*فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی*
*سال هجدهم، شماره ۵۷، بهار ۱۳۹۰، صفحات ۳۰ – ۵*

# دلالت‌هایی بر آزادسازی قیمت فرآورده‌های نفتی در ایران

**حسن حیدری**
استادیار دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه
h.heidari@urmia.ac.ir

**لسیان سعیدپور**
دانشجوی کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه
saeidpour.lesyan@gmail.com

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 (۱۳۸۵-۱۳۵۰) 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:** ۱۳۸۹/۱۱/۲۵ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۰/۵/۱

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

**۱. مقدمه**

پس از شوک نفتی سال ۱۹۷۳ 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 (IEA) ضریب مصرف انرژی طی سال‌های (۲۰۰۶-۲۰۰۰) برای ایران ۱/۱۸ می‌باشد در حالی‌که این ضریب برای کشورهای عضو OECD و کل جهان به ترتیب برابر ۰/۲۹ و ۰/۵۶ 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

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

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 (ARDL)[2] که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه شده است، استفاده می‌شود.

در داده‌های سری زمانی ایران احتمال وقوع شکست‌های ساختاری و تغییرات رژیمی فراوانی مانند وقوع انقلاب اسلامی در سال ۱۳۵۷، جنگ تحمیلی طی سال‌های (۱۳۶۷-۱۳۵۹)، یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۴ 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، ۲۰۰۵)، لذا برررسی 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 (۲۰۰۳) که قادر به بررسی حداکثر ۵ شکست ساختاری درون‌زا می‌باشند و همچنین آزمون‌های ریشه واحد با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زای لامزین و پاپل (۱۹۹۷) و لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) مورد استفاده قرار خواهند گرفت.

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

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

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

1. Bounds Test Approach
2. Autoregressive Distributed Lag

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

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.

## ۲. 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، ۱۹۷۹) 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، ۱۹۷۸). در همین راستا براون و ولک (۲۰۰۰) 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 :

$$Q = F(L, K, NR) \qquad (۱)$$

$$\frac{\partial Q}{\partial L}\rangle 0 \quad \frac{\partial Q}{\partial K}\rangle 0 \ , \ \frac{\partial Q}{\partial NR}\rangle 0 \qquad (۲)$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial L^2}\langle 0 \ , \ \frac{\partial^2 Q}{\partial K^2}\langle 0 \ , \ \frac{\partial^2 Q}{\partial NR^2}\langle 0 \qquad (۳)$$

که در آن، Q: تولید، L: نیروی‌کار، K: سرمایه و NR: 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:

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial NR \partial K}\rangle 0 \ , \ \frac{\partial^2 Q}{\partial NR \partial L}\rangle 0 \qquad (۴)$$

به این منظور آنها با محاسبه روند زمانی قیمت واقعی ۱۱ منبع طبیعی تجدیدناپذیر برای دوره زمانی (۱۹۹۸-۱۸۷۰) 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

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

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، ۱۹۹۳؛ استرن و کلیویلند ۲۰۰۴). 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، ۲۰۰۸). 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.

### ۳. پیشینه مطالعات تجربی

نظر به اهمیت موضوع، کارهای تجربی بسیاری در این موضوع انجام یافته است، اما نخستین کار توسط کرافت و کرافت (۱۹۷۸) صورت گرفته است. آنها به بررسی رابطه بین تولید ناخالص ملی و مصرف انرژی برای کشور آمریکا طی دوره زمانی (۱۹۷۴–۱۹۴۷) 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 (۱۹۹۳) با اضافه کردن سرمایه و نیروی‌کار به تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی به بررسی این رابطه با بکارگیری مدل خودرگرسیونی برداری (VAR)[2] پرداخت. یافته‌های وی بر خلاف کرافت و کرافت، رابطه علیتی از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد.

مسیح و مسیح (۱۹۹۷) 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

1. Ecological
2. Vector Autoreggresive

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

خطای برداری (ECM)[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 (۲۰۰۱) با بکارگیری تکنیک همجمعی یوهانسن– یوسلیوس و آزمون علیت گرنجری به بررسی رابطه میان مصرف انواع حامل‌های انرژی، اشتغال و رشد اقتصادی طی دوره (۱۹۹۰–۱۹۶۰) 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 (۲۰۰۴) 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 (۱۹۹۷) برای کشور کره می‌باشند.

آلتینای و کارگول (۲۰۰۴) با استفاده از آزمون هیسائو در روش علیت گرنجری به بررسی رابطه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی برای کشور ترکیه در دوره زمانی (۲۰۰۰ – ۱۹۵۰) پرداختند. نتایج آنها هیچ نوع رابطه علیتی میان متغیرهای مورد بررسی را نشان نمی‌دهند.

لی و چانگ (۲۰۰۵) به بررسی رابطه بین تولید ناخالص داخلی با مصرف کل انرژی و حامل‌های انرژی برای کشور تایوان در دوره زمانی (۲۰۰۳ – ۱۹۵۴) 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 (۲۰۱۰) 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 (۲۰۰۴ – ۱۹۶۰) 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 (۱۳۸۰) به بررسی رابطه علی بین مصرف فرآورده‌های عمده نفتی و رشد اقتصادی طی دوره زمانی (۱۳۷۸–۱۳۳۸) پرداختند. متغیرهای مورد استفاده آنها شامل تولید ناخالص داخلی، مصرف کل فرآورده‌های نفتی، موجودی سرمایه،

1. Error Correction Model

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

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 (۱۳۸۳) با استفاده از آزمون علیتی هیسائو به بررسی رابطه علیتی بین مصرف حامل‌های انرژی و بخش‌های اقتصادی طی دوره زمانی (۱۳۸۱ – ۱۳۵۰) پرداختند. نتایج آنها وجود رابطه علیتی دوطرفه میان حامل‌های انرژی و بخش‌های اقتصادی را نشان می‌دهند.

آرمن و زارع (۱۳۸۴) نیز با بکارگیری روش تودا – یاماموتو و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)[1] به بررسی رابطه علیتی بین مصرف کل انرژی و حامل‌های انرژی با رشد اقتصادی طی دوره (۱۳۸۱ – ۱۳۴۶) پرداختند. یافته‌های آنها نشان‌دهنده وجود رابطه یک‌طرفه از مصرف فرآورده‌های نفتی به رشد اقتصادی می‌باشد.

در همین ارتباط زمانی (۲۰۰۷) با بکارگیری VECM رابطه میان تولیدناخالص‌داخلی و همچنین ارزش‌افزوده بخش‌های کشاورزی و صنعت را با انواع حامل‌های انرژی ایران طی دوره (۲۰۰۳ – ۱۹۶۷) 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، ۲۰۱۰). 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

1. Vector Error Correction Model

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

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

## ۴. 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، ۲۰۰۳، پاینه، ۲۰۰۹ و بارتلت و گوندر، ۲۰۱۰). 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، ۱۹۹۷، آسافو، ۲۰۰۰، اوه و لی، ۲۰۰۴ و بارتلت و گوندر، ۲۰۱۰). 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، ۲۰۱۰). مدل‌های فوق به صورت زیر تصریح می شوند:

$$lGDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 lOIL_t + \alpha_2 lTLF_t + \alpha_3 lGFK_t + \varepsilon_{1t} \quad (۵)$$

$$lOIL_t = \beta_0 + \beta_1 lGDP_t + \beta_2 lTLF_t + \beta_3 lGFK_t + \varepsilon_{2t} \quad (۶)$$

$$lGDP_t = \omega_0 + \omega_1 lOIL_t + \omega_2 lOP_t + \tau_{1t} \quad (۷)$$

$$lOIL_t = {}_0 + {}_1 lGDP_t + {}_2 lOP_t + \tau_{2t} \quad (۸)$$

که در آن، lGDP: تولید ناخالص داخلی واقعی بر مبنای قیمت‌های سال ۱۳۷۶، lGFK: تشکیل سرمایه ثابت ناخالص واقعی بر مبنای قیمت‌های سال ۱۳۷۶، lTLF: جمعیت فعال بر حسب هزار نفر، lOIL: کل مصرف فرآورده‌های عمده نفتی بر حسب میلیون لیتر و lOP: قیمت واقعی فرآورده‌های نفتی بر مبنای قیمت‌های سال ۱۳۷۶ می‌باشند. داده‌های مربوط به متغیرهای مورداستفاده از بانک مرکزی و وزارت نیرو استخراج شده‌اند و تمامی آنها به صورت لگاریتمی مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

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

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

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 Ng – Perron (NP) 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، ۱۹۹۷). 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، ۲۰۰۵). 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 (۱۹۹۷) و لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) 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 (۲۰۰۱) 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 I(0) یا I(1) باشند. بنابراین، آزمون کرانه‌ها نااطمینانی مربوط به آزمون‌های انجام‌شده برای تعیین درجه انباشتگی متغیرها را رفع می‌کند. البته در شرایطی که متغیرها I(2) 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 VAR، 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 آماره t معتبری را ارائه می‌دهد حتی با وجود اینکه برخی رگرسورها درون‌زا باشند (پسران و اسمیت، ۱۹۹۸). علاوه بر این، از این روش

1. Spurious Regression

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

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 (۲۰۰۱) 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، ۲۰۰۱) مورد استفاده قرار می‌گیرند. شکل جبری سناریوهای فوق برای معادله (۷) به صورت زیر می‌باشند:

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

$$\Delta lGDP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p}\psi_i \Delta lGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n}\varphi_i \Delta lOIL_{t-i} + \sum_{i=0}^{n}{}_i \Delta lOP_{t-i} + \pi_1 lGDP_{t-1} + \pi_2 lOIL_{t-1} + \pi_3 lOP_{t-1} + \Omega_i DU_i + u_t \quad (۹)$$

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

$$\Delta lGDP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p}\xi_i \Delta lGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n}\varsigma_i \Delta lOIL_{t-i} + \sum_{i=0}^{n}\zeta_i \Delta lOP_{t-i} + \gamma_1(lGDP_{t-1} - \theta_{lGDP}.t) + \gamma_2(lOIL_{t-1} - \theta_{lOIL}.t) + \gamma_3(lOP_{t-1} - \theta_{lOP}.t) + \Omega_i DU_i + u_t \quad (۱۰)$$

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

$$\Delta lGDP_t = c_0 + \rho t + \sum_{i=1}^{p} b_i \Delta lGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} d_i \Delta lOIL_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} e_i \Delta lOP_{t-i} + {}_1 lGDP_{t-1} + {}_2 lOIL_{t-1} + {}_3 lOP_{t-1} + \Omega_i DU_i + u_t \quad (۱۱)$$

که در آن، $\Omega_i DU_i$: نشان‌دهنده متغیرهای موهومی استفاده‌شده می‌باشند. نقاط شکست متفاوتی که در آزمون ریشه واحد لامزین و پاپل (۱۹۹۷) و لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) مشخص شده‌اند در معادله خودرگرسیونی با وقفه‌های توضیحی(ARDL) 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.

1. Unrestricted Intercept; No Trend
2. Unrestricted Intercept; Restricted Trend
3. Unrestricted Intercept; Unrestricted Trend

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

به منظور تعیین بهترین تصریح مدل و تعداد وقفه‌های بهینه با توجه به محدودبودن حجم نمونه از معیار شوارتز بیزین (SBC)[1] با حداکثر دو وقفه استفاده شده است که برای داده‌های سالانه با حجم کم مناسب است(پسران و اسمیت، ۱۹۹۸).

نتایج به دست آمده از این حالت‌ها مقادیری از F را به منظور بررسی فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها ارائه می‌دهند که با مقادیر بحرانی محاسبه‌شده توسط نارایان (۲۰۰۵) مقایسه می‌گردند. در صورتی‌که مقدار F محاسبه شده پایین‌تر از مقدار کرانه پایین قرار گیرد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها رد نمی‌شود، اگر مقدار F 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 F 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 (ARDL) شرطی به منظور تعیین ضرایب بلندمدت متغیرها تخمین زده می‌شود. ARDL شرطی برای معادله (۷) به صورت زیر می‌باشد:

$$lGDP_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^{p}\lambda_1 lGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q1}\lambda_1 lOIL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q=2}\lambda_2 lOP + \Omega_i DU_i + \theta_{it} \qquad (۱۲)$$

البته پیش از تخمین ضرایب بلندمدت می‌بایست مدل ARDL $(q_1, q_2, q_3)$ بهینه انتخاب گردد، از آنجایی که داده‌های مورد مطالعه سالانه با حجم کم می‌باشند از SBC با حداکثر دو وقفه برای انتخاب مدل بهینه استفاده شده است (پسران و اسمیت، ۱۹۹۸).

در نهایت، به منظور به دست آوردن ضرایب کوتاه‌مدت و تعیین سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت الگوی تصحیح خطا (ECM)[2] تخمین زده می‌شود. ضریب جزء تصحیح خطا در این معادله بیانگر سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت در هر دوره می‌باشد. الگوی تصحیح خطای مربوط به معادله (۷) به صورت زیر تصریح می‌گردد :

$$\Delta lGDP_t = \eta_0 + \sum_{n=1}^{p}\eta_n \Delta lGDP_{t-i} + \sum_{m=1}^{q1}\eta_m \Delta lOIL_{t-i} + \sum_{j=1}^{q2}\eta_j \Delta lOP_{t-i} + \Omega_i DU_i + \varphi ecm_{t-1} + \tau_t \qquad (۱۳)$$

1. Schwarz Bayesian Criterion
2. Error Correction Mechanism

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

## ۵. یافته‌ها

### ۵-۱. مانایی و شکست ساختاری

باتوجه به اینکه از رهیافت آزمون کرانه‌ها در شرایطی که متغیرها انباشته از درجه ۲ باشند نمی‌توان استفاده کرد لازم است این ویژگی متغیرهای مورد بررسی در مطالعه حاضر بررسی گردد. به این منظور آزمون ریشه واحد NP 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 ۵ درصد مورد بررسی قرار می‌دهیم. نتایج به دست آمده که در جدول (۱) گزارش شده است بیانگر یکسان نبودن درجه جمعی متغیرها می‌باشد. متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی (lGDP) و قیمت فرآورده‌های نفتی واقعی (lOP) بعد از یک بار تفاضل‌گیری در قالب مدل‌های با عرض از مبدأ و بدون روند مانا شده‌اند. متغیرهای تشکیل سرمایه ثابت واقعی (lGFK) و کل مصرف فرآورده‌های نفتی (lOIL) نیز پس از یک بار تفاضل‌گیری در هردو مدل با روند و بدون روند مانا شده‌اند. نیروی کار (lTLF) 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 [I(0)] می‌باشد سایر متغیرهای مورد بررسی I(1) می‌باشند.

**جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد NP**

| آماره | lGDP | lGFK | lOIL | lOP | lTLF |
|---|---|---|---|---|---|
| $ctMZ_a$ | −۱۱/۱۰ | −۱۵/۵۰* | −۱/۴۶ | −۲/۱۳ | −۸۱/۱۱*** |
| $ctMZ_t$ | −۲/۲۷* | −۳/۷۳* | −۰/۷۳ | −۰/۹۰ | −۶/۲۶*** |
| $cMZ_a$ | ۲/۴۰ | −۰/۸۲ | ۱/۱۷ | −۱/۲۹ | −۳۵/۱۷*** |
| $cMZ_t$ | ۱/۵۷ | −۰/۲۹ | ۱/۵۲ | −۰/۷۷ | −۴/۰۵*** |
| | ΔlGDP | ΔlGFK | ΔlOIL | ΔlOP | ΔlTLF |
| $ctMZ_a$ | −۱۲/۵۹ | −۱۴/۱۰* | −۱۱۴/۳۹*** | −۱۶/۹۸* | −۲۷/۷۹*** |
| $ctMZ_t$ | −۲/۴۹ | −۲/۶۵* | −۷/۵۴*** | −۲/۸۷* | −۳/۴۸*** |
| $cMZ_a$ | −۱۰/۸۰** | −۱۳/۶۴** | −۱۳/۷۸*** | −۱۶/۹۰*** | −۶/۳۱* |
| $cMZ_t$ | −۲/۳۲** | −۲/۶۰*** | −۲/۶۲*** | −۲/۸۹*** | −۱/۳۲ |

ct : آماره آزمون برای مدل با عرض از مبدأ و روند، c : آماره آزمون با عرض از مبدأ و بدون روند و Δ : تفاضل مرتبه اول می‌باشند.

***، ** و *: سطوح معناداری در ۱، ۵ و ۱۰درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

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 (۲۰۰۳) که حداکثر ۵ 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 $UD_{max}$ و $WD_{max}$ حداقل وجود یک شکست را برای تمام متغیرها به استثنای نیروی‌کار نشان می‌دهند. آزمون supF شرطی تنها یک شکست معنادار برای متغیرهای lOIL، lOP و lGDP گزارش کرده و برای دو متغیر دیگر هیچ شکست معناداری گزارش نکرده است.

آزمون LWZ نیز برای متغیرهای lOIL، lGDP، lGFK، lOP و lTLF به ترتیب وجود تعداد ۳، ۴، ۱، ۴، ۵ شکست را نشان داده است. آزمون BIC نیز برای متغیرهای lGDP، lGFK، lOP و lTLF به ترتیب وجود تعداد ۴، ۴، ۱، ۴، ۵ شکست را نشان داده است. بنابراین، به دلیل نتایج متفاوت حاصل از مجموعه آزمون‌های شکست ساختاری بای و پرون (۲۰۰۳) 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، ۱۹۹۷). به این منظور آزمون‌های ریشه واحد با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زای لامزین و پاپل (۱۹۹۷) و لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) مورد استفاده قرار گرفته است.[۱] نتایج آزمون ریشه واحد لامزین و پاپل (۱۹۹۷) در جدول (۲) گزارش شده است. بر اساس نتایج این آزمون متغیرهای lGDP، lGFK و lOP پس از لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا مانا شده‌اند، اما متغیرهای lOIL و lTLF همچنان I(1) می‌باشند.

۱. بر اساس آخرین اطلاعات نویسندگان تا تاریخ نگارش مقاله اخیر، آزمون لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) جدیدترین آزمون مانایی با لحاظ شکست ساختاری است که تنها دو شکست در آزمون مورد استفاده قرار می‌دهد.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

**جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد لامزین و پاپل**

| متغیر | شکست اول | شکست دوم | وقفه | آماره $t_\alpha$ |
|---|---|---|---|---|
| lGDP | ۱۳۶۵ | ۱۳۷۹ | ۸ | -۱۱/۰۲*** |
| lGFK | ۱۳۶۲ | ۱۳۷۴ | ۴ | -۶/۵۶* |
| lOIL | ۱۳۶۳ | ۱۳۶۹ | ۴ | -۵/۶۹ |
| lOP | ۱۳۷۲ | ۱۳۷۶ | ۸ | -۷/۸۲*** |
| lTLF | ۱۳۷۰ | ۱۳۷۵ | ۱ | -۴/۹۲ |

مقادیر بحرانی آزمون لامزین و پاپل در ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب برابر ۷/۳۴-، ۶/۸۲- و ۶/۴۹- می‌باشند.

***، ** و*: سطوح معناداری در ۱، ۵ و ۱۰ درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

با توجه به اینکه فرضیه صفر آزمون لامزین و پاپل (۱۹۹۷) 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، ۲۰۰۳). در آزمون لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) 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 (۳) نشان داده شده است بیانگر مانا بودن تمام متغیرهای مورد مطالعه پس از لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا می‌باشد.

**جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ**

| متغیر | شکست اول | شکست دوم | وقفه | آماره $t_\alpha$ |
|---|---|---|---|---|
| lGDP | ۱۳۶۱ | ۱۳۷۲ | ۳ | -۵/۸۴*** |
| lGFK | ۱۳۶۱ | ۱۳۷۲ | ۲ | -۵/۰۴** |
| lOIL | ۱۳۶۲ | ۱۳۷۶ | ۲ | -۵/۵۱** |
| lOP | ۱۳۷۳ | ۱۳۷۶ | ۸ | -۸/۴۷*** |
| lTLF | ۱۳۷۲ | ۱۳۷۶ | ۶ | -۷/۴۵*** |

مقادیر بحرانی آزمون لی و استرازیسیچ در ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب برابر ۵/۸۲-، ۵/۲۸- و ۴/۹۸- می‌باشند.

***، ** و*: سطوح معناداری۱، ۵ و ۱۰ درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

**۵-۲. نتایج تخمین مدل سمت عرضه**

در این مرحله ابتدا وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای سمت عرضه با بکارگیری رهیافت آزمون کرانه‌ها و در سطح معناداری ۵ درصد بررسی می‌گردد. به این منظور از پنج سناریوی موجود، مقادیر F را برای حالت‌های سوم، چهارم و پنجم که بیشتر با واقعیات اقتصادی سازگاری دارند تخمین زده شده است (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). مقادیر F بدست آمده از این حالت‌ها را با مقادیر بحرانی گزارش شده در نارایان (۲۰۰۵) که برای نمونه‌های با حجم کم محاسبه شده است مقایسه گردیده که نتایج حاصل از آن در جدول (۴) گزارش شده است.

**جدول ۴. نتایج آزمون کرانه‌ها**

| | آماره F | | |
|---|---|---|---|
| معادله | حالت سوم | حالت چهارم | حالت پنجم |
| $F_{lGDP}$(lGDP/lOIL, lTLF, lGFK,DUW) | ۷/۴۸۷*** | ۷/۸۴۰*** | ۸/۶۱۲*** |
| $F_{lOIL}$(lOIL/lGDP, lTLF, lGFK,DU75) | ۴/۳۴۴ | ۳/۳۴۵ | ۲/۱۵۷ |

DUW: متغیر موهومی برای سال‌های جنگ ایران و عراق، DU75: متغیر موهومی برای سال ۱۳۷۵.

***، ** و*: سطوح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

در شرایطی که lGDP متغیر وابسته باشد، مقادیر F 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 lOIL متغیر وابسته باشد بجز در حالت سوم که مقدار F محاسبه شده در سطح ۵ 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 F محاسباتی در سطح ۵ درصد پایین‌تر از کرانه پایین قرار می‌گیرد که بیانگر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها می‌باشد.

در مرحله بعد، پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی برای معادله‌ای که lGDP متغیر وابسته است مقدار ضرایب بلندمدت متغیرها با استفاده از ARDL شرطی بدست آمده از ARDL (1, 1, 0, 0) تخمین زده شده است. نتایج تخمینی مدل فوق در جدول (۵) گزارش شده است. لازم به ذکر است که مدل ARDL (1, 1, 0, 0) با حداکثر دو وقفه بر اساس SBC انتخاب شده است.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

**جدول ۵. ضرایب بلندمدت ARDL (1, 1, 0, 0)، متغیر وابسته lGDP**

| متغیر | ضریب | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|
| lOIL | −۰/۱۵۱ | −۱/۹۲۷ | ۰/۰۶۴ |
| lTLF | −۰/۹۷۰ | −۱/۱۰۱ | ۰/۲۸۰ |
| lGFK | ۰/۳۶۷ | ۸/۲۰۲ | ۰/۰۰۰ |
| C | ۱۸/۱۴۱ | ۲/۲۶۹ | ۰/۰۳۱ |
| DUW | −۰/۱۱۶ | −۴/۱۶۶ | ۰/۰۰۰ |
| Trend | ۰/۰۵۳ | ۲/۰۰۵ | ۰/۰۵۵ |

DUW: متغیر موهومی جنگ، Trend: متغیر روند و C: عرض از مبدأ می‌باشند.

مأخذ: نتایج تحقیق.

بر اساس نتایج جدول (۵) 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 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.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

در نهایت، به منظور به دست آوردن ضرایب کوتاه‌مدت و ضریب سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت، الگوی تصحیح خطا براساس مدل بهینه ARDL (1, 1, 0, 0) تخمین زده شده که نتایج آن در جدول (۶) گزارش شده است.

**جدول ۶. ضرایب کوتاه‌مدت الگوی ARDL(1, 1, 0, 0). متغیر وابسته lGDP**

| متغیر | ضریب | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|
| ΔlOIL | ۰/۲۶۶ | ۱/۹۴۷ | ۰/۰۶۲ |
| ΔlTLF | −۰/۵۸۱ | −۱/۱۰۷ | ۰/۲۷۷ |
| ΔlGFK | ۰/۲۲۰ | ۵/۰۰۱ | ۰/۰۰۰ |
| ΔC | ۱۰/۸۶۸ | ۲/۲۶۹ | ۰/۰۳۱ |
| ΔDUW | −۰/۰۶۹ | −۳/۹۰۲ | ۰/۰۰۱ |
| Δtrend | ۰/۰۳۱ | ۲/۰۳۴ | ۰/۰۵۱ |
| $ECM_{t-1}$ | −۰/۵۹۹ | −۷/۲۰۹ | ۰/۰۰۰ |

DUW: متغیر موهومی جنگ، Trend: متغیر روند و C: 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 ۶۰ درصد بیان می‌کند که در صورت انحراف از تعادل در هر سال حدود ۶۰ درصد از آن جبران و به تعادل بلند مدت نزدیک می‌شود.

### ۵-۳. 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 F محاسبه شده جهت بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه در جدول (۷) ارائه شده است.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

**جدول ۷. نتایج آزمون کرانه‌ها**

| | آماره F | | |
|---|---|---|---|
| معادله | حالت سوم | حالت چهارم | حالت پنجم |
| $F_{lGDP}$(lGDP/lOIL, lOP, DUW) | ۴/۱۷۶ | ۶/۳۹۷** | ۶/۶۸۴** |
| $F_{lOIL}$(lOIL/lGDP, lOP,DUW,DU79) | ۹/۵۷۶*** | ۷/۵۶۳*** | |

DUW: متغیر موهومی برای سال‌های جنگ ایران و عراق، DU79: متغیر موهومی برای سال ۱۳۷۹.

***، ** و * سطوح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

در معادله‌ای که lGDP متغیر وابسته باشد بجز در حالت سوم در سایر موارد مقدار F 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 lOIL متغیر وابسته باشد جز در حالت سوم در سایر حالت‌ها مقدار F محاسبه شده بزرگتر از مقدار بحرانی کرانه بالا می‌باشد که بر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها دلالت می‌کند. از این رو، نتایج جدول (۷) بیانگر وجود رابطه بلندمدت در هردو حالت ذکر شده می‌باشد.

نتایج مربوط به تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت در حالتی که lGDP متغیر وابسته است با استفاده از مدل بهینه ARDL (1, 1, 0) در جداول (۸) و (۹) ارائه شده است.

**جدول ۸. ضرایب بلندمدت مدل ARDL (1, 1, 0)، متغیر وابسته lGDP**

| متغیر | ضریب | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|
| lOIL | ۰/۷۶۰ | ۶/۹۷۱ | ۰/۰۰۰ |
| lOP | ۰/۲۹۸ | ۳/۴۰۴ | ۰/۰۰۲ |
| C | ۴/۳۳۰ | ۳/۶۶۱ | ۰/۰۰۱ |
| DUW | −۰/۳۵۳ | −۴/۱۷۰ | ۰/۰۰۰ |

DUW: متغیر موهومی جنگ، C: عرض از مبدأ هستند.

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

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

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 ۰/۳۰ 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 ۹. ضرایب کوتاه‌مدت مدل ARDL(1, 1, 0)، متغیر وابسته lGDP**

| متغیر | ضریب | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|
| ΔlOIL | ۰/۸۸۷ | ۵/۴۱۶ | ۰/۰۰۰ |
| ΔlOP | ۰/۰۸۳ | ۲/۰۲۱ | ۰/۰۵۳ |
| ΔC | ۱/۲۰۵ | ۱/۸۰۱ | ۰/۰۸۲ |
| ΔDUW | −۰/۰۹۸ | −۳/۴۹۹ | ۰/۰۰۲ |
| $ECM_{t-1}$ | −۰/۲۷۸ | −۲/۸۶۷ | ۰/۰۰۸ |

DUW: متغیر موهومی جنگ، C: عرض از مبدأ و Δ: تفاضل مرتبه اول.

مأخذ: نتایج تحقیق.

مطابق نتایج ارائه شده در جدول (۹) 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 ۰/۲۸ می‌باشد که بیانگر تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت به میزان ۰/۲۸ در هر دوره می‌باشد.

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 ARDL(1, 1, 0) به عنوان مدل بهینه انتخاب شده و ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت بر مبنای آن محاسبه شده‌اند. نتایج تخمینی آنها در جداول (۱۰) و (۱۱) گزارش شده است. آنچه بیشتر در این مدل مورد توجه است، نحوه اثرگذاری قیمت فرآورده‌های نفتی در بلندمدت بر مصرف این فرآورده‌ها است.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

**جدول ۱۰. ضرایب بلندمدت مدل ARDL (1, 1, 0)، متغیر وابسته lOIL**

| متغیر | ضریب | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|
| lGDP | ۰/۹۳۴ | ۲/۰۰۶ | ۰/۰۵۵ |
| lOP | -۰/۴۴۱ | -۲/۸۰۸ | ۰/۰۰۹ |
| C | -۰/۸۴۳ | -۰/۱۵۵ | ۰/۸۷۸ |
| DUW | ۰/۲۵۵ | ۲/۳۹۵ | ۰/۰۲۴ |
| DU79 | ۰/۲۰۹ | ۱/۰۱۳ | ۰/۳۲۰ |
| Trend | ۰/۰۰۱ | -۰/۰۷۷ | ۰/۹۳۹ |

DUW: متغیر موهومی جنگ، DU79: متغیر موهومی شوک نفتی، Trend: متغیر روند و C: عرض از مبدأ.

مأخذ: نتایج تحقیق.

**جدول ۱۱. ضرایب کوتاه‌مدت مدل ARDL(1, 1, 0)، متغیر وابسته lOIL**

| متغیر | ضریب | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|
| ΔlGDP | ۰/۵۲۶ | ۳/۹۷۵ | ۰/۰۰۰ |
| ΔlOP | -۰/۰۹۴ | -۲/۲۴۰ | ۰/۰۳۳ |
| ΔC | -۰/۱۸۰ | -۰/۱۶۱ | ۰/۸۷۳ |
| ΔDUW | ۰/۰۵۴ | ۲/۰۲۴ | ۰/۰۵۳ |
| ΔDU79 | ۰/۰۴۴ | ۱/۱۷۴ | ۰/۲۵۰ |
| Δtrend | -۰/۳۶۰ | -۰/۰۷۹ | ۰/۹۳۷ |
| ECMt-1 | -۰/۲۱۴ | -۲/۲۶۷ | ۰/۰۳۲ |

DUW : متغیر موهومی جنگ،DU79 : متغیر موهومی شوک نفتی، Trend : متغیر روند، C : 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 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.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

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 ARDL(1, 1, 0) بهینه انتخاب شده معنادار بوده و آماره SBC 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.

## ۶. 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 (۱۲) 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 بودن ضرایب تخمین‌زده‌شده در طول زمان در الگوهای تحت بررسی از آزمون پایداری CUSUMSQ[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 ۵ درصد پایدار می‌باشند. همان،طور که در نمودارهای (۱)، (۲) و (۳)

1. Cumulative Sum of Squares

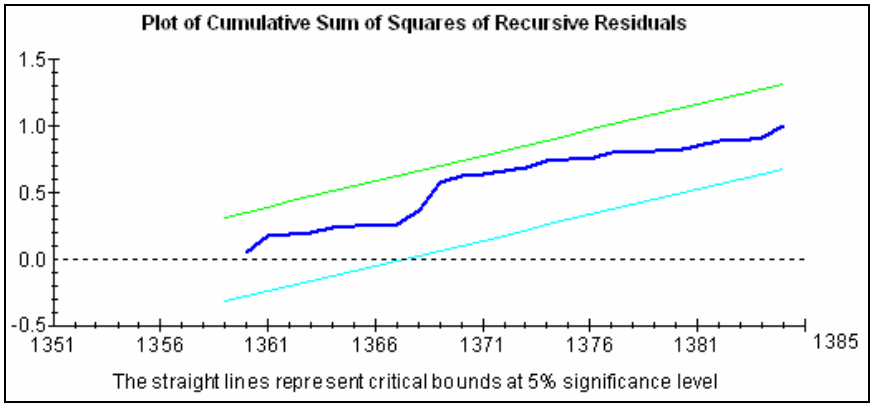
[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

مشاهده می‌شود هر سه الگوی برآورد شده در سطح ۵ درصد پایدار می‌باشند. بنابراین بر اساس نتایج آزمون‌های تشخیصی و پایداری صورت گرفته می‌توان از معتبربودن نتایج به دست آمده اطمینان حاصل نمود.

**جدول ۱۲. آزمون‌های تشخیصی ناهمسانی واریانس و همبستگی سریالی**

| الگوی ARDL | آزمون | آماره آزمون | احتمال |
|---|---|---|---|
| ARDL (1, 1, 0, 0) متغیر وابسته lGDP | آزمون همبستگی سریالی | ۲/۵۰۴ | ۰/۱۲۶ |
| | آزمون ناهمسانی واریانس | ۳/۳۶۳ | ۰/۰۷۶ |
| ARDL (1, 1, 0) متغیر وابسته lGDP | آزمون همبستگی سریالی | ۰/۰۱۰ | ۰/۹۱۸ |
| | آزمون ناهمسانی واریانس | ۲/۶۴۴ | ۰/۱۱۴ |
| ARDL (1, 1, 0) متغیر وابسته lOIL | آزمون همبستگی سریالی | ۳/۳۳۶ | ۰/۰۸ |
| | آزمون ناهمسانی واریانس | ۱/۱۱۱ | ۰/۳۰۰ |

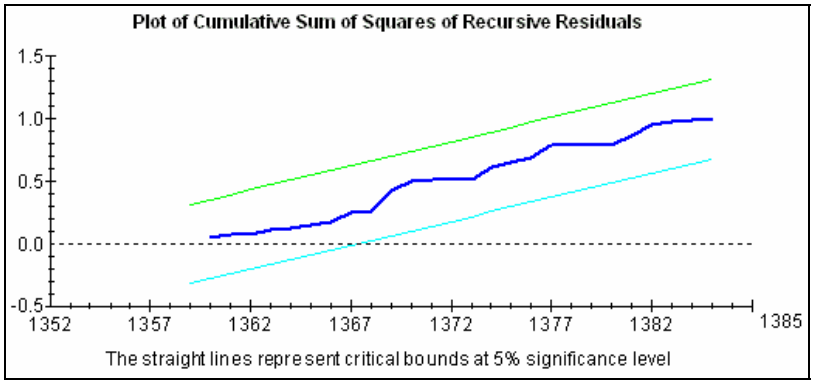
مأخذ: نتایج تحقیق.




مأخذ: نتایج تحقیق.

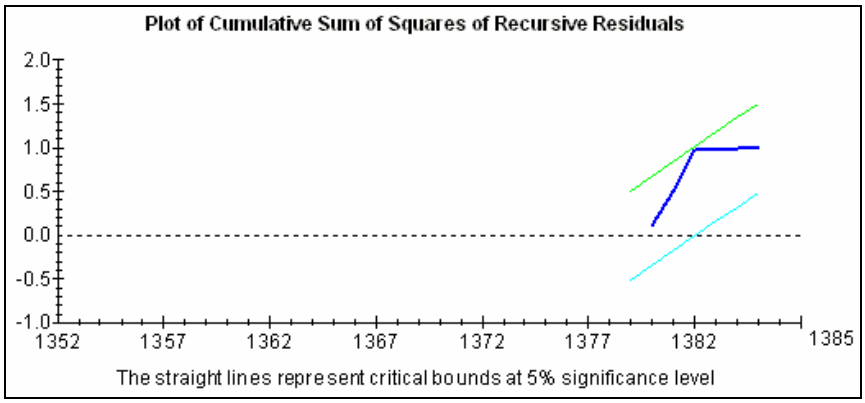
**نمودار ۱. آزمون پایداری الگوی ARDL (1, 1, 0, 0)، متغیر وابسته lGDP**

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]




مأخذ: نتایج تحقیق.

**نمودار۲. آزمون پایداری الگوی ARDL(1, 1, 0)، متغیر وابسته lGDP**




مأخذ: نتایج تحقیق.

**نمودار۳. آزمون پایداری الگوی ARDL(1, 1, 0)، متغیر وابسته lOIL**

## ۷. 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 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

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

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.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

## منابع

**ابریشمی، حمید و آذر مصطفایی** (۱۳۸۰)، "بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های عمده نفتی در ایران"، *مجله دانش و توسعه*، شماره ۱۴، صص ۱۱-۴۵.

**Altinay, G. & E. Karagol** (2004), "Structural Break, Unit Root, and The Causality Between Energy Consumption and GDP in Turkey", *Energy Economics*, Vol. 26, No. 6, PP. 985–994.

**Asafu-Adjaye, J.** (2000), "The Relationship Between Energy Consumption, Energy Prices and Economic Growth: Time Series Evidence from Asian Developing Countries", *Energy Economics*, Vol. 22, PP. 615–625.

**Bai, J. & P. Perron** (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, No. 1, PP. 1-22.

**Bartleet, M. & R. Gounder** (2010), "Energy Consumption and Economic Growth in New Zealand: Results of Trivariate and Multivariate Models", *Energy Policy*, Vol. 36, PP. 4600-4604.

**Berndt, E. R & D. O. Wood** (1978), "Technology, Prices and the Derived Demand for Energy", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 57, PP. 259-268.

**Brown, S.P.A. & D. Wolk** (2000), "Natural Resource Scarcity and Technological Change", *Federal Reserve Bank of Dallas Economic and Financial Review,* First Quarter, PP. 2-13.

**Denison, E.F** (1979), "Explanation of Declining Productivity Growth", *Survey of Current Business*, Vol. 59, No. 8, Part 2, PP. 1-24.

**Fatai, K., Oxley, L. & F. Scrimgeour** (2001), "Energy Consumption and Employment in New Zealand: Searching for Causality", Unpublished Manuscript.

**Kraft, J. & A. Kraft** (1978), " On the Relationship Between Energy and GNP", *Journal of Energy Development*, Vol. 3, PP. 401– 403.

**Lee, C.C. & C.P. Chang** (2005), "Structural Breaks, Energy Consumption, and Economic Growth Revisited: Evidence from Taiwan", *Energy Economics*, Vol. 27, PP. 857-872.

**Lee, J. & M. Strazicich** (2003), "Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 85, PP. 1082–1089.

**Lumsdaine, R. L. & D.H. Papell** (1997), "Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 2, PP. 212-218.

**International Energy Agency** (2008), "Energy Balances of non-OECD Countries".

**International Energy Agency** (2008), "Energy Balances of OECD Countries".

**Masih, A.M.M. & R. Masih** (1997), "On Temporal Causal Relationship Between Energy Consumption, Real Income and Prices; Some New Evidence from Asian Energy DependentNICs Based on a Multivariate Cointegration/Vector Error Correction Approach", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 19, No. 4, PP. 417- 440.

**Narayan, P.K.** (2005), "The Saving and Investment Nexusfor China: Evidence from Cointegration Tests", *Applied Economics*, Vol. 37, PP. 1979-1990.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]

**Ockwell, D. G.** (2008), "Energy and Economic Growth: Grounding Our Understanding in Physical Reality", *Energy Policy*, Vol. 36, PP. 4600 - 4604.

**Oh, W. & K. Lee** (2004), "Energy Consumption and Economic Growth in Korea: Testing The Causality Relation", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 26, PP. 973–981.

**Ozturk, Ilhan** (2010), "A Literature Survey on Economic Growth", *Energy Policy*, Vol.38, PP. 340-349.

**Payne, J.E.** (2009), "On the Dynamics of Energy Consumption and Output in the US", *Applied Energy*, Vol. 86, PP. 575- 576.

**Perron ,P.** (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables*", Journal of Econometric*, Vol. 80, PP. 355–385.

**Pesaran, M. H., Shin, Y. & R.J. Smith** (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, PP. 289-326.

**Pesaran, M. H. & Smith** (1998), "Structural Analysis of Cointegration VARS", *Journal of Economic Surveys*, Vol. 12, No. 5, PP. 471-505.

**Soytas U. & R. Sari (**2003), "Energy Consumption and GDP: Causality Relationship in G-7 and Emerging Markets", *Energy Economics*, Vol. 25, PP. 7- 33.

**Stern, D.I.** (1993), "Energy and Economic Growth in the USA a Multivariate Approach", *Energy Economics*, Vol. 15, PP. 137–150.

**Stern, D.I. & C.J. Cleveland** (2004), "Energy and Economic Growth", Rensselaer Working Paper in Economics, No. 0410, Rensselaer Polytechnic Institute, Troy, NY.

[ Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-07 ]