفتی به دلیل تخصیص غیربهینه این نهاده در بخش‌های ناکارامد اقتصادی منجر به اتلاف این نهاده و کاهش رشد اقتصادی خواهد شد. همچنین، در مدل سمت تقاضا نیز قیمت فرآورده‌های نفتی با ضریب مثبت بر تولید ناخالص داخلی و با ضریب منفی بر مصرف این فرآورده‌ها در بلندمدت تأثیرگذار می‌باشد. وجود رابطه معکوس قیمت فرآورده‌های نفتی با مصرف آنها و نیز تأثیر مثبت قیمت فرآورده‌های نفتی بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد که تصمیم دولت مبنی بر آزادسازی قیمت فرآورده‌های نفتی به سطح قیمت تمام شده گامی در جهت بهینه‌سازی مصرف و تخصیص کارامد این فرآورده‌ها و در پی آن افزایش رشد اقتصادی کشور در بلندمدت می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL : *C32, Q43* .

واژه‌های کلیدی: *رشد اقتصادی، رهیافت آزمون کرانه‌ها، قیمت فرآورده‌های نفتی، مصرف فرآورده‌های نفتی.*

× **تاریخ دریافت:** 1389/11/25 **تاریخ پذیرش:** 1390/5/1

Archive of SID
www.SID.ir

۱. مقدمه

پس از شوک نفتی سال **۵۲۹۸** و در پی تحریم نفتی کشورهای غربی حامی اسراییل از سوی کشورهای عربی صادرکننده نفت، انرژی به عنوان یکی از مهم‌ترین نهاده‌های توسعه و از عوامل اصلی تولید مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفت. این شوک نفتی که باعث افزایش شدید قیمت فرآورده‌های نفتی شد توجه سیاستمداران کشورهای واردکننده فرآورده‌های نفتی به‌ویژه کشورهای صنعتی به مسائل بهینه‌سازی مصرف انرژی و تأمین امنیت عرضه انرژی را به همراه داشت. همچنین، در سال‌های اخیر نیز انتشار بیش از حد گازهای گلخانه‌ای و تخریب لایه اوزون که ناشی از بکارگیری سوخت‌های فسیلی می‌باشد مشکلات زیست محیطی را به وجود آورده است. این مشکلات کشورها را بر لزوم بهینه‌سازی مصرف انرژی و بکارگیری مکانیزم‌هایی در جهت استفاده از انرژی‌های نو و مهار مصرف انرژی‌های فسیلی سوق داده است.

در ایران نیز مانند سایر کشورها انرژی نقش مهمی را در تولید و توسعه کشور ایفا می‌کند، لذا تدوین سیاست‌ها و استراتژی‌های مناسب با در نظرگرفتن معیارهای پیش‌بینی آینده به منظور استفاده و تخصیص بهینه انرژی بسیار حائز اهمیت است. سال‌ها است که بهای ناچیز انرژی در کشور به اقتصادی‌شدن استفاده از فناوری‌های هدردهنده انرژی و به دست‌مایه‌ای برای استفاده بیش از حد از این نهاده تولید منجر شده است به طوری‌که براساس آمارهای منتشرشده توسط آژانس بین‌المللی انرژی (**اپژ**) ضریب مصرف انرژی طی سال‌های (۲۰۰۰-۲۰۰۶) برای ایران **۵/۵۳** می‌باشد در حالی‌که این ضریب برای کشورهای عضو **پ.ب** **پد**و کل جهان به ترتیب برابر **۱/۹۲** و **۱/۱۵** است.

یکی از این حامل‌های انرژی که در بیشتر زیربخش‌های اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد و سهم بسیاری در تأمین مصرف انرژی کشور دارد، فرآورده‌های عمده نفتی می‌باشد. از آنجایی که تعیین رابطه علیتی بین فرآورده‌های نفتی با تولید ناخالص داخلی در بردارنده دلالت‌های سیاستی مهمی برای سیاستگذاران بخش انرژی و اقتصاد کشور می‌باشد، بررسی دقیق این رابطه در بلندمدت به جهت ارائه رهنمودهای سیاستی مناسب ضروری است. در این زمینه، اگر جهت رابطه علیتی از مصرف فرآورده‌های عمده نفتی به تولید ناخالص داخلی باشد، سیاست‌های تهدیدکننده عرضه انرژی آثار مخربی بر رشد اقتصادی دارد. برعکس، در صورتی‌که جهت رابطه علیتی از تولید ناخالص داخلی به مصرف فرآورده‌های عمده نفتی باشد بکارگیری سیاست‌های تهدیدکننده عرضه انرژی به عنوان یک عامل بازدارنده رشد اقتصادی محسوب نمی‌شوند.

از آنجایی که مدیریت تقاضای انرژی و تلاش در جهت بهینه‌سازی مصرف انرژی و استفاده کارامد از آن از مهم‌ترین عوامل پیشرفت و توسعه کشورهای توسعه‌یافته می‌باشد، این مقاله علاوه بر

Archive of SID
www.SID.ir

سمت عرضه انرژی، روابط میان مصرف فرآورده‌های نفتی، قیمت فرآورده‌های نفتی و رشد اقتصادی را در چارچوب مدل سمت تقاضای انرژی به جهت ارائه رهنمودهای سیاستی مناسب و دقیق‌تر به ویژه با توجه به اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها مورد ارزیابی قرار می‌دهد که این مهم در مطالعات قبلی انجام شده در داخل کشور در نظر گرفته نشده است.

در سال‌های اخیر با پیشرفت‌هایی که در زمینه تکنیک‌های اقتصادسنجی حاصل شده و ایرادات موجود در تکنیک‌های قبلی را تا حدودی رفع نموده است باعث جلب توجه اقتصاددانان به بررسی مجدد روابط بلندمدت میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی به جهت اهمیتی که در بحث سیاستگذاری دارند، شده است. از این‌رو، در این مقاله به منظور بررسی دقیق رابطه بلندمدت میان مصرف فرآورده‌های نفتی، قیمت فرآورده‌های نفتی و رشد اقتصادی در ایران از رهیافت آزمون کرانه‌ها[1] و الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی **(چ‌پ دا)**[2] که توسط پسران و همکاران (**۹۱۱۵**) ارائه شده است، استفاده می‌شود.

در داده‌های سری زمانی ایران احتمال وقوع شکست‌های ساختاری و تغییرات رژیمی فراوانی مانند وقوع انقلاب اسلامی در سال **۵۸۱۹**، جنگ تحمیلی طی سال‌های (۱۳۵۹-۱۳۶۷)، یکسان‌سازی نرخ ارز در سال **۵۸۹۱** و همچنین شوک‌های نفتی متفاوتی که به دلیل وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی وجود دارند. لحاظ این شکست‌ها و تغییرات رژیمی احتمالی علاوه بر اینکه ممکن است نتایج روابط علیتی را تحت تأثیر قرار دهند، تخمین‌های سازگارتر و قابل اعتمادتری از ضرایب برآورد شده ارائه می‌دهند (لی و چانگ، **۹۱۱۱**)، لذا بررسی و تخمین دقیق و صحیح این نقاط شکست امری ضروری می‌باشد. از این‌رو، در این مقاله از مجموعه آزمون‌های معرفی شده توسط بای و پرون (**۹۱۱۸**) که قادر به بررسی حداکثر **۱** شکست ساختاری درون‌زا می‌باشند و همچنین آزمون‌های ریشه واحد با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زای لامزین و پاپل (**۵۲۲۹**) و لی و استرازیسیچ (**۹۱۱۸**) مورد استفاده قرار خواهند گرفت.

این مقاله با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی فوق به دنبال پاسخ به پرسش‌های زیر می‌باشد:

۵) آیا بین مصرف فرآورده‌های نفتی و رشد اقتصادی رابطه بلندمدت وجود دارد و این رابطه به چه صورتی است؟

۹) آیا بین قیمت فرآورده‌های نفتی با رشد اقتصادی و مصرف این فرآورده‌ها رابطه بلندمدت وجود دارد؟ و این رابطه به چه صورت می‌باشد؟

---

۱. غ گ لا گ ام ا غ ر ل گ ب
۲. غ چ غ م ف م ا ف پ غ ر ف ل غ ل گ م ه ا

Archive of SID

www.SID.ir

در ادامه این مقاله و در بخش دوم، مبانی نظری، بخش سوم، پیشینه مطالعات انجام‌شده، بخش چهارم، معرفی مدل و روش انجام تحقیق، بخش پنجم، یافته‌های تجربی تحقیق و در بخش ششم، نتیجه‌گیری ارائه شده است.

2. مبانی نظری

در چند دهه اخیر انرژی به عنوان یکی از نهاده‌های تولید وارد مدل‌های رشد شده است هر چند اهمیت حضور این نهاده در تئوری‌های مختلف یکسان نمی‌باشد. از یک سو، اقتصاددانان نئوکلاسیک معتقدند انرژی عاملی اصلی و ضروری برای تولید نمی‌باشد بلکه به عنوان نهاده واسطه‌ای در فرایند تولید بکار گرفته می‌شود (دنیسون، **۵۲۹۲**) از این‌رو، انرژی به صورت غیرمستقیم بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. همچنین نئوکلاسیک‌ها معتقدند انرژی رابطه ضعیفی با نیروی‌کار دارد و برای اینکه بتوان در تولید از آن استفاده نمود باید با سرمایه ترکیب شود (برندت و وود،**۵۲۹۳**). در همین راستا براون و ولک (**۹۱۱۱**) تابع تولیدی را در شرایط معمول اقتصادی که تولید نهایی هر عامل مثبت و شیب تولید نهایی هر عامل منفی می‌باشد، به صورت زیر در نظر گرفتند :

$$\text{ذ} = \text{ف}(\text{دح}, \text{دچ}) \qquad (۵)$$

$$\frac{\partial \text{ذ}}{\partial \text{چ}} > ۰ \quad , \quad \frac{\partial \text{ذ}}{\partial \text{ج}} > ۰ \quad , \quad \frac{\partial \text{ذ}}{\partial \text{دح}} > ۰ \qquad (۹)$$

$$\frac{\partial^{۲} \text{ذ}}{\partial \text{دح}^{۲}} < ۰ \quad , \quad \frac{\partial^{۲} \text{ذ}}{\partial \text{ج}^{۲}} < ۰ \quad , \quad \frac{\partial^{۲} \text{ذ}}{\partial \text{چ}^{۲}} < ۰ \qquad (۸)$$

که در آن، **ذ** تولید، **چ**: نیروی‌کار، **ج** سرمایه و **دح**: انرژی تجدیدناپذیر می‌باشند. در این شرایط در صورتی‌که انرژی در دسترس ثابت باشد و سایر نهاده‌های تولید افزایش یابند بهره‌وری نهایی انرژی افزایش می‌یابد. بنابراین، در صورت کمیاب‌بودن انرژی و ضروری‌بودن وجود آن برای تولید، می‌بایست قیمت انرژی افزایش یابد،

$$\frac{\partial^{۲} \text{ذ}}{\partial \text{دح} \partial \text{ج}} > ۰ \quad , \quad \frac{\partial^{۲} \text{ذ}}{\partial \text{دح} \partial \text{چ}} > ۰ \qquad (۱)$$

به این منظور آنها با محاسبه روند زمانی قیمت واقعی ۱۱ منبع طبیعی تجدیدناپذیر برای دوره زمانی (۱۸۷۰–۱۹۹۸) به این نتیجه دست یافتند که قیمت واقعی این منابع در طول دوره مورد بررسی بدون تغییر مانده و یا کاهش یافته است. بر اساس این یافته‌ها و مباحثی که عنوان شد، انرژی عامل

Archive of SID

www.SID.ir

کمیابی برای تولید محسوب نمی‌شود، زیرا پیشرفت تکنولوژی قادر به جبران کمبود انرژی می‌باشد. بنابراین، بر اساس نظریه نئوکلاسیک‌ها مصرف انرژی عامل محرک رشد اقتصادی نمی‌باشد بلکه تابعی از شرایط اقتصادی است.

از سوی دیگر، اقتصاددانان بوم شناختی[1] معتقدند که انرژی نهاده ضروری برای تولید است که سایر عوامل تولید نمی‌توانند جانشین آن شوند. حتی نیروی‌کار و سرمایه عوامل واسطه‌ای می‌باشند که بکارگیری آنها در فرایند تولید نیازمند صرف انرژی فراوانی می‌باشد (استرن،**۵۲۲۸**؛ استرن و کلیویلند **۹۱۱۱**). بعلاوه، بوم شناسان با استناد به قوانین ترمودینامیک مبنی بر اینکه انرژی ثابت است از بین نمی‌رود و ایجاد نمی‌شود بلکه از شکلی به شکل دیگر تبدیل می‌شود و در فرایند تولید ماده و سرمایه مورد استفاده قرار می‌گیرد به اهمیت حضور نهاده انرژی در فرایند تولید اشاره می‌کنند (اسکویل، **۹۱۱۳**). بنابراین، براساس نظریه بوم شناخت‌ها، وجود نهاده انرژی در فرایند تولید ضروری است و عامل محرک رشد اقتصادی می‌باشد.

نظر به وجود دو دیدگاه نظری متفاوت در خصوص نقش انرژی در فرایند تولید بررسی تجربی این موضوع برای کشور مختلف موردتوجه اقتصاددانان قرار گرفته است که بخش بعدی مقاله به این موضوع اختصاص دارد.

1. پیشینه مطالعات تجربی

نظر به اهمیت موضوع، کارهای تجربی بسیاری در این موضوع انجام یافته است، اما نخستین کار توسط کرافت و کرافت (**۵۲۹۳**) صورت گرفته است. آنها به بررسی رابطه بین تولید ناخالص ملی و مصرف انرژی برای کشور آمریکا طی دوره زمانی (**۵۲۹۱**–**۵۲۱۹**) و با استفاده از آزمون علیت گرنجری پرداختند. نتایج به دست آمده رابطه علیتی یک طرفه از تولید ناخالص ملی به مصرف انرژی را نشان می‌دهد. در مطالعه دیگری برای کشور آمریکا، استرن (**۵۲۲۸**) با اضافه کردن سرمایه و نیروی‌کار به تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی به بررسی این رابطه با بکارگیری مدل خودرگرسیونی برداری (**داژ**)[2] پرداخت. یافته‌های وی بر خلاف کرافت و کرافت، رابطه علیتی از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد.

مسیح و مسیح (**۵۲۲۹**) به بررسی رابطه علی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی با اضافه‌کردن قیمت انرژی به مدل برای دو کشور کره و تایوان پرداختند. آنها در این بررسی از الگوی تصحیح

---

۱. ع‌عفقغگ‌قگ عپ
۲. غن‌ف‌لغ‌لاغغگلام‌ما لاگ‌م‌عغژ

Archive of SID

www.SID.ir

خطای برداری (چپو) [1] استفاده کردند. نتایج به دست آمده رابطه علی یک سویه از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی برای کشور کره و رابطه علی دو سویه برای کشور تایوان را نشان می‌دهد.

فتایی و همکاران (۹۱۱۵) با بکارگیری تکنیک همجمعی یوهانسن– یوسلیوس و آزمون علیت گرنجری به بررسی رابطه میان مصرف انواع حامل‌های انرژی، اشتغال و رشد اقتصادی طی دوره (۵۲۲۱–۵۲۵۱) برای کشور نیوزیلند پرداختند. نتایج آنها صرفاً رابطه بلندمدت یک سویه از مصرف برق و نفت به اشتغال، همچنین رابطه یک سویه دیگری از رشد اقتصادی به اشتغال را نشان داد.

اوه و لی (۹۱۱۱) رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی برای کشور کره را با استفاده از مدل سمت عرضه که شامل متغیرهای تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، نیروی‌کار و سرمایه و همچنین مدل سمت تقاضا که شامل متغیرهای قیمت انرژی، مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی می‌باشند را مورد بررسی قرار دادند. نتایج بدست آمده رابطه یک سویه از تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی را نشان داده است، این نتایج بر خلاف یافته‌های مسیح و مسیح (۵۲۱۹) برای کشور کره می‌باشند.

آلتینای و کارگول (۹۱۱۱) با استفاده از آزمون هیسائو در روش علیت گرنجری به بررسی رابطه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی برای کشور ترکیه در دوره زمانی (۹۱۱۱ – ۵۲۱۱) پرداختند. نتایج آنها هیچ نوع رابطه علیتی میان متغیرهای مورد بررسی را نشان نمی‌دهند.

لی و چانگ (۹۱۱۱) به بررسی رابطه بین تولید ناخالص داخلی با مصرف کل انرژی و حامل‌های انرژی برای کشور تایوان در دوره زمانی (۹۱۱۸ – ۵۲۱۱) پرداختند. در این بررسی آنها آزمون همجمعی را با لحاظ نمودن شکست ساختاری موردبررسی قرار دادند. نتایج آنها بیانگر وجود رابطه علیتی یک‌سویه از تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی می‌باشد.

در مطالعه دیگر، بارتلت و گوندر (۹۱۵۱) با استفاده از مدل‌های سمت عرضه و سمت تقاضا و با بکارگیری رهیافت آزمون کرانه‌ها و همچنین آزمون علیت گرنجری به بررسی رابطه علیتی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی برای کشور نیوزیلند طی دوره زمانی (۹۱۱۱ – ۵۲۵۱) پرداختند. نتایج آنها رابطه یک سویه از تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی را نشان می‌دهد.

در داخل کشور نیز مطالعاتی در رابطه با تعیین رابطه علیتی بین مصرف فرآورده‌های نفتی و رشد اقتصادی صورت گرفته است. به عنوان مثال، ابریشمی و مصطفایی (۵۸۳۱) به بررسی رابطه علی بین مصرف فرآورده‌های عمده نفتی و رشد اقتصادی طی دوره زمانی (۵۸۸۳–۵۸۹۳) پرداختند. متغیرهای مورد استفاده آنها شامل تولید ناخالص داخلی، مصرف کل فرآورده‌های نفتی، موجودی

۱. قئگ‌گ‌ فچ‌کتگ‌عئ‌لالاگ‌ لاچگ‌لا لاپ

Archive of SID
www.SID.ir

سرمایه، اشتغال و متغیر موهومی برای سال‌های پس از جنگ می‌باشند. یافته‌های آنها وجود رابطه علی دو طرفه بین مصرف فرآورده‌های عمده نفتی و تولید ناخالص داخلی را در بلندمدت نشان می‌دهند. این نتایج بیانگر وابستگی اقتصاد کشور به مصرف فرآورده‌های نفتی می‌باشد. در مطالعه دیگری، نجارزاده و عباس‌محسنی (۵۸۳۸) با استفاده از آزمون علیتی هیسائو به بررسی رابطه علیتی بین مصرف حامل‌های انرژی و بخش‌های اقتصادی طی دوره زمانی (۵۸۳۵ – ۵۸۱۱) پرداختند. نتایج آنها وجود رابطه علیتی دوطرفه میان حامل‌های انرژی و بخش‌های اقتصادی را نشان می‌دهند.

آرمن و زارع (۵۸۳۱) نیز با بکارگیری روش تودا – یاماموتو و الگوی تصحیح خطای برداری (چیپژ)[1] به بررسی رابطه علیتی بین مصرف کل انرژی و حامل‌های انرژی با رشد اقتصادی طی دوره ۵۸۳۵ –۵۸۱۵) پرداختند. یافته‌های آنها نشان‌دهنده وجود رابطه یک‌طرفه از مصرف فرآورده‌های نفتی به رشد اقتصادی می‌باشد.

در همین ارتباط زمانی (۹۱۱۹) با بکارگیری چ بیژ رابطه میان تولیدناخالص‌داخلی و همچنین ارزش‌افزوده بخش‌های کشاورزی و صنعت را با انواع حامل‌های انرژی ایران طی دوره (۹۱۱۸ –۵۲۵۹) بررسی کرده است. یافته‌های وی در ارتباط با تولید ناخالص داخلی و مصرف فرآورده‌های نفتی بیانگر رابطه علیتی یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف فرآورده‌های نفتی می‌باشد. این نتایج بر خلاف سایر مطالعات عنوان شده، فرآورده‌های نفتی را عامل محرک رشد اقتصادی معرفی نمی‌کند و بیانگر عدم وابستگی تولیدات کشور به فرآورده‌های نفتی می‌باشد.

همان طور که مشاهده می‌شود نتایج مطالعات صورت گرفته در داخل کشور در این ارتباط متناقض می‌باشند. به طوری که برخی مطالعات رابطه دوطرفه و در برخی دیگر رابطه علیتی یک طرفه در جهت‌های متفاوت را گزارش می‌دهند. این تفاوت‌ها ممکن است به دلایلی مانند متفاوت بودن دوره زمانی مورد مطالعه، متفاوت بودن متغیرهای مورداستفاده و تفاوت در روش‌های اقتصادسنجی بکار رفته باشند (ازترک، ۹۱۵۱). از این رو، به جهت اهمیت موضوع به ویژه با توجه به آغاز اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها و تصمیم دولت مبنی بر آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی از جمله فرآورده‌های عمده نفتی لازم است این رابطه علیتی به صورت دقیق و با استفاده از تکنیک‌های جدید اقتصادسنجی مورد ارزیابی قرار گیرد، به طوری‌که علاوه بر رابطه بین مصرف فرآورده‌های نفتی با رشد اقتصادی، رابطه قیمت فراورده‌های نفتی با رشد اقتصادی نیز بررسی گردد. به این منظور در این مقاله تلاش می‌شود متغیرهای مناسب‌تر و روش‌های اقتصادسنجی جدیدتر و کامل‌تری بکار گرفته شود، به

۱. قغگف فکگعغلالاگبلاگلالاگم عغژ

Archive of SID

www.SID.ir

طوری‌که ایرادات موجود در مطالعات قبلی تا حدود زیادی رفع گردد تا نتایج قابل اعتمادتری برای سیاستگذاری ارائه شود.

4. معرفی مدل و روش تحقیق

در این مقاله مدل‌های هر دو سمت عرضه و تقاضا مورد بررسی قرار می‌گیرند. مدل سمت عرضه شامل متغیرهای مصرف فرآورده‌های نفتی، تولید ناخالص داخلی، نیروی‌کار و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص می‌باشد (سویتاس و ساری، ۹۱۱۸، پاینه، ۹۱۱۲ و بارتلت و گوندر، ۹۱۵۱). در مدل سمت تقاضا نیز علاوه بر مصرف فرآورده‌های نفتی و تولید ناخالص داخلی، قیمت فرآورده‌های نفتی نیز به مدل اضافه شده است(مسیح و مسیح، ۵۲۲۹، آسافو، ۹۱۱۱، اوه و لی، ۹۱۱۱ و بارتلت و گوندر، ۹۱۵۱). اضافه کردن متغیرهای نیروی‌کار و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در مدل سمت عرضه و نیز قیمت فرآورده‌های نفتی در مدل سمت تقاضا علاوه بر اینکه امکان بررسی نحوه اثرگذاری این متغیرها به ویژه قیمت فرآورده‌های نفتی بر مصرف فرآورده‌های نفتی و رشد اقتصادی را فراهم می‌نمایند از خطای تورش در تصریح مدل به جهت حذف متغیرهای ضروری جلوگیری کرده و نتایج سازگارتر و قابل اعتمادتری از روابط میان مصرف فرآورده‌های نفتی و رشد اقتصادی را ارائه می‌دهد (ازترک، ۹۱۵۱). مدل‌های فوق به صورت زیر تصریح می شوند:

(۱)

$$\text{خپ تق} = \alpha_{0} + \alpha_{1}\text{خچ ژخق}_{-1} + \alpha_{2}\text{تچ رق}_{-1} + \alpha_{3}\text{جت تق}_{-1} + \varepsilon_{1-1}$$

(۵)

$$\text{خچ ژخق} = \beta_{0} + \beta_{1}\text{خپ تق} + \beta_{2}\text{تچ رق}_{-1} + \beta_{3}\text{جت تق}_{-1} + \varepsilon_{2-1}$$

(۹)

$$\text{خپ تق} = \omega_{0} + \omega_{1}\text{خچ ژخق}_{-1} + \omega_{2}\text{خ خق} + \tau_{1-1}$$

(۳)

$$\text{خچ ژخق} = \text{خپ تق}_{1} + \text{خ خق}_{3} + \tau_{2-1}$$

که در آن، **خ‌پ‌تق**: تولید ناخالص داخلی واقعی بر مبنای قیمت‌های سال۵۸۹۵، **جت‌تق**: تشکیل سرمایه ثابت ناخالص واقعی بر مبنای قیمت‌های سال۵۸۹۵**تچ‌رق**: جمعیت فعال بر حسب هزار نفر، **چ‌ژخق**: کل مصرف فرآورده‌های عمده نفتی بر حسب میلیون لیتر و **خ‌خق**: قیمت واقعی فرآورده‌های نفتی بر مبنای قیمت‌های سال ۵۸۹۵ می‌باشند. داده‌های مربوط به متغیرهای مورداستفاده از بانک مرکزی و وزارت نیرو استخراج شده‌اند و تمامی آنها به صورت لگاریتمی مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

Archive of SID

www.SID.ir

به منظور برآورد این مدل‌ها، ابتدا مانایی متغیرهای مورداستفاده بررسی می‌گردد. ازآنجایی که آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر و فیلیپس- پرون که در اغلب مطالعات قبلی بکارگرفته شده است برای داده‌های با حجم زیاد کاربرد دارند، در حالی‌که داده‌های سری زمانی موجود برای ایران محدود می‌باشند و ممکن است بکارگیری این آزمون‌ها به درستی درجه جمعی متغیرها را تعیین نکند. به این منظور در این پژوهش از آزمون ریشه واحد **(خح)گ‌لاغ‌خ - غح** که برای نمونه‌های با حجم کم مناسب است استفاده می‌شود. البته این آزمون نیز مانند سایر آزمون‌های ریشه واحد استاندارد دارای این ضعف عمده می‌باشند که شکست‌های ساختاری احتمالی را در فرایند آزمون لحاظ نمی‌کنند، لذا ممکن است وجود ریشه واحد به دلیل عدم توجه به شکست‌های ساختاری در روند متغیرهای مورد بررسی بوده باشد (پرون، **۵۲۲۹**). از این‌رو، در نظرگرفتن شکست‌های ساختاری به صورت متغیرهای موهومی در معادلات تحت بررسی ممکن است نتایج تخمین‌ها را تحت تأثیر قرار دهند و لحاظ کردن این شکست‌ها نتایج قابل اعتمادتری را ارائه کرده و از ایجاد رگرسیون‌های ساختگی[1] جلوگیری کند (لی و چانگ، **۹۱۱۱**). بنابراین، به منظور تعیین نقاط شکست موجود در متغیرهای موردمطالعه و نیز انجام آزمون‌های ریشه واحد با لحاظ نمودن شکست‌های ساختاری از آزمون‌های ریشه واحد با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زای لامزین و پاپل (**۵۲۲۹**) و لی و استرازیسیچ (**۹۱۱۸**) استفاده می‌شود. این در حالی است که وجود بیش از دو شکست در داده‌های سری زمانی ایران ممکن است، اما جدیدترین آزمون‌های ریشه واحدی که در این مقاله نیز از آنها استفاده شده است تنها قادر به درنظرگرفتن دو شکست در آزمون ریشه واحد می‌باشند.

در ادامه به منظور تعیین وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای موردمطالعه، رهیافت آزمون کرانه‌ها که توسط پسران و همکاران (**۹۱۱۵**) ارائه شده است مورد استفاده قرار می‌گیرد. روش اقتصادسنجی بکار رفته در این مقاله چند مزیت مهم را نسبت به سایر روش‌های موجود دارا می‌باشد. نخست اینکه این روش تخمین‌های سازگاری را از ضرایب رابطه بلندمدت و به طور مجانبی دارای توزیع نرمال به دست می‌دهد صرف نظر از اینکه متغیرها همگی **(۰)ژ** یا **(۱)ژ** باشند. بنابراین، آزمون کرانه‌ها نااطمینانی مربوط به آزمون‌های انجام‌شده برای تعیین درجه انباشتگی متغیرها را رفع می‌کند. البته در شرایطی که متغیرها **(۲)ژ** باشند از رهیافت آزمون کرانه‌ها نمی‌توان استفاده کرد. دوم اینکه، در روش یوهانسن انتخاب‌های بسیاری باید صورت پذیرد. این انتخاب‌ها شامل تصمیم‌گیری در خصوص تعداد متغیرهای برون‌زا و درون‌زایی است که می‌بایست در الگو لحاظ شود و یا تعیین مرتبه **دا ژ،**

---

۱. گگف‌لاغ‌لاغ‌غ دگ‌لاف‌لام‌گذ

www.SID.ir

لحاظ و یا عدم لحاظ متغیر روند و عرض از مبدأ در الگو و همچنین تعیین تعداد وقفه‌های بهینه است. این روش عموماً تخمین‌های بدون تورشی از مدل بلندمدت و آماره‌م معتبری را ارائه می‌دهد حتی با وجود اینکه برخی رگرسورها درون‌زا باشند (پسران و اسمیت، **۵۲۲۳**). علاوه بر این، از این روش می‌توان برای نمونه‌های کوچک نیز استفاده کرد در حالی‌که روش‌های یوهانسن و انگل گرنجر برای نمونه‌های کوچک قابل اطمینان نیستند.

به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها در چارچوب رهیافت آزمون کرانه‌ها، پسران و همکاران (**۹۱۱۵**) پنج حالت را معرفی کرده‌اند که در پژوهش حاضر حالت سوم با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند[1]، حالت چهارم با عرض ازمبدأ نامقید و روند مقید[2] و همچنین حالت پنجم با عرض از مبدأ نامقید و روند نامقید[3] که بیشترین مطابقت را با واقعیات و داده‌های اقتصادی دارند (پسران و همکاران، **۵ ۹۱۱**) مورد استفاده قرار می‌گیرند. شکل جبری سناریوهای فوق برای معادله (**۹**) به صورت زیر می‌باشند:

– حالت سوم: با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند:

$$\Delta \text{تقپخ}_{م} = \alpha_{.} + \sum_{\text{ف}}^{\text{ک}} \psi_{\text{ف}} \Delta \text{تقپخ}_{\text{ف-م}} + \sum_{\text{ف}}^{\text{ک}} \varphi_{\text{ف}} \Delta \text{هقچژ}_{\text{ف-م}} + \sum_{\text{ف}}^{\text{ک}} \zeta_{\text{ف}} \Delta \text{هقخ}_{\text{ف-م}} + \pi_{1} \text{تقپخ}_{\text{م-1}} + \pi_{2} \text{هقچژ}_{\text{م-1}} + \pi_{3} \text{هقخ}_{\text{م-1}} + \Omega_{\text{ف}} \text{زپ}_{\text{م}} + \text{ه}_{م} \quad (۲)$$

– حالت چهارم: با عرض از مبدأ نامقید و روند محدود:

$$\Delta \text{تقپخ}_{م} = \beta_{.} + \sum_{\text{ف}}^{\text{ک}} \xi_{\text{ف}} \Delta \text{تقپخ}_{\text{ف-م}} + \sum_{\text{ف}}^{\text{ک}} \varsigma_{\text{ف}} \Delta \text{هقچژ}_{\text{ف-م}} + \sum_{\text{ف}}^{\text{ک}} \zeta_{\text{ف}} \Delta \text{هقخ}_{\text{ف-م}} + \gamma_{1} (\text{م.پخ}_{\text{تق}} - \theta_{\text{تق}} \text{پخ}_{\text{م-1}}) + \gamma_{2} (\text{م.چژ}_{\text{هق}} - \theta_{\text{هق}} \text{چژ}_{\text{م-1}}) + \gamma_{3} (\text{م.خ}_{\text{هق}} - \theta_{\text{هق}} \text{خ}_{\text{م-1}}) + \Omega_{\text{ف}} \text{زپ}_{\text{م}} + \text{ه}_{م} \quad (۵۱)$$

– حالت پنجم: با عرض از مبدأ نامقید و روند نامحدود:

$$\Delta \text{تقپخ}_{م} = \text{ع}_{.} + \rho_{م} + \sum_{\text{ف}}^{\text{ک}} \text{ع}_{\text{ف}} \Delta \text{تقپخ}_{\text{ف-م}} + \sum_{\text{ف}}^{\text{ک}} \text{غ}_{\text{ف}} \Delta \text{هقچژ}_{\text{ف-م}} + \sum_{\text{ف}}^{\text{ک}} \Delta \text{هقخ}_{\text{ف-م}} + \text{تقپخ}_{\text{م-1}} + \text{هقچژ}_{\text{م-1}} + \text{هقخ}_{\text{م-1}} + \Omega_{\text{ف}} \text{زپ}_{\text{م}} + \text{ه}_{م} \quad (۵۵)$$

۱. عکس‌العمل رگرسورهای مدل در کوتاه‌مدت
۲. عکس‌العمل رگرسورهای مدل در بلندمدت
۳. عکس‌العمل رگرسورهای مدل

Archive of SID
www.SID.ir

که در آن، $\Omega_{زپ}$: نشان‌دهنده متغیرهای موهومی استفاده‌شده می‌باشند. نقاط شکست متفاوتی که در آزمون ریشه واحد لامزین و پاپل (**۵۲۲۹**) و لی و استرازیسیچ (**۹۱۱۸**) مشخص شده‌اند در معادله خودرگرسیونی با وقفه‌های توضیحی(**چ پ‌دا**) اولیه‌ای تخمین زده می‌شوند و از میان آنها بهترین نقاط شکست که به تصریح هرچه بهتر مدل کمک کنند و معنادار نیز باشند به مدل نهایی اضافه خواهند شد.

به منظور تعیین بهترین تصریح مدل و تعداد وقفه‌های بهینه با توجه به محدودبودن حجم نمونه از معیار شوارتز بیزین (**بب‌ذ**)[1] با حداکثر دو وقفه استفاده شده است که برای داده‌های سالانه با حجم کم مناسب است(پسران و اسمیت،**۵۲۲۳**).

نتایج به دست آمده از این حالت‌ها مقادیری از**ت** را به منظور بررسی فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها ارائه می‌دهند که با مقادیر بحرانی محاسبه‌شده توسط نارایان (**۹۱۱۱**) مقایسه می‌گردند. در صورتی‌که مقدار**ت** محاسبه شده پایین‌تر از مقدار کرانه پایین قرار گیرد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها رد نمی‌شود، اگر مقدار**ت** محاسبه شده بالاتر از کرانه بالا قرار گیرد فرضیه ی صفر رد می‌شود که بیانگر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها می‌باشد. در شرایطی که مقدار**ت** بین دو کرانه قرار گیرد، رهیافت آزمون کرانه‌ها قادر به تعیین وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه نمی‌باشد.

در گام بعدی، در صورت وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (**چ‌پ‌دا**) شرطی به منظور تعیین ضرایب بلندمدت متغیرها تخمین زده می‌شود. **چ‌پ‌دا** شرطی برای معادله (۷) به صورت زیر می‌باشد:

$$\text{خ ق}_{\text{چ‌پ}} = \lambda_{\cdot} + \sum_{ف=۱}^{ل} \lambda_{۱ف} \text{خ ق}_{\text{چ‌پ}\,ف-۱} + \sum_{ف=۱}^{ل} \lambda_{۲ف} \text{خ ق}_{\text{چ‌پ}\,ف-۲} + \Omega_{\text{زپ}\,ف} + \theta_{م ف} \qquad (۵۹)$$

البته پیش از تخمین ضرایب بلندمدت می‌بایست مدل **(ل ,ل ,ل)چ‌پ دا** بهینه انتخاب گردد، از آنجایی که داده‌های مورد مطالعه سالانه با حجم کم می‌باشند از **بب‌ذ** با حداکثر دو وقفه برای انتخاب مدل بهینه استفاده شده است (پسران و اسمیت،**۵۲۲۳**).

در نهایت، به منظور به دست آوردن ضرایب کوتاه‌مدت و تعیین سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت الگوی تصحیح خطا (چپپ)[2] تخمین زده می‌شود. ضریب جزء تصحیح خطا در این معادله

---

۱. کگ‌لاپ‌ف‌لاب‌ کف‌لاغ‌ب‌ پلاع نغعذ
۲. ک‌لف کع غعُ فِ‌کگغعُ‌لالاگ لابگ‌لا لاپ

Archive of SID

www.SID.ir

بیانگر سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت در هر دوره می‌باشد. الگوی تصحیح خطای مربوط به معادله (۷) به صورت زیر تصریح می‌گردد :

$$\Delta \text{قخ}_{\text{پ}} = \eta_{\cdot} + \sum_{\text{ک}=1}^{\text{گ}} \eta_{\text{ک}} \Delta \text{قخ}_{\text{پ}} + \sum_{\text{ک}=1}^{\text{ل}} \eta_{\text{ک}} \Delta \text{قژ}_{\text{م}} + \sum_{\text{ک}=1}^{\text{و}} \eta_{\text{ک}} \Delta \text{قخ}_{\text{خ}} + \Omega_{\text{زپ}} + \varphi_{\text{عگ}} \text{ک}_{\text{م}-1} + \tau_{\text{م}} \quad (۱۳)$$

5. یافته‌ها

5-3. مانایی و شکست ساختاری

باتوجه به اینکه از رهیافت آزمون کرانه‌ها در شرایطی که متغیرها انباشته از درجه **۹** باشند نمی‌توان استفاده کرد لازم است این ویژگی متغیرهای مورد بررسی در مطالعه حاضر بررسی گردد. به این منظور آزمون ریشه واحد **خخ** را جهت بررسی مانایی متغیرها در چارچوب دو مدل با عرض از مبدأ و روند و همچنین مدل با عرض از مبدأ و بدون روند در سطح معناداری **۱** درصد مورد بررسی قرار می‌دهیم. نتایج به دست آمده که در جدول (**۵**) گزارش شده است بیانگر یکسان نبودن درجه جمعی متغیرها می‌باشد. متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی (**خپ‌تق**) و قیمت فرآورده‌های نفتی واقعی (**خ‌حق**) بعد از یک بار تفاضل‌گیری در قالب مدل‌های با عرض از مبدأ و بدون روند مانا شده‌اند. متغیرهای تشکیل سرمایه ثابت واقعی (**جت‌تق**) و کل مصرف فرآورده‌های نفتی (**چ ثحق**) نیز پس از یک بار تفاضل‌گیری در هردو مدل با روند و بدون روند مانا شده‌اند. نیروی کار (**ت‌چ‌رق**) در سطح و در قالب هر دو مدل با روند و بدون روند عنوان شده مانا می‌باشد. بنابراین، به استثنای نیروی‌کار که انباشته از درجه صفر **ض(۰)ثص** می‌باشد سایر متغیرهای مورد بررسی **(۱)ث** می‌باشند.

جدول 3. نتایج آزمون ریشه واحد NP

آماره	خپ‌تق	جت‌تق	چ‌ثحق	خ‌حق	ت‌چ‌رق
ع‌شچم	-۵۵۵۱	-۵۱/۱۱ ×	-۵/۱۵	-۹/۵۸	-۳۵۵۵×××
م‌شچم	-۹/۹۹×	-۸۹۸×	-۱/۹۸	-۱/۲۱	-۵/۹۵×××
ع شچ	۹/۱۱	-۱/۳۹	۵/۵۹	-۵/۹۲	-۸۱/۵۹×××
م شچ	۵/۱۹	-۱/۹۲	۵/۱۹	-۱/۹۹	-۱/۱۱ ×××
	ΔlGDخ	ΔlGFK	ΔlOIL	Δlخ‌ا	ΔlTت‌چ
ع‌شچم	-۵۹/۱۲	-۵۱/۵۱×	-۵۵۱/۸۲×××	-۵۵۲۳×	-۹۹/۹۲×××
م‌شچم	-۹/۱۲	-۹/۵۱×	-۹/۱۱ ×××	-۹/۳۹×	-۸۱۳×××
ع شچ	-۵۱/۳۱××	-۵۸۵۱××	-۵۸۹۳×××	-۵۵۲۱×××	-۵/۸۵×
م شچ	-۹/۸۹××	-۹/۵۱×××	-۹/۵۹×××	-۹/۳۲×××	-۵/۸۹

Archive of SID

www.SID.ir

م‌ع: آماره آزمون برای مدل با عرض از مبدأ و روند، **ع**: آماره آزمون با عرض از مبدأ و بدون روند و Δ : تفاضل مرتبه اول می‌باشند.

×××، ×× و ×: سطوح معناداری در **۵**، **۱** و **۵۱**درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

با توجه به این مسئله که وجود شکست ساختاری در داده‌های سری زمانی ایران بسیار محتمل می‌باشد از مجموعه آزمون‌های معرفی شده در بای و پرون (**۹۱۱۸**) که حداکثر **۱** شکست ساختاری درون‌زا لحاظ می‌نمایند، استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون‌ها حاکی از متفاوت بودن نقاط شکست در داده‌های مورد بررسی می‌باشند به طوری‌که آزمون‌های **وع‌پ‌ز** و **وپ‌پ‌س** حداقل وجود یک شکست را برای تمام متغیرها به استثنای نیروی‌کار نشان می‌دهند. آزمون**ت‌گ‌ما** شرطی تنها یک شکست معنادار برای متغیرهای **چ‌ژدق خ‌حق وخ‌پ تق** گزارش کرده و برای دو متغیر دیگر هیچ شکست معناداری گزارش نکرده است.

آزمون **شس‌چ** نیز برای متغیرهای **چ‌ژدق، خ‌پ‌تق، جت تق، خ‌حق وت‌چ‌رق** به ترتیب وجود تعداد **۸، ۱، ۵، ۱، ۱** شکست را نشان داده است. آزمون **بثب** نیز برای متغیرهای **خ‌پ‌تق، جت‌تق، خ‌حق وت‌چ‌رق** به ترتیب وجود تعداد **۱، ۱، ۵، ۱، ۱** شکست را نشان داده است. بنابراین، به دلیل نتایج متفاوت حاصل از مجموعه آزمون‌های شکست ساختاری بای و پرون (**۹۱۱۸**) در این مطالعه با قطعیت نمی‌توان در ارتباط با تعیین دقیق تعداد و تاریخ شکست‌ها تصمیم‌گیری نمود. هرچند اغلب آزمون‌های مورد استفاده بیانگر وجود شکست می‌باشند.

بنابراین، همان‌طور که پیش از این بیان شد وجود ریشه واحد در متغیرهای مورد بررسی ممکن است به دلیل عدم لحاظ شکست ساختاری در روند این متغیرها بوده باشد (پرون، **۵۲۲۹**). به این منظور آزمون‌های ریشه واحد با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زای لامزین و پاپل (**۵۲۲۹**) و لی و استرازیسیچ (**۹۱۱۸**) مورد استفاده قرار گرفته است.[1] نتایج آزمون ریشه واحد لامزین و پاپل (**۵۲۲۹**) در جدول (**۹**) گزارش شده است. بر اساس نتایج این آزمون متغیرهای **خ‌پ تق، جت تق** و **خ‌حق** پس از لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا مانا شده‌اند، اما متغیرهای **چ‌ژدق وت‌چ‌رق** همچنان **I(1)** می‌باشند.

۱. بر اساس آخرین اطلاعات نویسندگان تا تاریخ نگارش مقاله اخیر، آزمون لی و استرازیسیچ (2003) جدیدترین آزمون مانایی با لحاظ شکست ساختاری است که تنها دو شکست در آزمون مورد استفاده قرار می‌دهد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول 2. نتایج آزمون ریشه واحد لامزین و پاپل

آماره $\hat{\rho}$	وقفه	شکست دوم	شکست اول	متغیر
-۵۵۱۹×××-	۳	۵۸۹۲	۵۸۵۱	خ‌پ‌تق
-۵/۱۵×-	۱	۵۸۹۱	۵۸۵۹	جت‌تق
-۱/۵۲	۱	۵۸۵۲	۵۸۵۸	چ‌ئحق
-۹/۳۹×××-	۳	۵۸۹۵	۵۸۹۹	خ‌حق
-۱/۲۹	۵	۵۸۹۱	۵۸۹۱	ت‌چ‌رق

مقادیر بحرانی آزمون لامزین و پاپل در ۵، ۱ و ۵۱ درصد به ترتیب برابر ۹/۸۱-، ۵/۳۹- و ۵/۱۲- می‌باشند.
×××، ×× و× سطوح معناداری در ۵، ۱ و ۵۱ درصد.
مأخذ: نتایج تحقیق.

با توجه به اینکه فرضیه صفر آزمون لامزین و پاپل (۵۲۲۹) بیانگر وجود ریشه واحد بدون در نظرگرفتن شکست ساختاری می‌باشد و تنها در فرضیه عدم آن نقاط شکست لحاظ می‌شوند، رد فرضیه صفر در این آزمون دلالت بر مانایی متغیرها در سطح می‌کند، در حالی که ممکن است بعد از یک بار تفاضل‌گیری و با لحاظ شکست در فرضیه صفر متغیرها مانا شوند. به عبارت دیگر، در آزمون لامزین و پاپل امکان ارائه نتایج گمراه‌کننده مبنی بر اینکه متغیرها مانا هستند اما در واقع متغیرها دارای ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری باشند، وجود دارد (لی و استرازیسیچ، ۹۱۱۸). در آزمون لی و استرازیسیچ (۹۱۱۸) این مشکل برطرف شده است به طوری‌که شکست ساختاری در هر دو فرضیه صفر و عدم لحاظ شده و رد فرضیه صفر بدون شک بر مانا بودن متغیرها در سطح با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا دلالت می‌کند. نتایج بدست آمده از این آزمون که در جدول (۸) نشان داده شده است بیانگر مانا بودن تمام متغیرهای مورد مطالعه پس از لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا می‌باشد.

جدول 1. نتایج آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ

Archive of SID
www.SID.ir

آماره م	وقفه	شکست دوم	شکست اول	متغیر
-۱/۳۱×××	۸	۵۸۹۹	۵۸۵۵	خ‌پ‌تق
-۱/۱۱ ××	۹	۵۸۹۹	۵۸۵۵	جت‌تق
-۱/۱۵××	۹	۵۸۹۵	۵۸۵۹	چ‌ژ‌تق
-۳/۱۹ ×××	۳	۵۸۹۵	۵۸۹۸	خ‌تق
-۹/۱۱ ×××	۵	۵۸۹۵	۵۸۹۹	ت‌چ‌رق

مقادیر بحرانی آزمون لی و استرازیسیچ در ۵، ۱ و ۵۱ درصد به ترتیب برابر ۱/۳۹-، ۱/۹۳- و ۱/۲۳- می‌باشند.

×××، ×× و × سطوح معناداری ۵، ۱ و ۵۱ درصد.

5-2. نتایج تخمین مدل

در این مرحله ابتدا وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای سمت عرضه با بکارگیری رهیافت آزمون کرانه‌ها و در سطح معناداری ۱ درصد بررسی می‌گردد. به این منظور از پنج سناریوی موجود، مقادیر**ت** را برای حالت‌های سوم، چهارم و پنجم که بیشتر با واقعیات اقتصادی سازگاری دارند تخمین زده شده است (پسران و همکاران، **۹۱۱۵**). مقادیر**ت** بدست آمده از این حالت‌ها را با مقادیر بحرانی گزارش شده در نارایان (**۹۱۱۱**) که برای نمونه‌های با حجم کم محاسبه شده است مقایسه گردیده که نتایج حاصل از آن در جدول (**۱**) گزارش شده است.

جدول 4. نتایج آزمون کرانه‌ها

آمار**ت**			
حالت پنجم	حالت چهارم	حالت سوم	معادله
۳/۵۵۹×××	۹/۳۱۱ ×××	۹/۱۳۹×××	(س‌زپ، جت‌تقت‌چ‌رق، چ‌ژ‌تق/خ‌پ‌تق)خ‌پ‌ت
۹/۵۱۹	۸/۸۱۱	۱/۸۱۱	(۷۵زپ، جت‌تقت‌چ‌رق،خ‌پ‌تق/چ‌ژ‌تق)چ‌ژ‌ت

س‌زپ: متغیر موهومی برای سال‌های جنگ ایران و عراق، **۷۵زپ**: متغیر موهومی برای سال **۵۸۹۱**.

×××، ×× و× سطوح معناداری ۵، ۱ و ۵۱ درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

در شرایطی که **خ‌پ‌تق** متغیر وابسته باشد، مقادیر**ت** محاسبه‌شده در هر سه حالت بزرگتر از کرانه بحرانی بالا در سطح یک درصد می‌باشد که بیانگر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها می‌باشد. در شرایطی که **چ‌ژ‌تق**متغیر وابسته باشد بجز در حالت سوم که مقدار**ت** محاسبه شده در سطح **۱** درصد بین دو کرانه بحرانی قرار می‌گیرد که رهیافت آزمون کرانه‌ها در این شرایط قادر به تعیین وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها نمی‌باشد. در دیگر حالت‌ها مقدار**ت** محاسباتی در سطح **۱** درصد پایین‌تر از کرانه پایین قرار می‌گیرد که بیانگر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

در مرحله بعد، پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی برای معادله‌ای که **خپ تق** متغیر وابسته است مقدار ضرایب بلندمدت متغیرها با استفاده از **چپ‌دا** شرطی بدست آمده از **(۰ ،۰ ،۱ ،۱) چپ‌دا** تخمین زده شده است. نتایج تخمینی مدل فوق در جدول (**۱**) گزارش شده است. لازم به ذکر است که مدل **(۰ ،۰ ،۱ ،۱) چپ‌دا** با حداکثر دو وقفه بر اساس **بب‌ذ** انتخاب شده است.

جدول 5. ضرایب بلندمدت ARDL (1, 1, 0, 0)، متغیر وابسته خپ تق

متغیر	ضریب	آماره‌ی	احتمال
چ‌ثق	-۱/۵۱۵	-۵/۲۹۹	۱/۱۵۱
ت‌چ‌رق	-۱/۲۹۱	-۵/۵۱۵	۱/۹۳۱
جت‌ق	۱/۸۵۹	۳/۹۱۹	۱/۱۱۱
د	۵۳/۵۱۵	۹/۹۵۲	۱/۱۸۵
س‌زپ	-۱/۵۵۵	-۱/۵۵۵	۱/۱۱۱
عکغ‌لار	۱/۱۱۸	۹/۱۱۱	۱/۱۱۱

س‌زپ: متغیر موهومی جنگ، **عکغ‌لار**: متغیر روند و **د**: عرض از مبدأ می‌باشند.
مأخذ: نتایج تحقیق.

بر اساس نتایج جدول (**۱**) به استثنای نیروی‌کار، ضرایب سایر متغیرها معنادار می‌باشند. بی‌معنابودن ضریب نیروی‌کار می‌تواند به دلیل حجم بالای نیروی‌کار در ایران و عدم ایجاد فرصت‌های شغلی جدید متناسب با افزایش نیروی‌کار که منجر به افزایش بیکاری در کشور شده و همچنین ممکن است به دلیل بهره‌وری پایین نیروی‌کار باشد. ضریب مصرف فرآورده‌های نفتی نیز بر خلاف انتظارات تئوریکی منفی می‌باشد. این موضوع می‌تواند به دلایلی همچون پایین بودن قیمت این فرآورده‌ها به سبب تعلق‌گرفتن یارانه قابل‌توجه‌ای به آنها باشد که موجب اقتصادی‌شدن استفاده از تکنولوژی‌های ناکارامد، فرسوده و هدردهنده انرژی در فرایند تولید کالا و خدمات شده است. این موضوع از یک سو منجر به تولید کالاهای با قدرت رقابتی پایین با تکیه بر مصرف فرآورده‌های نفتی ارزان‌قیمت می‌گردد. از سوی دیگر، با از بین رفتن فرصت صادرات فرآورده‌های نفتی و حتی واردات برخی از فرآورده‌ها مانند بنزین به دلیل مصرف غیربهینه، استفاده از ماشین‌آلات و تکنولوژی‌های فرسوده و همچنین تخصیص نامناسب این فرآورده‌ها منجر به ازدست‌رفتن منابع ارزی می‌شود. بنابراین، تخصیص ناکارامد فرآورده‌های نفتی در بخش‌های تولیدی و خدماتی کشور و نداشتن الگوی صحیح مصرف باعث شده

Archive of SID
www.SID.ir

که مصرف فرآورده‌های نفتی با ضریب منفی بر رشد اقتصادی تأثیرگذار باشند. در این مدل متغیر موهومی جنگ تحمیلی نیز به مدل اضافه شده که ضریب آن معنادار و مطابق انتظارات می‌باشد. لازم به ذکر است متغیرهای موهومی دیگری نیز مورد بررسی قرار گرفتند، اما تأثیر آنها در این مدل بی‌معنا بود، از این‌رو در مدل نهایی تخمین زده شده تنها متغیر موهومی جنگ وارد شده است.

در نهایت، به منظور به دست آوردن ضرایب کوتاه‌مدت و ضریب سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت، الگوی تصحیح خطا براساس مدل بهینه **(۱، ۱، ۰، ۰) چ پ‌دا** تخمین زده شده که نتایج آن در جدول (**۵**) گزارش شده است.

جدول 6. ضرایب کوتاه‌مدت الگوی ARDL(1, 1, 0, 0) متغیر وابسته خپ تق

متغیر	ضریب	آمارهم	احتمال
Δچ‌ئحق	۱/۹۵۵	۵/۲۱۹	۱/۱۵۹
Δت‌چ‌رق‌ت	-۱/۱۳۵	-۵/۵۱۹	۱/۹۹۹
Δجت‌تق	۱/۹۹۱	۱/۱۱۵	۱/۱۱۱
Δب	۵۱/۳۵۳	۹/۹۵۲	۱/۱۸۵
Δس‌زپ	-۱/۱۵۲	-۸/۲۱۹	۱/۱۱۵
Δءکغ‌لام	۱/۱۸۵	۹/۱۸۱	۱/۱۱۵
ام چپ	-۱/۱۲۲	-۹/۹۱۲	۱/۱۱۱

س‌زپ: متغیر موهومی جنگ، **ءکغ‌لار**: متغیر روند و **ب**: عرض از مبد و Δ: تفاضل مرتبه اول می‌باشند.
مأخذ: نتایج تحقیق.

مصرف فرآورده‌های نفتی در کوتاه‌مدت برخلاف بلندمدت با ضریب مثبت معنادار شده چراکه در کوتاه‌مدت می‌توان با بکارگیری مقدار بیشتری از نهاده‌های تولیدی از جمله فرآورده‌های نفتی میزان تولیدات کشور را به صورت موقتی افزایش داد. نیروی‌کار همانند بلندمدت با علامت منفی اما معنادار بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. متغیر تشکیل سرمایه نیز همانند بلندمدت معنادار و مطابق انتظارات است. آنچه در این مدل قابل توجه است، ضریب جزء تصحیح خطا می‌باشد که سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت در هر دوره را نشان می‌دهد. این ضریب با علامت منفی و معنادار مطابق انتظارات تئوریکی می‌باشد و با مقدار تقریبی **۵۱** درصد بیان می‌کند که در صورت انحراف از تعادل در هر سال حدود **۵۱** درصد از آن جبران و به تعادل بلند مدت نزدیک می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

5-1. نتایج تخمین مدل سمت تقاضا

با توجه به اینکه مراحل و روش تخمین در مدل سمت تقاضا نیز مشابه قسمت قبل می‌باشد، در این قسمت صرفاً به ذکر نتایج بدست آمده اکتفا می‌شود. مقادیر**ت** محاسبه شده جهت بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه در جدول (**۹**) ارائه شده است.

جدول 7. نتایج آزمون کرانه‌ها

آمار**ت**			
حالت پنجم	حالت چهارم	حالت سوم	معادله
۵/۵۳۱××	**۵/۸۲۹**××	**۱/۵۹۵**	**(س زپ ,خ‌ق , چ‌ثق/خ‌پ‌تق)ف‌پ‌یت**
	۹/۱۵۸×××	**۲/۱۹۵**×××	**(۷۹زپ‌س‌زپ,خ‌ق,خ‌پ‌تق/چ ثق)چ یت**

س‌زپ: متغیر موهومی برای سال‌های جنگ ایران و عراق، **۷۹زپ**: متغیر موهومی برای سال **۵۸۹۲**.
×××، ×× و × سطوح معناداری **۵**، **۱** و **۵۱** درصد.
مأخذ: نتایج تحقیق.

در معادله‌ای که **خ‌پ تق** متغیر وابسته باشد بجز در حالت سوم در سایر موارد مقدار**ت** محاسبه شده رهیافت آزمون کرانه‌ها بالاتر از کرانه بحرانی بالا قرار می‌گیرند که به معنای رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها می‌باشد. در صورتی که **چ‌ثق** متغیر وابسته باشد جز در حالت سوم در سایر حالت‌ها مقدار**ت** محاسبه شده بزرگتر از مقدار بحرانی کرانه بالا می‌باشد که بر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها دلالت می‌کند. از این رو، نتایج جدول (**۹**) بیانگر وجود رابطه بلندمدت در هردو حالت ذکر شده می‌باشد.

نتایج مربوط به تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت در حالتی که **خ‌پ تق** متغیر وابسته است با استفاده از مدل بهینه **(۰, ۱, ۱) چ‌پ‌دا** در جداول (**۳**) و (**۲**) ارائه شده است.

جدول 8. ضرایب بلندمدت مدل ARDL (1, 1, 0)، متغیر وابسته خ‌پ تق

متغیر	ضریب	آمار**ه‌م**	احتمال
چ‌ثق	**۱/۹۵۱**	**۵/۲۹۵**	**۱/۱۱۱**
خ‌ق	**۱/۹۲۳**	**۸/۱۱۱**	**۱/۱۱۹**
د	**۱/۸۸۱**	**۸/۵۵۵**	**۱/۱۱۵**
س‌زپ	**-۱/۸۱۸**	**-۱/۵۹۱**	**۱/۱۱۱**

س‌زپ: متغیر موهومی جنگ، **د**: عرض از مبدأ هستند.

Archive of SID
www.SID.ir

مأخذ: نتایج تحقیق.

ضریب مصرف انرژی در این مدل معنادار ولی برخلاف مدل سمت عرضه با علامت مثبت بر تولید تأثیر می‌گذارد. این نتیجه می‌تواند به دلیل نبود سایر عوامل تولید در این مدل و حذف اثر جانشینی میان نهاده‌های تولید باشد. البته آنچه در مدل سمت تقاضا بیشتر مورد توجه است، نحوه اثرگذاری قیمت فرآورده‌های نفتی بر رشد اقتصادی و مصرف این فرآورده‌ها می‌باشد. قیمت فرآورده‌های نفتی نیز با ضریب مثبت و معناداری در بلندمدت بر تولید تأثیر می‌گذارند، به‌طوری‌که با افزایش یک درصد در قیمت فرآورده‌های نفتی، تولید ناخالص داخلی به میزان **۱/۸۱** درصد افزایش می‌یابد. به این منظور، افزایش قیمت فرآورده‌های نفتی به سطح قیمت تمام‌شده منجر به استفاده از تکنولوژی‌های با بازدهی بهتر و همچنین تخصیص بهینه این نهاده تولید می‌شود که در نتیجه آن کالاهای تولیدشده توان رقابتی می‌یابند که خود گامی در جهت رشد اقتصادی کشور در بلندمدت می‌باشد. همچنین، همانند مدل سمت عرضه میان شکست‌های ساختاری که در داده‌های سری زمانی ایران وجود دارند تنها متغیر موهومی برای سال‌های جنگ معنادار شد که به این معادله اضافه شده است و ضریب آن معنادار و مطابق انتظارات است.

جدول 9. ضرایب کوتاه‌مدت مدل ARDL(1, 1, 0)، متغیر وابسته خپ تق

متغیر	ضریب	آمارهم	احتمال
Δچئحق	۱/۳۳۹	۱/۱۵۵	۱/۱۱۱
Δخحق	۱/۱۳۸	۹/۱۹۵	۱/۱۱۸
Δب	۵/۹۱۱	۵/۳۱۵	۱/۱۳۹
Δس‌زپ	-۱/۱۲۳	-۸/۱۲۲	۱/۱۱۹
ام چپ	-۱/۹۹۳	-۹/۳۵۹	۱/۱۱۳

س‌زپ: متغیر موهومی جنگ، **ب**: عرض از مبدأ و Δ: تفاضل مرتبه اول.

مأخذ: نتایج تحقیق.

مطابق نتایج ارائه شده در جدول (**۲**) در کوتاه‌مدت نیز تمام ضرایب بدست آمده از الگوی تصحیح خطای برداری، معنادار و دارای علامت‌های موردانتظار هستند. ضریب جزء تصحیح خطا در این مدل تقریباً **۱/۹۳** می‌باشد که بیانگر تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت به میزان **۱/۹۳** در هر دوره می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

در آخرین مدلی که در این مقاله مورد ارزیابی قرار گرفته، مصرف فرآوردهای نفتی به عنوان متغیر وابسته معرفی شده است. در این مدل نیز **(۰ ،۱ ،۱)چ‌پ‌دا** به عنوان مدل بهینه انتخاب شده و ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت بر مبنای آن محاسبه شده‌اند. نتایج تخمینی آنها در جداول (**۵۱**) و (**۵۵**) گزارش شده است. آنچه بیشتر در این مدل مورد توجه است، نحوه اثرگذاری قیمت فرآورده‌های نفتی در بلندمدت بر مصرف این فرآورده‌ها است.

جدول 33. ضرایب بلندمدت مدل ARDL (1, 1, 0)، متغیر وابسته چ ژ هـ

متغیر	ضریب	آمارهم	احتمال
خ‌پ‌تق	**۱/۲۸۱**	**۹/۱۱۵**	**۱/۱۱۱**
خ‌دق	**-۱/۱۱۵**	**-۹/۳۱۳**	**۱/۱۱۲**
د	**-۱/۳۱۸**	**-۱/۵۱۱**	**۱/۳۹۳**
س‌زپ	**۱/۹۱۱**	**۹/۸۲۱**	**۱/۱۹۱**
۷۹زپ	**۱/۹۱۲**	**۵/۱۵۸**	**۱/۸۹۱**
عکغ‌لار	**۱/۱۱۵**	**-۱/۱۹۹**	**۱/۲۸۲**

س‌زپ: متغیر موهومی جنگ، **۷۹زپ**: متغیر موهومی شوک نفتی، **عکغ‌لار**: متغیر روند و **د**: عرض از مبدأ.

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول 33. ضرایب کوتاه‌مدت مدل ARDL(1, 1, 0)، متغیر وابسته چ ژ هـ

متغیر	ضریب	آمارهم	احتمال
خ‌پ‌تقΔ	**۱/۱۹۵**	**۸/۲۹۱**	**۱/۱۱۱**
خ‌دقΔ	**-۱/۱۲۱**	**-۹/۹۱۱**	**۱/۱۸۸**
بΔ	**-۱/۵۳۱**	**-۱/۵۵۵**	**۱/۳۹۸**
س‌زپΔ	**۱/۱۱۱**	**۹/۱۹۱**	**۱/۱۱۸**
۷۹زپΔ	**۱/۱۱۱**	**۵/۵۹۱**	**۱/۹۱۱**
،کغ‌لامΔ	**-۱/۸۵۱**	**-۱/۱۹۲**	**۱/۲۸۹**
م‌چپ‌ا	**-۱/۹۵۱**	**-۹/۹۵۹**	**۱/۱۸۹**

س‌زپ: متغیر موهومی جنگ،**۷۹زپ**: متغیر موهومی شوک نفتی، **عکغ‌لار**: متغیر روند، **د**: عرض از مبدأ و Δ: تفاضل مرتبه اول.

مأخذ: نتایج تحقیق.

همان‌طور که نتایج نشان می‌دهند قیمت فرآورده‌های نفتی در بلندمدت با ضریب منفی و معناداری بر مصرف این فرآورده‌ها تأثیرگذار است. این رابطه نیز بر تأثیر مثبت آزادسازی قیمت

Archive of SID
www.SID.ir

فرآورده‌های نفتی بر رشد اقتصادی دلالت دارد به طوری‌که با افزایش قیمت این فرآورده‌ها مصرف آنها کاهش می‌یابد که انتظار بر این است کاهش مصرف از کانال افزایش بهره‌وری و استفاده از تکنولوژی‌های کارامد در بلندمدت میسر گردد. این کاهش مصرف از طریق امکان افزایش صادرات فرآورده‌های نفتی و همچنین کاهش میزان واردات برخی از این فرآورده‌ها همچون بنزین افزایش درآمدهای ارزی را برای کشور در پی دارد.

با سرمایه‌گذاری درآمدهای ارزی به دست آمده در زیرساخت‌ها و بخش‌های تولیدی کشور امکان افزایش رشد اقتصادی برای کشور فراهم می‌گردد. بنابراین، با توجه به نتایج ذکر شده در مدل طرف عرضه که مصرف فرآورده‌های نفتی با ضریب منفی بر رشد اقتصادی اثرگذار بود و همچنین نتایج مدل طرف تقاضا که اثرگذاری مثبت قیمت فرآورده‌های نفتی بر رشد اقتصادی و نیز رابطه معکوس قیمت این فرآورده‌ها با مصرف آنها را نشان می‌دهد، افزایش در قیمت فرآورده‌های نفتی موجب کاهش در مصرف آنها و افزایش در رشد اقتصادی را با عطف به رابطه ذکر شده در مدل طرف عرضه به همراه دارد. تولید ناخالص داخلی نیز با ضریب مثبت و معناداری بر مصرف این فرآورده‌ها در بلندمدت تأثیر می‌گذارد. در این مدل علاوه بر متغیر موهومی برای سال‌های جنگ، متغیر موهومی سال ۱۳۷۹ نیز به مدل اضافه شده است که در این سال قیمت نفت نسبت به سال قبل در بازارهای جهانی به سه برابر افزایش یافته است. هرچند این متغیر در نتایج گزارش شده بی‌معنا شده است، اما در مدل **چ‌پ‌د‌ا (۱، ۱، ۰)** بهینه انتخاب شده معنادار بوده و آماره **بب‌ذ** آن را بهبود داده است.

در نهایت، ضرایب کوتاه‌مدت برآورد شده از الگوی تصحیح خطا نشان می‌دهند قیمت انرژی با ضریب منفی و تولید ناخالص داخلی با ضریب مثبت در کوتاه‌مدت بر مصرف فرآورده‌های نفتی اثرگذار می‌باشند. ضریب جزء تصحیح خطا در این مدل نیز معنادار و مطابق انتظارات تئوریکی است به طوری‌که در صورت انحراف از تعادل در این مدل حدود پنج سال طول می‌کشد تا به تعادل بلندمدت برسیم.

6. آزمون‌های تشخیصی و پایداری

به منظور حصول اطمینان از اعتبار و صحت نتایج الگوهای برآوردشده، آزمون‌های تشخیصی همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس مورد بررسی قرار گرفتند. همان‌طور که نتایج آزمون‌های تشخیصی در جدول (**۵۹**) نشان می‌دهد در تمام الگوهای برآورد شده ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی وجود ندارد که بر صحت نتایج الگوهای برآورد شده دلالت می‌کنند. همچنین، به جهت بررسی پایدار

Archive of SID

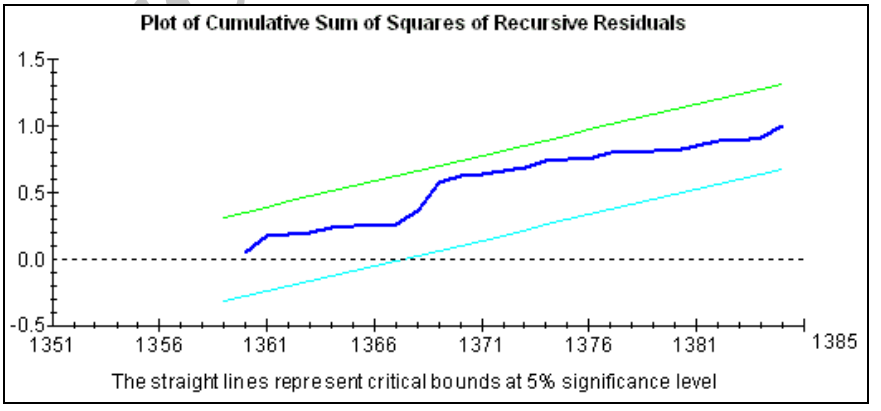
www.SID.ir

بودن ضرایب تخمین‌زده‌شده در طول زمان در الگوهای تحت بررسی از آزمون پایداری **خذ چ زذزب**[1] استفاده شده است. در این آزمون مقدار آماره آزمون در مقابل دو کرانه بحرانی رسم می‌گردد در صورتی که مقدار آماره آزمون از این دو مقدار بحرانی خارج نشود می‌توان ادعا نمود که ضرایب مدل تخمین زده شده در سطح **۱** درصد پایدار می‌باشند. همان‌طور که در نمودارهای (**۵**)، (**۹**) و (**۸**) مشاهده می‌شود هر سه الگوی برآورد شده در سطح **۱** درصد پایدار می‌باشند. بنابراین بر اساس نتایج آزمون‌های تشخیصی و پایداری صورت گرفته می‌توان از معتبربودن نتایج به دست آمده اطمینان حاصل نمود.

جدول 32. آزمون‌های تشخیصی ناهمسانی واریانس و همبستگی سریالی

الگوی **چپدا**	آزمون	آماره آزمون	احتمال
(۱،۱،۰،۰) چپدا	آزمون همبستگی سریالی	**۹/۱۱۱**	**۱/۵۹۵**
متغیر وابسته **خپتق**	آزمون ناهمسانی واریانس	**۸/۸۵۸**	**۱/۱۹۵**
(۱،۱،۰) چپدا	آزمون همبستگی سریالی	**۱/۱۵۱**	**۱/۲۵۳**
متغیر وابسته **خپتق**	آزمون ناهمسانی واریانس	**۹/۵۱۱**	**۱/۵۵۱**
(۱،۱،۰) چپدا	آزمون همبستگی سریالی	**۸/۸۸۵**	**۱/۱۳**
متغیر وابسته **چتق**	آزمون ناهمسانی واریانس	**۵/۵۵۵**	**۱/۸۱۱**

مأخذ: نتایج تحقیق.

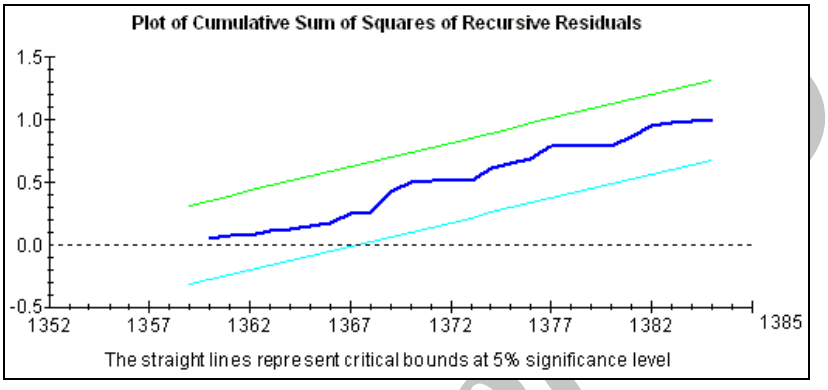


مأخذ: نتایج تحقیق.

نمودار 3. آزمون پایداری الگوی ARDL (1, 1, 0, 0)، متغیر وابسته lGDP

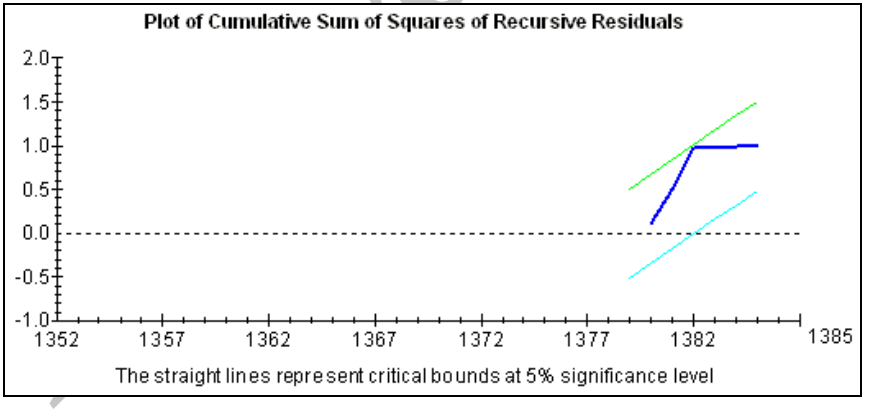
۱. لغ لاع مل ذغ گ ک مذ فی م ع قم ک مب

www.SID.ir



مأخذ: نتایج تحقیق.

نمودار2. آزمون پایداری الگوی ARDL(1, 1, 0)، متغیر وابسته lGDP



مأخذ: نتایج تحقیق.

نمودار1. آزمون پایداری الگوی ARDL(1, 1, 0)، متغیر وابسته lOIL

7. نتیجه‌گیری

در این مقاله علاوه بر تعیین رابطه علیتی بلندمدت بین مصرف فرآورده‌های نفتی و تولید ناخالص داخلی در چارچوب مدل سمت عرضه، مدل سمت تقاضا نیز به منظور تعیین نحوه اثرگذاری قیمت فرآورده‌های نفتی بر تولید ناخالص داخلی و مصرف این فرآورده‌ها در بلندمدت مورد ارزیابی قرار گرفته است. همچنین در این مطالعه از تکنیک اقتصادسنجی، رهیافت آزمون کرانه‌ها و الگوی

www.SID.ir

خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. نتایج به دست آمده از مدل سمت عرضه، رابطه علیتی بلندمدت یک‌طرفه از مصرف فرآورده‌های نفتی به تولید ناخالص داخلی با ضریب منفی را نشان می‌دهد که بیانگر استفاده نامناسب و هدررفتن این فرآورده‌ها به دلیل بکارگیری تکنولوژی‌های ناکارامد، فرسوده و هدردهنده انرژی و همچنین عدم داشتن الگوی صحیح مصرف در کشور می‌باشد. در حقیقت پایین بودن قیمت فرآورده‌های نفتی در ایران، موجب اقتصادی شدن بکارگیری فرایندهای تولیدی و خدماتی انرژی‌بر و ناکارامد می‌شود.

از سوی دیگر، نتایج حاصل از مدل سمت تقاضا نشان میدهد که قیمت فرآورده‌های نفتی با ضریب مثبت بر تولید و با ضریب منفی بر مصرف این فرآورده‌ها تأثیر می‌گذارند. این نتایج بیانگر این نکته مهم است که افزایش قیمت فرآورده‌های نفتی علاوه بر اینکه موجب کاهش مصرف این فرآورده‌ها می‌شود می‌تواند مقدمات تخصیص بهینه این فرآورده‌ها در فرایند تولید کالا و خدمات را فراهم نماید. بدین جهت بهینه‌سازی مصرف فرآورده‌های نفتی منجر به کاهش شدت مصرف این فرآورده‌ها شده و از این طریق با فراهم‌کردن امکان صادرات بیشتر فرآورده‌های نفتی و همچنین کاهش واردات برخی از این فرآورده‌ها همچون بنزین امکان افزایش درآمدهای ارزی را برای کشور فراهم می‌کند. درآمدهای ارزی به دست آمده از این فرایند نیز با سرمایه‌گذاری در ساختار تولیدی و زیرساخت‌های کشور امکان رشد اقتصادی را در بلندمدت فراهم می‌کند. همچنین با عرضه فرآورده‌های نفتی به قیمت تمام شده، امکان ایجاد کالاها و خدمات با قدرت رقابتی از طریق بکارگیری فرایندهای تولیدی مؤثرتر و پیشرفته‌تر در کشور ممکن می‌گردد. این فرایند نیز عاملی در جهت افزایش رشد اقتصادی می‌باشد. بنابراین، تصمیم دولت مبنی بر آزدسازی قیمت فرآورده‌های نفتی از طریق کانال‌های عنوان‌شده افزایش درآمدهای ارزی در پی افزایش صادرات و کاهش واردات فرآورده‌های نفتی و همچنین فراهم کردن شرایط لازم برای تولید کالاها و خدمات با قدرت رقابتی بالا امکان رشد اقتصادی کشور در بلندمدت را فراهم می‌کند. به این منظور می‌توان این نتیجه‌گیری مهم را عنوان نمود که آزادسازی قیمت فرآورده‌های نفتی به سطح قیمت تمام شده گامی در جهت رشد اقتصادی بلندمدت کشور می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

ابریشمی، حمید و آذر مصطفایی (۵۸۳۱)، "بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های عمده نفتی در ایران"، *مجله دانش و توسعه*، شماره **۵۱**، صص **۵۵**- **۱۱**.

Altinay, G. & E. Karagol (۲۰۰٤), "م ف ق ع ل م ع ب غ ر ع ک ع گ گ م ف ک ز ق ع غ ل ب ق ع ل م ع ل م ذ", *Energy Economics*, ژ گ ۲۶, ح گ ۶, ع ق ل ا م ر ف ک خ پ ت ع ک ع ک گ م گ ل ا گ ب م غ ل ا غ ک پ ک غ ن غ ب, خ ج ۹۸۵-۹۹٤.

Asafu-Adjaye, J. (۲۰۰۰), "ل غ ع ل ا خ م غ ل ا غ ک گ پ ف م گ ل ا گ ب م غ ل ا غ ک پ ک غ ن غ ب ف ک گ ک گ ل ف م ع غ ع غ د غ غ ر", *Energy Economics*, ژ گ ۲۲, خ ج ۶۱۵–۶۲۵.

Bai, J. & P. Perron (۲۰۰۳), "غ غ ک ع غ ب ق ع ل م م ل م ذ غ ق ق م ق م غ گ ل ف ل ه ق ع ک ا ع ک ع ک گ ع م م گ گ ب", *Journal of Applied Econometrics*, ژ گ ۱۸, ح گ ۱, خ ج ۱-۲۲.

Bartleet, M. & R. Gounder (۲۰۱۰), "ن غ ح ک ف غ م ذ گ ل ا غ ق ف گ گ ع پ ع ک گ ف م گ ل ا گ ب م غ ل ا غ ک پ", *Energy Policy*, ژ گ ۳۶, خ ج. "ق غ گ چ غ ع ف ل ف ن م ق م چ ع ک ع غ غ ف ل ا ف ل غ گ ل م ق م ل غ د، ع ک ق ع غ ش ح ۴۶۰۰ -۴۶۰٤.

Berndt, E. R & D. O. Wood (۱۹۷۸), "ه گ گ ک غ ع ر ع ک ک غ پ غ ق ل ا غ پ غ م ع ک ع ل غ ل ا خ ل گ غ ع ک ک غ پ", *Review of Economics and Statistics*, ژ گ ۵۷, خ ج ۲۵۹-۲۶۸.

Brown, S.P.A. & D. Wolk (۲۰۰۰), "ق غ غ گ گ ک غ ع غ ر ع ک ع م ف ع ل ا ع ع ذ غ ع ل ا م گ ل غ د ق ع ل ا م ع ح", *Federal Reserve Bank of Dallas Economic and Financial Review*, م ل ا ف ت غ ع ک ع غ ب, خ ج ۲-۱۳.

Denison, E.F (۱۹۷۹), "غ م گ م ل ق ت ن ف م م ه گ ل ا خ ک غ ف ک ق ع غ ب غ گ گ م ع ک ع ق گ و پ", *Survey of Current Business*, ژ گ ۵۹, ح گ ۸, ل ا ع خ, خ ج ۱-۲٤.

Fatai, K., Oxley, L. & F. Scrimgeour (۲۰۰۱), "ف ک م ک ع ک گ ف گ ک پ ع ک گ ف م گ م گ ل ا گ ب م غ ل ا غ ک پ", *م گ ل ا ع ل م ک ع چ غ غ ا ف ق ع م گ ک ز، ف ه ق ع ل م ع گ ب ل غ غ ک ف غ ل ا ع غ ذ، ع ک ق ع غ ش ن ح*.

Kraft, J. & A. Kraft (۱۹۷۸), "خ ح ت ع ک ع م غ ل ا غ ک پ ک غ ن غ ب ف گ گ ل ک ف م ع غ ع غ د غ غ م ک د", *Journal of Energy Development*, ژ گ ۳, خ ج ٤۰۱ – ٤۰۳.

Lee, C.C. & C.P. Chang (۲۰۰۵), "ف ک گ گ ع پ ع ک گ ف م گ م گ ل ا گ ب م غ ل ا غ ک پ ق ا ع غ ل ب ق ع ل م ع ل م ذ", *Energy Economics*, ژ گ ۲۷, خ ج ۸۵۷-۸۷۲.

Lee, J. & M. Strazicich (۲۰۰۳), "ق ع ل م ع ل م ذ گ ذ ر غ م ف ذ م ل غ ر گ م گ م ف ک ز چ چ ک م ک ف گ چ", *Review of Economics and Statistics*, ژ گ ۸۵, خ ج ۱۰۸۲ – ۱۰ ۸۹.

Lumsdaine, R. L. & D.H. Papell (۱۹۹۷), "م گ گ م ف ک ز غ غ م ع ک ع ل ق ع غ ل ب ع ک غ ل ا غ ق گ ف م ق م چ", *Review of Economics and Statistics*, ژ گ ۷۹, ح گ ۲, خ ج ۲۱۲-۲۱۸.

International Energy Agency (۲۰۰۸), "ل غ ف ل ا م ک م گ ب پ پ ذ گ ک گ ف ل غ ع ک ق ع ب م غ ل ا غ ک پ"

International Energy Agency (۲۰۰۸), "غ ق ل م ک م گ ب پ پ ذ گ ک ل غ ع ک ق ع ب م غ ل ا غ ک پ"

Archive of SID

www.SID.ir

Masih, A.M.M. & R. Masih (۱۹۹۷), "
Narayan, P.K. (۲۰۰۵), "
Ockwell, D. G. (۲۰۰۸), "
Oh, W. & K. Lee (۲۰۰٤), "
Ozturk, Ilhan (۲۰۱۰), "
Payne, J.E. (۲۰۰۹), "
Perron ,P. (۱۹۹۷), "
Pesaran, M. H., Shin, Y. & R.J. Smith (۲۰۰۱), "
Pesaran, M. H. & Smith (۱۹۹۸), "
Soytas U. & R. Sari (۲۰۰۳), "
Stern, D.I. (۱۹۹۳), "
Stern, D.I. & C.J. Cleveland (۲۰۰٤), "

Archive of SID

www.SID.ir