

## تخمین تابع تقاضای نفت گاز(گازوئیل) در شهرستان زاهدان با استفاده از روش همگرایی ARDL

دکتر مهدی صفدری\*

[mahdalis@hamoon.usb.ac.ir](mailto:mahdalis@hamoon.usb.ac.ir)

دکتر مصیب پهلوانی\*\*

[pahlavani@hamoon.usb.ac.ir](mailto:pahlavani@hamoon.usb.ac.ir)

سید محمد حسین فعال نظری\*\*\*

[faalnazai@mail.usb.ac.ir](mailto:faalnazai@mail.usb.ac.ir)

09153438271 (Mobile)

05412443385 (office number)

### چکیده

این مقاله به بررسی اثر قیمت نفت گاز(گازوئیل)، قیمت فوب این فرآورده نفتی، تولید برق و تعداد سفرهای انجام شده بر تقاضای نفت گاز به صورت فصلی در دوره زمانی (۱۳۷۷-۱۳۸۵) در شهرستان زاهدان می پردازد. در این تحقیق به منظور تخمین تابع تقاضای نفت گاز از الگوی خود توضیحی با وقفه های گسترده (ARDL) استفاده شده است. نتایج تخمینی بدست آمده از آزمون ARDL بیانگر این مطلب می باشد که متغیرهای توضیحی تولید برق، سفرهای انجام شده و قیمت فوب این فرآورده تاثیر مثبت و معناداری بر تقاضای نفت گاز داشته است. همچنین قیمت واقعی این فرآورده نفتی تاثیر منفی و معناداری بر تقاضای گازوئیل داشته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که قیمت حقیقی نفت گاز، میزان تولید برق و تعداد سفر به ترتیب جزء موثرترین متغیرهای مستقل بر تقاضای نفت گاز می باشند. همچنین نتایج تحقیق نشان داد که قاچاق این فرآورده نفتی در کوتاه مدت تاثیر بیشتری نسبت به بلندمدت بر تقاضای نفت گاز دارد. لذا پیش بینی می شود که اجرای کارت هوشمند گازوئیل در شهرستان زاهدان بتواند در کوتاه مدت در کاهش قاچاق گازوئیل موثر باشد. همچنین نتایج آزمون ECM نیز نشان دهنده سرعت تعدیل نسبتا بالا در تابع تقاضای نفت گاز در شهرستان زاهدان می باشد

**واژه های کلیدی: تقاضای گازوئیل-کشش قیمتی- قاچاق سوخت- روش همگرایی ARDL**

\* استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

\*\* استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

\*\*\* دانشجوی کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

## ۱- مقدمه:

شناسایی رفتار مصرف کننده به عنوان یکی از دو رکن اساسی بازار در هر تحقیقی است که مبتنی بر پایه اقتصاد خرد می باشد. در این رابطه مطالعه بازارهای جغرافیایی به دلیل ویژگی خاصشان از اهمیت بسزایی برخوردار است. البته در این میان با توجه به عوامل متعدد و موثر بر تقاضای کالا میتوان رفتار مصرف کننده را در آینده پیش بینی کرد. مثلاً با مطالعه رفتار مصرف کنندگان در طول زمان می توان پیش بینی هایی نسبت به واکنش افراد به تغییر قیمت ویا درآمد و یا تغییر سلیقه انجام داد. به این ترتیب مطالعه اثر قیمت انرژی بر میزان مصرف انرژی و نیز فهم عمیق اثر رشد و توسعه اقتصادی بر مصرف انرژی از سری موضوعاتی است که ذهن بسیاری از اقتصاددانان را به خود مشغول کرده است. همانطور که اشاره شد عوامل موثری از جمله قیمت کالادر بازار مورد مطالعه و در بازارهای مجاور، تبلیغات، سلايق، درآمدو ... بر تقاضای افراد اثر می گذارد. ولی مسئله ای که در اینجا از اهمیت بسزایی برخوردار است برآورد تابع تقاضا با توجه به عوامل موثر برآن است، به نحوی که این برآورد بتواند به سیاست گذاران کمک نماید تا تصمیم منطقی در مورد مصرف گازوئیل پیشنهاد نمایند .

از آنجاییکه شهرستان زاهدان جزء یکی از شهرهای بزرگ مرزی در شرق کشور می باشد، مطالعه تقاضای سوخت بویژه نفت گاز و میزان تاثیر قاچاق این فرآورده در تقاضای گازوئیل از اهمیت فراوانی برخوردار است . به علت تفاوت زیاد قیمت نفت گاز در پاکستان و ایران، قاچاق این فرآورده نفتی می تواند در افزایش تقاضای نفت گاز موثر باشد. این عامل در شرایطی وجود دارد که به علت عدم توسعه حمل و نقل ریلی ، تنها گزینه موجود در رابطه با حمل و نقل بار و مسافر در مقیاس عظیم ، جاده است. از طرفی به علت عدم امکانات فنی جایگزینی سوخت های جانشین نفت گاز(گاز طبیعی و نفت کوره) در نیروگاه های زاهدان، میزان مصرف نفت گاز به منظور تولید برق در شهرستان زاهدان زیاد می باشد<sup>۱</sup>.

<sup>۱</sup> - شرکت برق منطقه ای استان سیستان و بلوچستان

## ۲- تبیین مسئله:

از آنجاییکه فرآورده های نفتی به ویژه نفت گاز جزء کالاهای استراتژیک و اولیه در توسعه اقتصادی هر منطقه است، شناسایی عوامل تاثیر گذار در تقاضای این فرآورده نفتی از اهمیت بسزایی برخوردار است. اهمیت نفت گاز در این منطقه جغرافیایی با توجه به مقایسه وضعیت ناوگان حمل و نقل جاده ای و ریلی، استفاده به عنوان نهاده اولیه در تولید برق و قاچاق این فرآورده (به علت مرزی بودن شهرستان زاهدان) روشن تر می شود. مسئله ای که تحقیق در پی آن هست، این است که با تخمین تابع تقاضای نفت گاز به سیاستگذاران در انتخاب سیاست های بهینه در زمینه لزوم تجدید نظر در سهم حمل و نقل جاده ای و ریلی و تولید برق از طریق نفت گاز کمک نمائیم. بطوریکه سیاست ها به گونه ای اتخاذ شود که کارایی بیشتری را به دنبال داشته باشد. این مسائل در حالی است که با توجه به شرایط جغرافیایی زاهدان لزوم یک برآورد علمی در مورد قاچاق نفت گاز بسیار ضروری است. بنابراین این مقاله به دنبال پاسخگویی به سوالات زیر می باشد.

- ۱- حساسیت تقاضای نفت گاز نسبت به تغییرات قیمت حقیقی به چه میزانی است؟
- ۲- قاچاق نفت گاز در زاهدان به چه میزان در تقاضای نفت گاز موثر است؟
- ۳- تولید برق در نیروگاه های زاهدان تا چه میزان بر تقاضای این فرآورده مهم و با ارزش تاثیر گذار است؟
- ۴- میزان تاثیر حمل و نقل جاده ای بر تقاضای نفت گاز چقدر است؟

## ۳- فرضیات تحقیق :

- ۱- میزان تولید برق در نیروگاه زاهدان تاثیر مثبت و معناداری در تقاضای نفت گاز دارد.
- ۲- قیمت واقعی نفت گاز تاثیر منفی و معناداری در میزان تقاضای نفت گاز دارد.
- ۳- قیمت فوب نفت گاز تاثیر مثبت و معناداری در تقاضای نفت گاز دارد.
- ۴- تعداد سفرهای انجام شده تاثیر مثبت و معناداری در تقاضای نفت گاز دارد.

## ۴- پیشینه تحقیق

در زمینه تخمین تابع تقاضای حامل های انرژی تحقیقات بسیاری انجام گردیده. در این بخش ابتدا چند نمونه از تحقیقات کشوری ذکر گردیده است و بعد از آن مروری اجمالی در تحقیقات بین المللی انجام شده است

### الف- تحقیقات کشوری

۱- عرب مازار یزدی (۱۳۷۱) در پایان نامه اش تحت عنوان " تخمین تابع تقاضای فرآورده های اصلی نفتی در ایران " با استفاده از مدل OLS به تخمین توابع تقاضای بنزین، نفت گاز، نفت سفید و نفت کوره پرداخته است. در این تحقیق لگاریتم مصرف فرآورده نفتی تابعی از لگاریتم های GDP، قیمت واقعی فرآورده و وقفه ایی از خود متغیر فرض شده است. کشش درآمدی و کشش قیمتی نفت گاز در این تحقیق به ترتیب ۰٫۹۵ و ۰٫۵۸- برآورد شد. که حاکی از کم کشش بودن تقاضای نفت گاز نسبت به قیمت و درآمد است. در انتها به منظور پیش بینی مصرف نفت گاز در طول برنامه دوم توسعه اقتصادی اجتماعی فرهنگی جمهوری اسلامی ایران با فرض سناریو های متفاوت رشد GDP (۸ درصد، ۵ درصد و ۲ درصد) پیش بینی هایی از مصرف نفت گاز در ایران ارائه نموده است. در انتها ایشان پیش بینی می کند که با فرض ثبات عرضه، تقاضای نفت گاز از میزان عرضه آن بیشتر شده و کمبود بیشتر گاز وئیل مشکل ساز خواهد شد. لذا پیش بینی کرده است که احداث پالایشگاه بندرعباس، حداکثر بتواند تا سال ۱۳۷۷ جوابگوی تقاضای نفت گاز کشور باشد.

۲- پهربد (۱۳۷۷) در رساله خود تحت عنوان " برآورد تقاضای حامل های انرژی در بخش خانگی و برآورد یارانه ها در سال های ۱۳۷۶ الی ۱۳۸۰ با استفاده از مدل AIDS " پرداخته است. در این تحقیق با استفاده از مدل AIDS تقاضای فرآورده های نفتی همراه با دیگر حامل های انرژی در بخش خانگی را برآورد کرده است و در ادامه با چند سناریوی رشد GDP (رشد بدبینانه ۲ درصد، رشد میانه ۳٫۵ درصد، خوش بینانه ۵ درصد و رشد بر اساس میانگین رشد سری زمانی GDP)، میزان یارانه پرداختی به حامل های انرژی در بخش خانگی برآورد شده است. برآورد کشش های قیمتی و درآمدی نفت گاز به ترتیب ۰٫۲- و ۱٫۳۷ می باشد که بیانگر بی کشش بودن مصرف خانگی نفت گاز نسبت به قیمت، و لوکس محسوب شدن این فرآورده در بخش خانگی است. از طرفی به علت اینکه میزان یارانه پرداختی به این فرآورده مرتباً افزایش یافته است (چه در گذشته و چه در پیش بینی با سناریوهای مختلف رشد GDP)، به علت لوکس محسوب شدن این فرآورده، پیشنهاد شده است که اولاً سهم یارانه پرداختی به این فرآورده کاهش یابد. ثانیاً به علت اهداف توزیع درآمدی، به حامل های انرژی زایی که جزء کالا های ضروری هستند یارانه بیشتری پرداخت شود (نفت سفید و برق). همچنین نتایج تحقیق بیان می دارد که سیاست برنامه دوم توسعه در خصوص قیمت گذاری فرآورده های نفتی، ( افزایش ۲۰ درصدی قیمت فرآورده های نفتی در هر سال) توان مهار رشد مصرف نفت گاز به میزان ۳ درصد را ندارد.

۳- عطار(۱۳۷۹)، در رساله خود تحت عنوان "برآورد تابع تقاضای انرژی: مورد ایران" به منظور برآورد تابع تقاضای انرژی و تخمین کشش های جانشینی حامل های انرژی، تقاضای سرانه انرژی را تابعی از لگاریتم قیمت واقعی انرژی، لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت و لگاریتم قیمت واقعی نیروی کار و سرمایه فرض کرده است. به منظور تعیین کشش های قیمتی جانشینی برای حامل های انرژی از جمله فرآورده های نفتی، تابع هزینه ترانسلوگ بوسیله روش SUR برآورد نموده است. سپس با استفاده از ضرایب حاصله، کشش های جانشینی بین انواع حامل های انرژی را محاسبه کرده است. نتایج حاکی از آن است که کشش های قیمتی کلیه حامل های انرژی منفی است. این بدان معنی است که با افزایش قیمت حامل های انرژی مصرف آنها کاهش می یابد. همچنین نتایج تحقیق نشان داد که کشش جانشینی فرآورده های نفتی با انرژی الکتریکی ( -۰.۸۰۵)، با گاز طبیعی (-۱.۹۸۱) و با سوخت های جامد، (۰.۵۵۲) می باشد. این نتایج بدین معنی است که انرژی الکتریکی و گاز طبیعی مکمل فرآورده های نفتی هستند. همچنین سوخت های جامد جانشین فرآورده های نفتی هستند. در انتها به منظور مهار مصرف فرآورده های نفتی، افزایش شدید قیمت فرآورده های نفتی همراه با بهبود تکنولوژی تولید، پیشنهاد شده است.

## ب- تحقیقات بین المللی:

۱- التونی و المتیری<sup>۲</sup>(۱۹۹۵)، در تحقیقی با عنوان "تقاضای نفت گاز در کویت، تجزیه تحلیل با استفاده از روش های همگرایی" تابع تقاضای گازوئیل را برای کشور کویت در دوره ۱۹۷۰-۱۹۸۹ برآورد نموده اند. در این تحقیق از درآمد واقعی کویت، قیمت حقیقی و مصرف دوره قبل نفت گاز به عنوان متغیرهای مستقل در مدل استفاده شده است. این تحقیق با استفاده از روش تکنیک همگرایی یکسان به تخمین بلندمدت تقاضای نفت گاز و با استفاده از الگوی تصحیح خطا به برآورد مدل کوتاه مدت پرداخته است. نتایج حاکی از آن بود که تقاضای نفت گاز چه در بلندمدت و چه در کوتاه مدت نسبت به هر دو عامل قیمت و درآمد بی کشش بوده است. این در حالی است که در دو افق زمانی متفاوت کشش درآمدی از کشش قیمتی بزرگتر بوده. ضمن اینکه در بلندمدت حساسیت تقاضا نسبت به این دو متغیر بیشتر بوده است. با توجه به این نکته که مصرف نفت گاز در بلند مدت نسبت به کوتاه مدت از کشش درآمدی و قیمتی بالاتری برخوردار است، پیشنهاد شد که برای اثر بخشی سیاست های قیمتی در کنترل مصرف نفت گاز، بایستی سیاست های قیمتی با افق دید بلندمدت اتخاذ گردد.

۲- شرما<sup>۳</sup>، چندراموهانان<sup>۴</sup> و بلسوبرمانیان<sup>۵</sup> (۲۰۰۲) در تحقیقی تحت عنوان "تقاضای انرژی های تجاری در ایالت کرالای هند، تجزیه تحلیل اقتصاد سنجی همراه با تخمین میان مدت"، به منظور برآورد تابع تقاضا از لگاریتم شاخص شهرنشینی و لگاریتم سهم بخش ثانویه در تولید ناخالص ایالتی<sup>۶</sup> استفاده کردند. روش اتخاذ شده در این تحقیق OLS بوده است. نتایج تحقیق حاکی از آن بود که با افزایش ۱ درصد در شاخص شهر نشینی، مصرف نفت گاز ۱.۸۸ درصد افزایش می یابد. همچنین با افزایش یک درصدی سهم بخش ثانویه در

<sup>2</sup> -Eltony and Almutairi

<sup>3</sup> - Sharma

<sup>4</sup> -Chandramohan

<sup>5</sup> -Balasubramanian

<sup>6</sup> - the share of state domestic product of secondary sector,

تولید ناخالص ایالتی، مصرف نفت گاز به میزان ۰,۲۶ درصد افزایش یافته است. در انتها به منظور کاهش مازاد تقاضا، اجرای سیاست های هماهنگ، قیمت گذاری منطقی و افزایش کارایی پیشنهاد شد.

۳- قوش<sup>۷</sup> (۲۰۰۶) در مقاله ای با عنوان " آینده تقاضای فرآورده های نفتی در هند " با متدولوژی همگرایی جوهانسن- جوسیلیوس<sup>۸</sup> و با استفاده از لگاریتم مصرف فرآورده های نفتی و تولید ناخالص داخلی هند، یک رابطه همگرایی بین مصرف فرآورده های نفتی و تولید ناخالص داخلی استخراج کرد. کشش درآمدی تقاضای فرآورده های نفتی برای اقتصاد هند ۱,۰۱ برآورد شد. که نشان می دهد، فرآورده های نفتی در هند جزء کالاهای نرمال هستند. در آخر محقق به منظور خودکفایی در تولید فرآورده های نفتی در میان مدت (سال ۲۰۲۰)، افزایش در ظرفیت پالایشگاه ها را پیشنهاد کرد.

## ۵- شناسایی و تصریح مدل:

براساس کارهای تجربی انجام شده توسط محققینی که در بخش پیشینه تحقیق ذکر شد و به علت شرایط ویژه جغرافیایی و اقتصادی زاهدان فرض می شود که تقاضای نفت گاز تابعی از متغیرهایی شامل قیمت واقعی نفت گاز، میزان تولید برق، تعداد سفرهای انجام شده از شهرستان زاهدان و قیمت فوب خلیج فارس می باشد. در این قسمت درباره متغیرهای اثر گذار در تابع تقاضای نفت گاز توضیح بیشتری می دهیم.

### ۱- قیمت واقعی نفت گاز: (RPGO)

قیمت واقعی نفت گاز از تقسیم قیمت اسمی نفت گاز بر شاخص قیمت مصرف کننده (CPI)<sup>۹</sup> بدست می آید. همانطوریکه می دانیم قیمت از جمله متغیرهای اقتصادی است که از طریق قانون تقاضا می تواند بر مقدار تقاضای نفت گاز تاثیر منفی داشته باشد.

### ۲- تولید برق در نیروگاه های زاهدان: (ELEC)

مقدار الکتریسیته تولید شده در دو نیروگاه گازی و دیزلی شهرستان زاهدان بر حسب مگاوات ساعت در نظر گرفته شده است. به علت اینکه نفت گاز از مهمترین نهاده های اولیه در تولید برق می باشد انتظار می رود یک رابطه مثبت و معنا داری بین تقاضای نفت گاز و تولید برق باشد.

<sup>7</sup> - Ghosh, Sajal

<sup>8</sup> - Johansen-Juselius

<sup>9</sup> - Consumer Price Index

### ۳- میزان سفرهای انجام شده از شهرستان زاهدان: (TRIPE)

میزان سفرهای انجام شده از زاهدان عبارت است از مجموع تعداد سفرهای انجام شده به منظور حمل بار و تعداد سفرهای انجام شده به منظور حمل مسافر. چون نفت گاز از نهاده های اصلی در زمینه حمل و نقل جاده ای است، انتظار می رود که این متغیر تاثیر مثبت و معنا داری بر تقاضای نفت گاز داشته باشد.

### ۴- قیمت فوب نفت گاز در خلیج فارس: <sup>۱۰</sup>(FOB)

قیمت فوب (تحويل روی عرشه کشتی) نفت گاز در خلیج فارس عبارتست از میانگین قیمت فروش هر لیتر نفت گاز بر مبنای دلار آمریکا در خلیج فارس در هر فصل. این بدان معنی است که هزینه حمل و نقل محموله و هزینه بیمه به عهده خریدار می باشد. همانطور که اشاره شد، به علت شرایط جغرافیایی (مرزی بودن) و اقتصادی (تبعیت قیمت نفت گاز پاکستان از قیمت جهانی نفت گاز<sup>۱۱</sup>)، به منظور تخمین صحیح تقاضا، می بایست قیمت نفت گاز در پاکستان به نحوی در مدل گنجانده شود. ولی به علت عدم وجود آمار قیمت نفت گاز در پاکستان، در محدوده تخمینی مورد نظر<sup>۱۲</sup> تصمیم گرفته شد از متغیر جایگزین قیمت فوب نفت گاز در خلیج فارس استفاده شود. همانطور که انتظار می رود اگر قیمت فوب نفت گاز افزایش یابد به تبع آن قیمت نفت گاز در پاکستان افزایش یافته و این امر موجب سودآوری بیشتر قاچاق نفت گاز می شود. به عبارت دیگر افزایش قیمت فوب این فرآورده باعث افزایش تقاضا به منظور قاچاق این فرآورده می شود. با توجه به توضیحات بالا، در نهایت مدل زیر به عنوان تصریحی از تابع تقاضای شهرستان زاهدان مورد استفاده واقع شد.

$$LGO = f(LELEC, LFGO, LTRIPE, LRPGO)$$

(۱)

که در آن

LGO: لگاریتم مصرف نفت گاز در شهرستان زاهدان بر حسب متر مکعب.

LELEC: لگاریتم میزان برق تولیدی نیروگاههای گازی و دیزل زاهدان بر حسب مگاوات ساعت،

LFGO: لگاریتم قیمت فوب نفت گاز در خلیج فارس بر حسب دلار

LTRIPE: لگاریتم تعداد سفرهای انجام شده از شهر زاهدان

LRPGO: لگاریتم قیمت واقعی نفت گاز در شهرستان زاهدان می باشند.

<sup>10</sup> - Free On Board

<sup>11</sup> -Energy year book of pakistan.islamabad.2005

<sup>12</sup> -[www.sbc.org.pk](http://www.sbc.org.pk)

## ۶- مدل‌سازی و روش تحقیق:

از آنجا که این تحقیق بر اساس روش همگرایی ARDL پی ریزی شده، لازم است که شرح مختصری از این روش داده شود. وجود همجمعی بین متغیرهای اقتصادی نه تنها به مفهوم این است که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها وجود دارد، بلکه می‌توان بوسیله OLS تخمین‌های کاملاً سازگاری از مدل بدست آورد. اما وقتی حجم نمونه کوچک است استفاده از این روش (OLS) بدلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه مدت موجود بین متغیرها، برآورد بدون تورشی از متغیرها ارائه نخواهد نمود. (نوفروستی، ۱۳۷۸) بر اساس مطالعه پسران و شین (۲۰۰۱)، با استفاده از روش ARDL؛ و با منظور نمودن وقفه‌های مناسب می‌توان ضرایب بلند مدت سازگاری میان متغیرهای مورد نظر در یک مدل را بدست آورد. این در حالی است که روش مذکور بدون توجه به  $I(0)$  و یا  $I(1)$  بودن متغیرهای مدل، رابطه‌ی بلندمدتی را تخمین می‌زند. از مزایای روش ARDL این است که، برای تک تک متغیرها ممکن است با استفاده از معیارهای شوارتز - بیزین، آکائیک و حنان کوئین، وقفه‌های بهینه متفاوتی انتخاب شود. با این وجود یکی از مهم‌ترین معایب آزمون ARDL این است که این روش نمی‌تواند در آن واحد؛ بیش از یک رابطه تعادلی بلند مدت را برآورد و در تخمین مدل نشان دهد.

برای تعیین ضرایب کوتاه مدت طبق فرمول شماره ۲ عمل می‌شود. (پسران، ۲۰۰۲)

$$LGO = a + \sum_{j=1}^p \alpha_j LGO_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_1} \beta_{1j} LELEC_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_2} \beta_{2j} LFGO_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_3} \beta_{3j} LTRIPE_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_4} \beta_{4j} LRPGO_{t-j} + v_t$$

(۲)

در تابع  $ARDL(p, q_1, q_2, q_3, q_4)$  وقفه‌های  $p, q_1, q_2, q_3, q_4$  به ترتیب وقفه‌های متغیرهای  $LGO, LELEC, LFGO, LTRIPE, RPGO$  میباشند.

تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیح دهنده را می‌توان به کمک یکی از ضوابط  $AIC^{13}$ ،  $SBC^{14}$ ،  $HQC^{15}$  و یا  $\bar{R}^2$  مشخص کرد. (نوفروستی، ۱۳۷۸)

پسران و شین (۲۰۰۱) ثابت می‌کنند که اگر بردار همجمعی حاصل از روش حداقل مربعات با یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی که وقفه‌های آن درست تصریح شده باشد، علاوه بر اینکه برآوردگرها از توزیع نرمالی برخوردارند در نمونه کم، از اریب کمتری برخوردار هستند. با استفاده از نتایج بدست آمده، فرضیه صفر ریشه واحد یا عدم همجمعی بین متغیرهای مدل مورد نظر قابل آزمون است. چنانچه مجموع ضرایب وقفه‌های مربوط به متغیر وابسته در رابطه ۱ کمتر از یک باشد  $(\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1)$ ، مدل پویا به سمت مدل تعادلی

<sup>13</sup> Akaike info criterion

<sup>14</sup> Schwarz Bayesian criterion

<sup>15</sup> Haanan-Quinn criterion



بلندمدت گرایش دارد. کمیت آماره  $t$  مورد نیاز برای انجام این آزمون به صورت زیر محاسبه میشود. (نوفرستی ۱۳۷۸)

$$t = \frac{\sum \alpha_i - 1}{\sum s_{\alpha_i}} \quad (۳)$$

$S\alpha$  نشان دهنده انحراف معیار وقفه های متغیر وابسته در رابطه ۲ است اگر کمیت آماره  $t$  بدست آمده از کمیت بحرانی محاسبه شده از سوی "بنرچی"، "دولادو" و "مستر"<sup>۱۶</sup> بیشتر باشد. فرض  $H_0$  مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها رد می شود و امکان استفاده از مدل تصحیح خطای جزئی را فراهم می کند. (نوفرستی ۱۳۷۸)

در مرحله بعد، پس از تایید وجود رابطه بلندمدت، ضرایب مربوط به رابطه بلند مدت و انحراف معیار جانبی مربوط به آن، که بر اساس مدل  $ARDL(p, q_1, q_2, q_3, q_4)$  انتخاب شده، محاسبه می شود

$$LGO = \alpha_0 + \hat{\theta}_1 LELEC + \hat{\theta}_2 LFGO + \hat{\theta}_3 LTRIPE + \hat{\theta}_4 LRPGO \quad (۴)$$

لازم به تذکر است که ضرایب بلند مدت متغیرها از فرمول شماره ۵ بدست می آید. (نوفرستی، ۱۳۷۸)

$$\hat{\theta}_i = \frac{\beta_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + \dots + \hat{\beta}_{iq_i}}{1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_p} \quad (۵)$$

اگر چه از اهداف مهم این تحقیق تخمین روابط کوتاه مدت و بلند مدت در تقاضای نفت گاز است، ولی از اهداف بسیار مهم دیگر این تحقیق باید به سرعت تعدیل تقاضای نفت گاز نسبت به تغییرات کوتاه مدت متغیرهای توضیحی اشاره کرد، بنابراین احتیاج داریم که روابط پویای کوتاه مدت را نیز در معادله تابع تقاضای نفت گاز تعیین کنیم. بدین منظور از روش پسران (۲۰۰۲) استفاده کرده، معادله فوق را به صورت  $ARDL$  به شکل زیر در نظر می گیریم.

$$\begin{aligned} d(LGO) = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j d(LGO)_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_1} \beta_{1j} d(LELEC)_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_2} \beta_{2j} d(LFGO)_{t-j} + \\ & \sum_{j=1}^{q_3} \beta_{3j} d(LTRIPE)_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_4} \beta_{4j} d(LRPGO)_{t-j} + \delta_2 LELEC_{t-1} + \delta_3 LFGO_{t-1} + \\ & \delta_4 LTRIPE_{t-1} + \delta_5 LRPGO_{t-1} + \phi EC_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (۶)$$

ضریب ECT-1 سرعت تعدیل یا همان ECM را نشان می دهد. همانگونه که ذکر گردید، از ویژگی های ECM امکان ارتباط نوسانات کوتاه مدت متغیرها به مقادیر بلند مدت آنها است.

بعد از این مراحل برای اطمینان از ثبات ساختاری الگو، می بایست آزمون های مجموع تجمعی (Cusum)<sup>۱۷</sup> و مجموع مجذور تجمعی (Cusumsq)<sup>۱۸</sup> که بوسیله براون و همکارانش (۱۹۷۵) مطرح شد را انجام داد. (تشکینی، ۱۳۸۴)

در مرحله آخر نوبت به پیش بینی رسیده. در این مرحله با توجه به مدل تصریح شده، به منظور خوبی برازش مدل در امر پیش بینی آزمون پیش بینی را انجام داده.

---

<sup>17</sup> - Cumulative Sum

<sup>18</sup> - Ccumulative Sum of Squares

## ۷- نتایج حاصله از تخمین

### ۷-۱- آزمون ARDL کوتاه مدت و نتایج حاصل از آن

رابطه ۲ را با استفاده از نرم افزار Microfit برآورد کرده. با توجه به اینکه در نمونه های کوچک انتخاب معیار SBC از کارایی بیشتری برخوردار است ، لذا از این معیار برای تعیین تعداد وقفه های بهینه استفاده شده است. نتایج تخمین در جدول ۱ گزارش شده است.

جدول (۱): برآورد ضرایب آزمون کوتاه مدت ARDL(1,0,4,0,1)

Regressor	Coefficient	T-Ratio [Prob]
LGO (-1)	.18711	3.9513 [.001]
LELEC	.33518	18.2279 [.000]
LFGO	.022520	.43115 [.671]
LFGO (-1)	-.12309	-1.7750 [.090]
LFGO (-2)	.055267	1.1706 [.255]
LFGO (-3)	-.019440	-.36977 [.715]
LFGO (-4)	.10276	2.7146 [.013]
LTRIPE	.15746	3.2599 [.004]
LRPGO	-.60206	-5.6408 [.000]
LRPGO (-1)	.22743	3.1210 [.005]
C	4.0256	5.4193 [.000]
R-Squared = .97922	F ( 10, 21)=98.9758 [.000]	DW-statistic = 2.2225

$$LGO = 4.0256 + .18711 LGO(-1) + .33518 LELEC + .022520$$

$$LFGO - .12309 LFGO(-1) + .055267 LFGO(-2)$$

$$T = \begin{matrix} (5.4193) & (3.9513) & (18.2279) & (.43115) & (-1.7750) \\ (1.1706) & & & & \end{matrix}$$

$$-.019440 LFGO(-3) + .10276 LFGO(-4) + .15746 LTRIPE - .60206 LRPGO + .22743$$

$$LRPGO(-1) \quad (V) \quad \begin{matrix} (-.36977) & (2.7146) & (3.2599) & (-5.6408) & (3.1210) \end{matrix}$$

با توجه به جدول شماره ۱ ضریب تعیین مدل حدود ۹۷٪ می باشد که نشان از قدرت توضیح دهنده بالایی مدل است. همچنین مقایسه مقایسه ضریب تعیین با ضریب تعیین تعدیل شده (۹۶٪) نشان می دهد که متغیر زائدی در مدل وارد نشده است.

آماره های همبستگی سریالی، تصریح مدل و نرمال بودن و ناهمسانی واریانس که در ضمیمه شماره ۱ گزارش شده است. نشان دهنده این است که به جز همبستگی سریالی (علت وجود همبستگی سریالی در مدل

بخاطر وقفه های موجود در مدل است) بقیه فروض کلاسیک (همسانی واریانس، توزیع نرمال جز خطا و تصریح مناسب مدل) از وضعیت خوبی برخوردار است.

همانطور که از جدول شماره (۱) قابل مشاهده است، در مدل  $ARDL(1,0,4,0,1)$  ملاحظه می شود که بر اساس معیار SBC، رابطه کوتاه مدت تقاضای گاز و تولید برق در شهرستان زاهدان، وقفه چهارم قیمت فوب نفت گاز، تعداد سفرها، قیمت حقیقی و یک وقفه از قیمت حقیقی می باشد.

حال به منظور آزمون نمودن رابطه بلند مدت بین متغیرها، مقادیر مورد نیاز برای محاسبه آماره  $t$  (رابطه ۳) را از ضمیمه شماره ۱ استخراج کرده (ضریب وقفه متغیر وابسته و انحراف معیار آن). قدر مطلق کمیت مزبور برای تقاضای نفت گاز (۱۷,۱۶-) می باشد که از مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بیشتر است (۴,۸۵-) بنابراین وجود رابطه بلندمدت بین مصرف نفت گاز و متغیرهای مزبور در سطح اطمینان ۹۹٪ تایید می شود.

$$t = \frac{0.18711 - 1}{.047354} = \frac{-0.81289}{.047354} = -17.16$$

## ۲-۷- نتایج آزمون بلند مدت تابع تقاضای نفت گاز

رابطه بلندمدت تقاضای نفت گاز و متغیرهای توضیحی با توجه به روابط ۴ و ۵ در جدول ۲ گزارش شده است.

### جدول (۲) برآورد ضرایب آزمون بلند مدت تابع تقاضای نفت گاز $ARDL(1,0,4,0,1)$

Regressor	Coefficient	T-Ratio [Prob]
LELEC	.41233	15.9626 [.000]
LFGO	.046756	1.9665 [.049]
LTRIPE	.19370	3.3148 [.003]
LRPGO	-.46086	-3.8219 [.001]
C	4.9522	6.1213 [.000]

بر اساس جدول بالا معادله زیر بدست می آید

$$lgo = 4.9522 + .41233 LELEC + .046756 LFGO + .19370 LTRIPE + .46086 LRPGO$$

$$t = (6.1213) \quad (15.9626) \quad (1.9665) \quad (3.3148) \quad (-3.8219)$$

همانطور که انتظار می رفت میزان تولید برق در بلندمدت تاثیر مثبتی بر تابع تقاضای نفت گاز دارد. از طرف دیگر، انتظار می رود که افزایش در تعداد سفر، تقاضا برای نفت گاز را افزایش دهد. متغیر توضیحی قیمت فوب نفت گاز یکی دیگر از متغیرهای مهم تاثیر گذار بر تقاضای نفت گاز در بلندمدت می باشد. با توجه به این متغیر، اگر قیمت فوب نفت گاز به میزان یک دلار افزایش یابد، در بلندمدت به تبع آن قیمت نفت گاز در پاکستان افزایش یافته و این امر موجب سودآوری بیشتر قاچاق سوخت می شود، در نتیجه میزان تقاضای نفت گاز به منظور قاچاق سوخت در بلندمدت افزایش می یابد. همچنین افزایش قیمت نفت گاز در بلند مدت تاثیر منفی و معناداری بر تقاضای نفت گاز دارد.

بر اساس نتایج جدول شماره ۲ با افزایش یک درصدی تولید برق تقاضای نفت گاز در بلند مدت ۰/۴۱ درصد افزایش می یابد. با افزایش تعداد سفر به میزان ۱ درصد، تقاضای نفت گاز در بلندمدت ۰/۱۹ درصد زیاد می شود. چنانچه قیمت حقیقی نفت گاز ۱ درصد زیاد شود، تقاضا برای این فرآورده به طور میانگین در بلندمدت ۰/۴۶ درصد کاهش می یابد. اگر قیمت فوب نفت گاز در خلیج فارس که به نحوی نشان دهنده قیمت خارجی این فرآورده است به میزان یک درصد افزایش یابد، تقاضای این فرآورده نفتی به میزان ۰/۴ درصد در بلندمدت افزایش می یابد.

### ۳-۷- نتایج آزمون ECM در روش ARDL

جدول (۳) برآورد آزمون ECM: متغیر وابسته Dgo  
ARDL (1,0,4,0,1)

Regressor	Coefficient	t-Ratio [Prob]
dLELEC	.33518	18.2279 [.000]
dLFGO	.022520	.43115 [.670]
dLFGO1	-.13858	-4.0127 [.001]
dLFGO2	-.083315	-2.4565 [.022]
dLFGO3	-.10276	-2.7146 [.012]
dLTRIPE	.15746	3.2599 [.003]
dLRPGO	-.60206	-5.6408 [.000]
dC	4.0256	5.4193 [.000]
ecm (-1)	-.81289	-17.1665 [.000]

$$\bar{R}^2 = .97081$$

$$F(8, 23) = 87.3081 [.000]$$

$$D.W = 2.2225$$



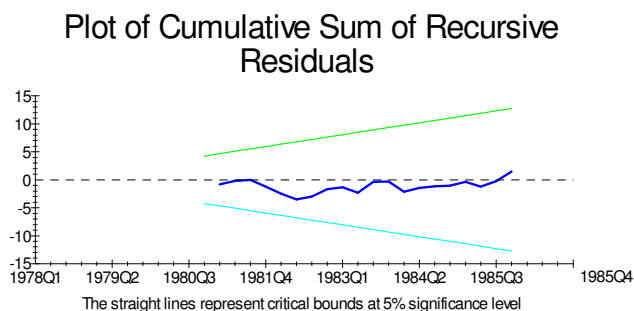
با توجه به نتایج ضریب ECM در مورد تابع تقاضای نفت گاز، این ضریب از نظر آماری معنادار می باشد و بیانگر سرعت تعدیل نسبتا بالایی است. همچنین معنادار بودن ضریب ECM تاکید مجددی بر وجود رابطه بلند مدت معناداری بین متغیرهای الگو می باشد. مطابق با انتظارات تئوریک، ضریب ECM باید منفی و کوچکتر از یک باشد و این امر نشان دهنده آن است که اگر از یک دوره (t) به دوره بعدی (t+1) حرکت کنیم به میزان ۸۱٪ از میزان انحراف در تابع تقاضای نفت گاز از مسیر بلند مدتش توسط متغیرهای الگو در دوره بعد تصحیح می شود. به بیان دیگر اگر هر گونه شوک یا عدم تعادلی در تقاضای نفت گاز ایجاد شود، حدودا پس از گذشت یک فصل، دوباره به تعادل بر خواهیم گشت. بنابراین حرکت به سمت تعادل، با سرعت نسبتا بالایی صورت می گیرد.

## ۴-۷- آزمونهای ثبات و تشخیص:

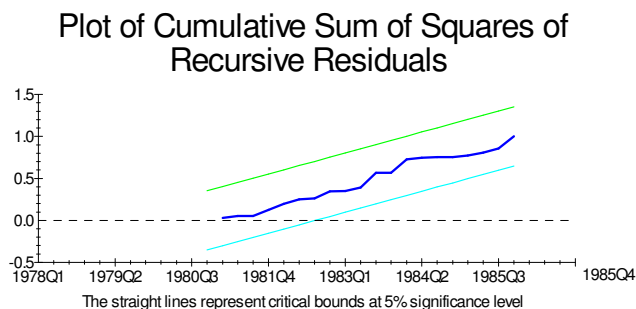
آزمونهای تشخیص، برای مشخص کردن ثبات مدل و تعیین ثبات ساختاری مورد استفاده قرار می گیرد. بر اساس نظرات هاشم پسران (۲۰۰۱) این آزمون می تواند نشان دهد که مدل بیش از اندازه و یا در حد معین؛ با ثبات است یا خیر؟

آزمونهای ثبات و تشخیص، غالبا در مورد داده های سری زمانی به خصوص زمانی که ما مطمئن نیستیم که شکست ساختاری چه موقع ممکن است اتفاق افتاده باشد بیشتر کاربرد دارد. (پهلوانی، ۲۰۰۵). زمانی که ثبات مدل مورد بررسی قرار می گیرد، از اشکال (Cusum و Cusum Q) استفاده می کنیم. اگر نمودار آماری بدست آمده، یکی از باند های طرفین را در سطح ۵ درصد، قطع نماید مدل از ثبات لازم برخوردار نخواهد بود. بنابراین چون در اشکال بدست آمده (Cusum و Cusum Q)، نمودار وسطی، یکی از bound های طرفین را قطع نکرده است، ثبات دائمی بلند مدت برای الگوی تابع تقاضای نفت گاز؛ قابل قبول خواهد بود؛ (نمودار ۱ و ۲)

### نمودار ۱: تابع تقاضای نفت گاز- آزمون (Cusum)



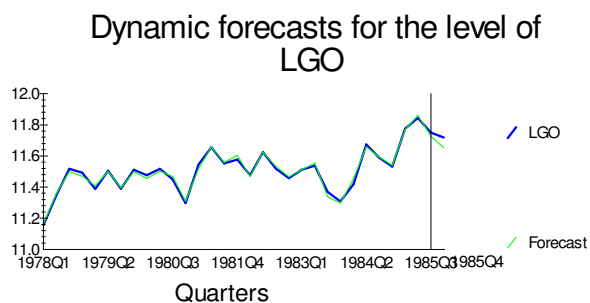
## نمودار ۲: تابع تقاضای نفت گاز- آزمون (Cusumq)



### ۷-۵- پیش بینی:

همانطور که نمودار شماره ۳ نشان می دهد الگوی مزبور توانسته در حد بالایی پیش بینی نزدیک به واقعیت انجام دهد، که این امر حاکی از مناسب بودن تصریح مدل می باشد

### نمودار شماره ۳: پیش بینی تقاضای نفت گاز بر گرفته از محاسبات نرم افزار Microfit



### ۸- نتایج تجربی تحقیق و ارائه پیشنهادات:



۱- روابط تعادلی بلندمدت حاصل از آزمون ARDL حاکی از ارتباط مثبت و معناداری بین تقاضای نفت گاز و میزان تولید برق، تعداد سفر انجام شده و قیمت فوب نفت گاز در خلیج فارس و رابطه منفی و معناداری با قیمت واقعی نفت گاز است. بنابراین تمام فرضیات تحقیق پذیرفته می شود.

۲- نتایج نشان می دهد که با افزایش قیمت حقیقی نفت گاز به میزان ۱ درصد، تقاضای این فرآورده نفتی، در بلندمدت به میزان 0/46 درصد کاهش یافته است. بنابر این می توان نتیجه گرفت که تقاضای نفت گاز در بلند مدت از نظر قیمت جزء کالاهای کم کشش است. بنابراین اعمال سیاست های قیمتی به منظور کاهش مصرف نفت گاز در شهرستان زاهدان به تنهایی توان کنترل و کاهش مصرف این فرآورده نفتی را ندارد. بنابراین لزوم استفاده از سیاستهای قیمتی همراه با اتخاذ سیاست های غیر قیمتی در خصوص مصرف نفت گاز توجیه پذیر است. مسئله بسیار مهمی که سیاست گذاران باید به آن توجه کنند، این است که تنها افزایش اسمی قیمت نفت گاز در کاهش تقاضای نفت گاز موثر نمی باشد. بلکه اگر این افزایش قیمت از میزان تورم کمتر باشد، نه تنها تقاضا کاهش نمی یابد، بلکه با توجه به رابطه تخمین زده شده بین تقاضای نفت گاز و قیمت واقعی امکان افزایش تقاضا وجود دارد.

۳- طبق نتایج حاصل از آزمون ARDL با افزایش یک درصدی قیمت فوب نفت گاز در خلیج فارس تقاضای نفت گاز در کوتاه مدت به میزان 0/10 درصد بعد از یک سال افزایش یافته است. این در حالی است که با افزایش یک درصدی قیمت فوب نفت گاز، تقاضای نفت گاز در بلندمدت 0/4 درصد افزایش یافته است. که این امر حاکی از حساسیت بیشتر تقاضای نفت گاز نسبت به تغییرات قیمت فوب این فرآورده در کوتاه مدت است. بنابراین اجرای کارت هوشمند گازوئیل در زاهدان به عنوان یک راه حل کوتاه مدت به منظور قطع قاچاق گازوئیل برای کاهش تقاضای نفت گاز مفید می باشد. البته باید به این مورد توجه کرد که به علت حساسیت کم تقاضای نفت گاز در بلند مدت احتمالاً در بلندمدت اجرای این طرح در کاهش تقاضای نفت گاز تاثیر ناچیزی خواهد گذاشت.

۴- همچنین با افزایش تولید برق به میزان ۱ درصد، تقاضای نفت گاز در بلندمدت به میزان 0/۴۱ درصد افزایش یافته است. بنا براین با توجه به حساسیت نسبتاً بالای تقاضای نفت گاز نسبت به این متغیر، می توان از این متغیر، به عنوان یک متغیر کنترلی تحت اختیار دولت به منظور کنترل تقاضای نفت گاز استفاده کرد.

۵- نتایج آزمون حاکی از آن است که با افزایش تعداد سفرهای انجام شده از شهرستان زاهدان به میزان ۱ درصد، مصرف نفت گاز در بلندمدت تقریباً به میزان 0/۱۹ درصد افزایش یافته است. لذا پیشنهاد می شود به منظور کاهش مصرف نفت گاز در بخش حمل و نقل جاده ای شهرستان زاهدان، با توسعه شبکه ریلی، از افزایش رشد تعداد سفر در بخش جاده ای کاسته شود. تا بدین وسیله در مصرف نفت گاز صرفه جویی شود. (البته این تحقیق تنها به یک مورد از دهها فایده توسعه راه آهن در این منطقه اشاره کرده است، و آن هم بحث صرفه جویی مصرف نفت گاز در بخش حمل و نقل می باشد.)

۶- مقایسه حساسیت بلندمدت مصرف نفت گاز نسبت به متغیرهای مستقل حاکی از آن است که موثرترین متغیرهای توضیحی در کاهش مصرف نفت گاز به ترتیب عبارتند از:

الف- قیمت حقیقی نفت گاز

ب- میزان برق تولید شده در شهرستان زاهدان

لذا پیشنهاد می شود که قبل از هرگونه سیاست گذاری راجع به تقاضای نفت گاز ، ابتدا به میزان تاثیرگذاری هر کدام از متغیرها بر تقاضای نفت گاز توجه کرده ،و آن متغیرهایی را هدف قرار دهند که بیشترین تاثیر را بر تقاضای نفت گاز می گذارند. بنابراین افزایش قیمت این فرآورده نفتی به عنوان موثرترین عامل در کاهش تقاضای نفت گاز در بلند مدت پیشنهاد می شود. همچنین با توجه به حساسیت تقاضای نفت گاز نسبت به تولید برق، می توان از این عامل به عنوان ابزاری مناسب در اختیار دولت، به منظور کنترل و تنظیم مصرف بهینه گازوئیل در شهرستان زاهدان استفاده کرد.

۷- همچنین معنا دار بودن ضریب  $ECM$  در آزمون  $ARDL$ ؛ تاکید مجددی از وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای الگو است . اندازه این ضریب برابر  $0/81-$  برآورد شده است که حاکی از آن است که اگر از دوره  $t$  به دوره  $t+1$  حرکت کنیم به میزان  $0/81$  انحراف تقاضای نفت گاز از مسیر بلند مدتش توسط متغیرهای الگو تصحیح می شود .

## فهرست منابع و ماخذ :

- ۱- آمار نامه مصرف فرآورده های انرژی زا-۱۳۸۵ شرکت ملی پالایش و پخش فرآورده های نفتی ایران (زمستان ۱۳۸۶)
- ۲- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران-مدیریت کل آمارهای اقتصادی-اداره آمار اقتصادی- دایره شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی- شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران- (۱۳۷۷-۱۳۸۵)
- ۳- پهرید، محمد، "برآورد تقاضای حامل های انرژی در بخش خانگی و برآورد یارانه ها در ۱۳۷۶ الی ۱۳۸۰ با استفاده از مدل AIDS" پاینامه کارشناسی ارشد رشته مهندسی سیستمهای اقتصادی - اجتماعی از موسسه عالی پژوهش در برنامه ریزی و توسعه، تابستان، (۱۳۷۷)
- ۴- تشکینی - احمد- اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit -موسسه فرهنگی هنری دیبا گران تهران (۱۳۸۴)
- ۵- شرکت برق منطقه ای استان سیستان و بلوچستان -امور دیسپاچینگ برق منطقه ای استان سیستان و بلوچستان -آمار فصلی نیروگاه های استان سیستان و بلوچستان - (۱۳۷۷-۱۳۸۵)
- ۶- شرکت پخش و پالایش فرآورده های نفتی ناحیه زاهدان - آمار توزیع فرآورده های نفتی ناحیه زاهدان - (۱۳۷۷-۱۳۸۵)
- ۷- عرب مازار یزدی - علی - تخمین فرآورده های اصلی نفت در ایران - پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه علامه طباطبایی (۱۳۷۱)
- ۸- عطاره، خلیل، "برآورد تابع تقاضای انرژی مورد ایران" پاینامه کارشناسی ارشد دانشگاه شیراز، (۱۳۷۹)
- ۹- نوفرستی - محمد- ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی -موسسه خدمات فرهنگی رسا (۱۳۷۸)
- ۱۰- وزارت راه ترابری -سازمان حمل و نقل و پایانه های کشور- سالنامه های آماری حمل و نقل جاده ای استان سیستان و بلوچستان - (۱۳۷۷-۱۳۸۵)
- ۱۱- وزارت نفت جمهوری اسلامی ایران - امور بین الملل - قیمت فصلی فوب فرآورده های نفتی در خلیج فارس - (۱۳۷۷-۱۳۸۵)

12-Brown, R.L., Durbin J., Evans, J.M (1975). "Techniques for Testing the Consistency of Relations over Time" *Journal of the Royal Statistical Society*.37:149-192.

13-Eeltony, M.N and N.h. Almutairi, (1995) "Demand for Gas oil in Kuwait: an Empirical Analysis Using Cointegration Techniques" *Energy Economics Journal*, Vol.17, no.3, pp249-253,

14-Energy year book of pakistan.islamabad.(2005)

15-Ghosh, Sajal,( 2006) "Future Demand of Petroleum Products in India", *Journal of Energy Policy*, no34,pp20-32,

16 -Pahlavani, M . ( 2005 ) " Cointegration and Structural Change in the Exports - GDP Nexus : the Case of Iran ". *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies* ,Vol 2 - 4 .

- 17- Pesaran, M . H ., Shin , Y and Smith , R( 2001 ) "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships" *J . Applied Econometrics* 16 : 289 – 326 .
- 18- Pesaran, M . H .and Pesaran, B. (2002),"Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis" , Oxford University Press.
- 19-Sharma. D.Parameswara, Nair. P.S. Chandramohanam, Balasubramanian .R,(2002) "Demand for Commercial Energy in the State of Kerala, India: an Econometric Analysis with Medium-Range Projections", *J . Energy Policy* ,no3, . pp) 281-279)
- 20-State bank of Pakistan(the central bank)-Economic policy and research department-publication-"Inflation Monitor"(2005 – 2007). (www.sbc.org.pk)

ضمائم

ضمیمہ ۱

```

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(1,0,4,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
*****
Dependent variable is LGO
32 observations used for estimation from 1978Q1 to 1985Q4
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LGO(-1)        .18711           .047354             3.9513[.001]
LELEC          .33518           .018388             18.2279[.000]
LFGO           .022520          .052233             .43115[.671]
LFGO(-1)       -.12309          .069346             -1.7750[.090]
LFGO(-2)       .055267          .047212             1.1706[.255]
LFGO(-3)       -.019440         .052572             -.36977[.715]
LFGO(-4)       .10276           .037853             2.7146[.013]
LTRIPE         .15746           .048300             3.2599[.004]
LRPGO          -.60206          .10673              -5.6408[.000]
LRPGO(-1)     .22743           .072869             3.1210[.005]
C              4.0256           .74284              5.4193[.000]
*****
R-Squared      .97922           R-Bar-Squared      .96933
S.E. of Regression .025569         F-stat. F( 10, 21) 98.9758[.000]
Mean of Dependent Variable 11.5150         S.D. of Dependent Variable .14600
Residual Sum of Squares .013729         Equation Log-likelihood 78.6575
Akaike Info. Criterion 67.6575         Schwarz Bayesian Criterion 59.5960
DW-statistic 2.2225         Durbin's h-statistic -.65323[.514]
*****

Diagnostic Tests
*****
* Test Statistics * LM Version * F Version *
*****
* A:Serial Correlation*CHSQ( 4)= 22.2185[.000]*F( 4, 17)= 9.6537[.000]*
* * * * *
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= .88233[.348]*F( 1, 20)= .56709[.460]*
* * * * *
* C:Normality *CHSQ( 2)= .95372[.621]* Not applicable
* * * * *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= .23276[.629]*F( 1, 30)= .21981[.643]*
*****
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

```

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals  
 D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

تأمین

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach  
 ARDL(1,0,4,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion  
 \*\*\*\*\*  
 Dependent variable is LGO  
 32 observations used for estimation from 1978Q1 to 1985Q4  
 \*\*\*\*\*

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LELEC	.41233	.025831	15.9626[.000]
LFGO	.046756	.023776	1.9665[.049]
LTRIPE	.19370	.058433	3.3148[.003]
LRPGO	-.46086	.12059	-3.8219[.001]
C	4.9522	.80902	6.1213[.000]

\*\*\*\*\*

تأمین

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model  
 ARDL(1,0,4,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion  
 \*\*\*\*\*  
 Dependent variable is dLGO  
 32 observations used for estimation from 1978Q1 to 1985Q4  
 \*\*\*\*\*

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLELEC	.33518	.018388	18.2279[.000]
dLFGO	.022520	.052233	.43115[.670]
dLFGO1	-.13858	.034536	-4.0127[.001]
dLFGO2	-.083315	.033916	-2.4565[.022]
dLFGO3	-.10276	.037853	-2.7146[.012]
dLTRIPE	.15746	.048300	3.2599[.003]
dLRPGO	-.60206	.10673	-5.6408[.000]
dC	4.0256	.74284	5.4193[.000]
ecm(-1)	-.81289	.047354	-17.1665[.000]

\*\*\*\*\*

List of additional temporary variables created:  
 dLGO = LGO-LGO(-1)  
 dLELEC = LELEC-LELEC(-1)  
 dLFGO = LFGO-LFGO(-1)  
 dLFGO1 = LFGO(-1)-LFGO(-2)  
 dLFGO2 = LFGO(-2)-LFGO(-3)  
 dLFGO3 = LFGO(-3)-LFGO(-4)  
 dLTRIPE = LTRIPE-LTRIPE(-1)  
 dLRPGO = LRPGO-LRPGO(-1)  
 dC = C-C(-1)  
 ecm = LGO -.41233\*LELEC -.046756\*LFGO -.19370\*LTRIPE + .46086\*LRPGO  
 -4.9522\*C  
 \*\*\*\*\*

R-Squared	.97081	R-Bar-Squared	.95691
S.E. of Regression	.025569	F-stat. F( 8, 23)	87.3081[.000]
Mean of Dependent Variable	.018081	S.D. of Dependent Variable	.12318
Residual Sum of Squares	.013729	Equation Log-likelihood	78.6575
Akaike Info. Criterion	67.6575	Schwarz Bayesian Criterion	59.5960
DW-statistic	2.2225		

\*\*\*\*\*

R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable  
 dLGO and in cases where the error correction model is highly  
 restricted, these measures could become negative.

## ***The estimation of gas oil demand function in Zahedan by using ARDL co-integration approach***

***Dr .M. Safdari \* - Dr. M .Pahlavan, \*\* - S. M.H. Faalnazari \*\*\****

\* - assistance professor of economics faculty of sistan and baluchestan university

## **Abstract**

This article studies effects of gas oil price, FOB price of gas oil, electricity production, and trips on the gas oil demand in Zahedan using seasonal data from 1377 to 1385. This research uses Auto Regressive Distributed Lags method (ARDL) to estimate gas oil demand function. Evaluated results which have been derived from ARDL approach and ECM test indicate that electricity production, trips, and FOB price of gas oil had significant and positive influences on the gas oil demand. Also real price of gas oil had significant and negative influence on the gas oil demand. The empirical results of this article indicate that real price, electricity production, and trips are the most impressive key variables on gas oil demand. Also the Empirical results indicate that gas oil smuggling in short time is more impressive than in long time. Also ECM result indicates that the speed of adjustment of gas oil demand function of Zahedan is so high. Finally this article predicts that performing "Gas oil Rationing System" in Zahedan can decrease gas oil smuggling in short term

**Key words:** Gas oil demand, price elasticity, fuel smuggling, ARDL co-integration approach,

---

\*\* - assistance professor of economics faculty of sistan and baluchestan university

\*\*\* - post graduate student of economics faculty of sistan and baluchestan university