

## فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

سال چهارم، شماره‌ی ۱۶، زمستان ۱۳۹۴

صفحات: ۱۳۵-۱۵۵

# ارزیابی تقارن یا عدم تقارن واکنش مصرف گاز طبیعی به تغییرات قیمت و درآمد در بخش صنعت ایران\*

ویدا ورهرامی<sup>۱</sup>

رسام مشرفی<sup>۲</sup>

جابر لایق<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۹/۰۹

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۷/۱۳

### چکیده:

هدف این مطالعه بررسی اثرات نامتقارن قیمت گاز طبیعی بر میزان مصرف آن در بخش صنعتی ایران است که به عنوان هدف فرعی توسعه تقاضای گاز طبیعی در این بخش نیز تخمین زده است. این مطالعه به تجزیه و تحلیل وجود یا عدم وجود اثرات نامتقارن قیمت گاز طبیعی در قالب مدل کویک برای دوره زمانی ۹۱-۱۳۷۰ پرداخته است. نتایج بدست آمده از این پژوهش، با استفاده از تجزیه قیمت و استفاده از آزمون والد، گویای این مطلب است که اثرات تغییرات قیمت گاز طبیعی بر میزان مصرف آن در بخش صنعتی در فاصله سال‌های ۹۱-۱۳۷۰ مترکب است. همچنین نتایج این پژوهش نشان داد که اثر تغییرات درآمدی بر مصرف گاز طبیعی در بخش صنعتی در این دوران نامتقارن است. در دوره موردنرسی در این مقاله، کشش‌های قیمتی بلندمدت و کوتاه‌مدت تقاضای گاز طبیعی -۰,۳۳ و -۰,۵۶ و کشش‌های درآمدی کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای گاز طبیعی ۱۶/۵۹ برآورد گردیده است.

**کلیدواژه‌ها:** اثرات نامتقارن، مدل کویک، کشش قیمتی و کشش درآمدی گاز طبیعی

**طبقه‌بندی JEL:** Q54

**Email:** vida.varahrami@gmail.com

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی (تویینده مسئول)

**Email:** r-moshrefi@sbu.ac.ir

۲. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی

**Email:** layegh.jaber@yahoo.com

۳. کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی

\* این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد آقای جابر لایق گیگلو به راهنمایی ویدا ورهرامی در دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی  
می‌باشد

## ۱. مقدمه

کشور ایران ضمن برخورداری از ذخایر عظیم قابل استحصال انرژی به خصوص ذخایر گاز طبیعی، به دلیل هم‌جواری با منابع انرژی حوزه دریای خزر و خلیج فارس و همچنین، دسترسی به آبراههای بین‌المللی برای مبادله حامل‌های انرژی از جایگاهی بسیار ویژه و مطلوب در جهان برخوردار است؛ اما علی‌رغم این منابع عظیم، افزایش بی‌رویه مصرف انرژی در کشورمان به عنوان یک کالای مصرفی و نه عامل تولید، از مهمترین معضلاتی است که امروزه گربیان گیر آن هستیم.

پس از وقوع بحران نفتی سال‌های دهه ۱۹۷۰، در کشورهای تولیدکننده گاز طبیعی نظیر روسیه، آمریکا و کشورهای منطقه خاورمیانه، از گاز طبیعی در مقیاس بیشتری استفاده می‌شود. در کشورهای دیگر نیز استفاده از گاز طبیعی به عنوان سوخت جایگزین به علت تمیزی، راحتی سوخت، ارزش گرمایابی بالا و در دسترس بودن، افزایش یافته است. همچنین انتظار می‌رود نقش گاز طبیعی در تأمین انرژی کشورها در نتیجه افزایش تقاضای انرژی، افزایش یابد.

آگاهی نسبت به متغیرهای تأثیرگذار بر مصرف حامل‌های انرژی و میزان تأثیر هر کدام از این متغیرها به سیاست‌گذاران اقتصادی این امکان را می‌دهد تا برنامه‌ریزی و پیش‌بینی‌های دقیق‌تری را در زمینه میزان عرضه حامل‌های انرژی در سال‌های آتی به عمل آورند. همچنین با ارزیابی رفتار تقاضای حامل‌های انرژی به عنوان عاملی اساسی در بخش برنامه‌ریزی انرژی کشور می‌توان با اعمال صحیح مدیریت تقاضاً ضمن تصحیح الگوی مصرف انرژی، راهکارهایی برای صرفه‌جویی در مصرف انرژی ارائه نمود.

لذا هدف از نوشتار این پژوهش، بررسی آثار نامتقارن تغییرات قیمت گاز طبیعی بر مصرف آن در بخش صنعتی و تخمین تابع تقاضای گاز برای این بخش با توجه به آثار نامتقارن قیمت بر مصرف گاز طبیعی است. ضرورت نوشتار این مقاله، به دلیل این است که در صورت دسترسی به یک تابع تقاضای صحیح در بخش صنعتی (که بخش عمدۀ مصارف گاز کشور را به خود اختصاص می‌دهد) سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی صحیحی می‌تواند در راستای قیمت‌گذاری، عرضه و ذخیره گاز طبیعی صورت گیرد. فرضیه این تحقیق نیز از این منظر است که در بخش صنعت، در سال‌های موردبررسی، قیمت گاز طبیعی آثار نامتقارنی بر مصرف آن دارد.

لذا در تحقیق حاضر در بخش دوم مبانی نظری را مطرح کرده و در بخش سوم پیشینه تحقیق را ارائه می‌کنیم. در بخش چهارم به معرفی مدل پرداخته و در بخش پنجم، به برآورد مدل و تجزیه و تحلیل آن می‌پردازیم. در بخش آخر نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات لازم ارائه خواهد شد.

## ۲. مبانی نظری

مدل‌های تقاضای معمولی اغلب بر این اساس (بیشتر بر این فرض) صورت گرفته‌اند که واکنش مصرف‌کنندگان به افزایش و کاهش قیمت‌ها و درآمد متقارن است. (تنها در مدل دوزنبری با توجه به اثر چرخدنده‌ای، واکنش مصرف‌کنندگان به افزایش و کاهش قیمت‌ها و درآمد نامتقارن است): اما در انرژی چنین حالتی اتفاق نمی‌افتد، زیرا فرضاً با افزایش قیمت انرژی عوامل ثابت در تابع تقاضا از قبیل تکنولوژی و سلیقه تغییر می‌کند، حتی اگر قیمت به سطح قبلی خود برگرد مقدار تقاضای قبلی را نخواهیم داشت. به طوری که می‌توان پذیرفت که مصرف‌کنندگان به دلایل متعددی از قبیل سلیقه و عادات و بهبود شرایط زندگی عکس‌العمل متفاوتی در زمان افزایش و کاهش قیمت انرژی از خود نشان می‌دهند. در چنین حالتی گفته می‌شود تابع تقاضای انرژی نامتقارن است؛ به عبارت دیگر افزایش و کاهش قیمت، در تقاضا اثر نامتقارن دارد.

این پدیده (نامتقارن بودن تقاضای انرژی) برای حامل‌های انرژی مثل نفت نیز به‌طور گسترده توسعه اقتصاددانان انرژی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است که برای مثال می‌توان به کارهای صورت گرفته توسط دارگی<sup>۱</sup> (۱۹۹۲)، گتلی<sup>۲</sup> (۱۹۹۳)، دارگی و گتلی<sup>۳</sup> (۱۹۹۵)، گتلی و هانتینگتون<sup>۴</sup> (۲۰۰۲)، ریان و پلورد<sup>۵</sup> (۲۰۰۲)، گریفین و اسکالمن<sup>۶</sup> (۲۰۰۵) و آدیمی و هانت<sup>۷</sup> (۲۰۰۷) اشاره کرد.

بر اساس این مطالعات می‌توان دلایل عدم تقارن تقاضای انرژی را به صورت زیر بیان کرد:

۱- اجتناب‌ناپذیری پیشرفت‌های تکنولوژی؛ قیمت‌های بالای انرژی از سال ۱۹۷۳ تا ۱۹۸۵ نه تنها بر رفتار مصرف‌کنندگان در جهت کاهش مصرف انرژی اثر گذاشت بلکه موجب کوشش‌های فراوانی در زمینه تحقیق و توسعه برای افزایش کارایی وسایل مصرف‌کننده شد که نمودهای آن را می‌توان امروزه به صورت مصرف در وسایل حمل و نقل ملاحظه نمود؛ به عبارت دیگر حتی پس از کاهش هزینه انرژی، وسایلی را انتخاب می‌کنیم که کارایی سوخت بیشتری دارند لذا مقدار تقاضا خیلی افزایش نمی‌یابد.

به عبارتی می‌توان گفت که در بلندمدت علاوه بر قیمت و درآمد عوامل دیگری از قبیل ارتقای کارایی در وسایل مصرفی انرژی که در نتیجه استفاده از تکنولوژی‌های نوین ایجاد گردیده است، بر روند تقاضای انرژی مؤثر می‌باشند. لذا عدم توجه به مسئله کارایی مصرف انرژی باعث ایجاد عدم تقارن در معادله تقاضا در رابطه قیمت و تقاضا می‌گردد.

1. Dargay

2. Gately

3. Dargay and Gately

4. Gately and Huntington

5. Ryan and Plourde

6. Griffin and Schulman

7. Adeyemi and Hunt

۲- تقاضای انرژی و انتظارات قیمتی؛ مصرف کنندگان انرژی تصمیمات مصرفی خود را تنها با توجه به قیمت‌های جاری شکل نمی‌دهند بلکه در تصمیمات مصرفی خود، انتظارت قیمتی را نیز در نظر می‌گیرند. تا سال ۱۹۸۵ همه متخصصان امور نفتی بر این عقیده بودند که قیمت نفت افزایش خواهد یافت. لذا مصرف کنندگان قیمت‌های جاری پایین را در نظر نمی‌گرفتند. پس لازم است این فرض واقعی را نیز در نظر بگیریم که تعديل (استفاده از وسائل مصرف کننده) هزینه‌بر است. در غیراین صورت مصرف کننده از فواید قیمت پایین استفاده می‌نماید و در صورت افزایش شدید قیمت وسائل خود را از نظر مصرف سوخت تعديل می‌کند. این مسئله بدین جهت است که مصرف کننده به جای این که تصمیم جاری مصرفی خود را بر قیمت جاری (فرضًا پایین) بنیان نهاد، بر اساس قیمت‌های انتظاری، تصمیم خود را طراحی می‌کند.

به طور کلی اگر مصرف کننده تصمیم مصرفی خود را بر اساس انتظارات قیمتی شکل دهد و انتظار داشته باشد که قیمت در آینده نزدیک افزایش یابد، آنگاه تقاضای انرژی وی نسبت به رفتار قبلی مشاهده شده در خلال افزایش قیمت متقاضن نخواهد بود.

در این پژوهش، ما برای بررسی اثرات نامتقارن قیمت گاز طبیعی بر تقاضای آن در بخش صنعت از روش تجزیه قیمت دارگی و گتلی استفاده می‌کنیم. دارگی و گتلی<sup>۱</sup> (۱۹۹۴)، در مطالعه خود به تخمین تابع تقاضای نفت در کشورهای صنعتی پرداختند. آن‌ها بیان کردند که چون واکنش مقدار تقاضای نفت به تغییرات تمایزی قیمت آن، متفاوت است، لذا برای تخمین صحیح تابع تقاضای نفت باید ابتدا این تمایزات را از یکدیگر تفکیک نمود. آن‌ها برای اعمال تمایز میان واکنش‌ها به تغییرات مختلف قیمت،  $P_x$  را به سه سری جداگانه تفکیک کردند. ماکریم قیمت تاریخی،  $P_{max,t}$  (مثبت و غیر کاهشی)، سری تجمعی قیمت‌های کاهشی،  $P_{cut,t}$  (غیر مثبت و غیر افزایشی) و سری تجمعی قیمت‌های بهبود یافته،  $P_{rec,t}$  (غیر منفی و غیر کاهشی) به این صورت که:

$$\begin{aligned} P_t &= P_{max,t} + P_{cut,t} + P_{rec,t} \\ P_{max,t} &= \max(P_0, \dots, P_t) \end{aligned} \quad (1)$$

رابطه (۱)، به معنی بزرگترین و بیشترین قیمت در یک دوره است که مقدار آن همواره مثبت بوده و امکان دارد برای یک مدت طولانی ثابت باقی بماند.

$$\sum_{i=0}^t \min\{0, (P_{max,i-1} - P_{i-1}) - (P_{max,i} - P_i)\} = P_{cut,t} \quad (2)$$

1. Dargay, J. and D. Gately

رابطه (۲)، تجمع کاهش‌های قیمت را در یک دوره نشان می‌دهد و برای محاسبه آن ابتدا اختلاف تغییر قیمت گاز طبیعی ( $P$ ) و تعییر ماکزیمم ( $P_{\max}$ ) را در هر سال محاسبه و از دوره قبل کسر نموده و با صفر مقایسه می‌کنیم، هر کدام کمتر بود انتخاب می‌شود. سپس، عدد بهدستآمده با اعداد سال‌های قبل جمع شده و قیمت‌های کاهشی یعنی  $P_{\text{cut}}$  را می‌سازد. این قیمت چون با سری کاهشی سروکار دارد روند کاهشی دارد.

$$\sum_{i=0}^t \min\{0, (P_{\max,i-1} - P_{i-1}) - (P_{\max,i} - P_i)\} = P_{\text{rec},t} \quad (3)$$

رابطه (۳)، سری‌های تجمعی در اثر افزایش قیمت گاز طبیعی را نشان می‌دهد و مانند سری‌های تجمعی کاهشی، ابتدا اختلاف تغییر قیمت گاز طبیعی،  $P_i$  و تغییر قیمت ماکزیمم  $P_{\max,i}$  را در هر سال محاسبه، از قیمت سال قبل کسر و با صفر مقایسه می‌کند. در این حالت، هر مقداری که بیشتر بود انتخاب می‌شود. سپس، عدد بهدستآمده با اعداد سال‌های قبل جمع شده و سری قیمت‌های بهبودیافته یعنی  $P_{\text{rec},t}$  به دست می‌آید. این قیمت، مثبت و روند روبه افزایش دارد زیرا فقط افزایش‌های قیمت را در نظر می‌گیرد.<sup>۱</sup>

### ۳. مروری بر مطالعات انجام شده

وافی نجار (۱۳۸۵) در تحقیق خویش به تخمین تابع تقاضای کل انرژی‌بخش خانگی – تجاری مناطق مختلف OECD با در نظر گرفتن اثرات نامتقارن تغییرات قیمت بر تقاضا با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی طی سال‌های ۱۹۶۰–۲۰۰۱ مبادرت ورزید. در این تحقیق به منظور محاسبه کشش‌های قیمت و درآمد، در تخمین معادلات از شکل لگاریتمی دوطرفه استفاده شد. نتایج این مطالعه حاکی از معنادار بودن متغیرهای قیمت، درآمد و کارایی انرژی در دوره موردنبررسی بوده است. همچنین نتایج این تحقیق نشان داد که در بلندمدت علاوه بر قیمت و درآمد عوامل دیگری نیز بر روند تقاضای انرژی مؤثر بوده‌اند که یکی از این عوامل ارتقای کارایی در وسائل مصرفی انرژی بود که درنتیجه استفاده از تکنولوژی‌های نوین ایجاد گردیده است.

دلاری و باغبان زاده (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای به ارزیابی الگوهای متقارن و نامتقارن تقاضای نفت کشورهای عمدۀ واردکننده نفت از ایران که شامل کشورهای ژاپن، چین، هند و کره جنوبی بود، پرداختند. آن‌ها به منظور تبیین رفتار کشورهای واردکننده عمدۀ نفت، دو الگوی متقارن و نامتقارن تقاضای نفت را طراحی کردند. برای این منظور آن‌ها یک تابع خطی لگاریتمی با استفاده از داده‌های ۱۹۷۲–۲۰۰۵ تخمین زدند. مدل بکار رفته در این مطالعه از نوع دینامیک و با مشخصه تعدیل جزئی

۱. عسلی، مهدی

بود که با نام مدل با وقفه کویک شهرت دارد. ایستایی متغیرهای مدل نیز با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعیین یافته (ADF)، موردنبررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها حاکی از پذیرش فرضیه عدم برابری ضرایب قیمت که مؤید الگوی برگشت‌ناپذیری است، در خصوص سه کشور ژاپن، هند و چین می‌باشد؛ اما در مورد کره‌جنوبی اطلاعات آماری توانست فرضیه مذکور را قبول کند. بررسی کشش‌های قیمتی برآورد شده حکایت از کشش‌ناپذیر بودن تقاضای نفت این کشورها را داشت، از این‌رو می‌توان انتظار داشت که روند افزایشی تقاضای نفت این کشورها حداقل در کوتاه مدت ادامه یابد.

غیاثوند و یاهو (۱۳۸۷) در تحقیق‌شان با عنوان «اثرات نامتقارن تغییرات در قیمت نفت بر روی مصرف بخش خصوصی و دولتی در ایران» به بررسی فرضیه عدم تقارن رابطه میان تغییرات قیمت نفت و مصرف بخش خصوصی و دولتی ایران در دوره ۱۳۵۰-۸۶ پرداختند. آن‌ها با توجه به مبانی نظری مصرف در بخش خصوصی و بخش دولتی و همچنین، تکنیک‌های تجزیه قیمت نفت، برآوردهایی که به روش حداقل مربعات معمولی<sup>۱</sup> (OLS) برای بررسی اثرات تفکیک‌شده درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت بر روی مصرف در دو بخش خصوصی و مصرف دولتی به درآمدهای حاصل از آن‌ها نشان دادند که واکنش هر دو بخش مصرف خصوصی و مصرف دولتی به درآمدهای حاصل از صادرات نفت نامتقارن است و فرضیه پژوهش مبنی بر نامتقارن بودن اثر تغییرات قیمت نفت بر مصرف بخش خصوصی و دولتی در ایران رد نمی‌شود. همچنین افزایش قیمت نفت و به دنبال آن افزایش درآمدهای حاصل از صادرات نفت تأثیر بیشتری نسبت به کاهش درآمدهای نفتی بر مصرف خصوصی داشت. به طوری که آن‌ها نشان دادند با افزایش درآمدهای نفتی مصرف خصوصی افزایش می‌یابد ولی کاهش درآمدهای نفتی به کاهش مصرف خصوصی به‌اندازه تأثیر افزایش بر روی مصرف منجر نشده و کاهش مصرف را به دنبال ندارد. برآورد الگوهای مصرفی در این تحقیق نشان داد که سری‌های افزایشی و حداکثری درآمدهای نفتی بر مصرف بخش دولتی تأثیرگذار بوده ولی سری‌های کاهشی اثر معناداری بر مصرف بخش دولتی ندارند و لذا افزایش درآمدهای نفتی موجب افزایش مصرف دولتی شده ولی با کاهش درآمدهای نفتی، مصرف بخش دولتی به‌طور معناداری تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد. همچنین نتایج این مطالعه نشان داد که مصرف بخش دولتی از تکانه‌های نفتی تأثیرپذیری بیشتری نسبت به مصرف بخش خصوصی داشته و تفاوت واکنش مخارج دولتی به افزایش و کاهش درآمد نفت، در مقایسه با مصرف بخش خصوصی بیشتر است.

بابازاده و همکاران (۱۳۹۳) در تحقیقی به برآورد تابع تقاضای کوتاه مدت و بلندمدت گاز طبیعی در بخش خانگی طی سال‌های ۱۳۷۸-۸۸ پرداختند. در این مطالعه به منظور برآورد تابع موردنبررسی

1. Ordinary Least Squares

از الگوی پویای خودتوضیحی با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) استفاده شد. همچنین، افزون بر برآورد ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطأ نیز به منظور بررسی چگونگی تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت به تعادل بلندمدت ارائه شد. برای بررسی پایایی متغیرهای الگو از روش دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده شد که این آزمون نشان داد که تمامی متغیرهای موجود در مدل در سطح احتمال ۹۵ درصد هم جمع از درجه یک می‌باشند. در این تحقیق نتایج مربوط به کشندها نشان داد که گاز طبیعی در بخش خانگی کالای بی‌کشش و ضروری است که یکی از دلایل آن وجود جانشین‌های ضعیف برای این حامل انرژی در بخش خانگی است. نتایج همچنین نشان داد که کشنش قیمتی و درآمدی گاز طبیعی در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. نتایج مربوط به کشنش حاکی از آن بود که کشنش قیمتی برای گاز طبیعی در کوتاه مدت و بلندمدت در بخش خانگی، به ترتیب ۰/۱۲ و ۰/۳۶ و ۰/۴۰- (بی معنا در سطح ۹۰ درصد) و کشنش درآمدی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۶۲۷ و ۰/۸۸ خواهد بود.

ستناتک شمین<sup>۱</sup> (۲۰۱۲) در پژوهشی به بررسی اثرات نامتقارن قیمت بنزین بر مصرف آن در کشورهای آمریکا و هند طی سال‌های ۱۹۷۸-۲۰۰۵ پرداخت. وی برای آزمون ارتباط بلندمدت بین مصرف بنزین، درآمد، قیمت و مالکیت خودرو در هر دو کشور از مدل هم انباشتگی و برای آزمون اثرات کوتاه‌مدت قیمت و به عبارتی اثرات نامتقارن افزایش و کاهش قیمت بنزین بر تقاضای آن از مدل تصحیح خطای برداری استفاده کرد. وی در این تحقیق به منظور تفکیک قیمت از سه تصریح مختلف سری‌های قیمتی به صورت زیر استفاده کرد:

تجزیه اول: گتلی (۱۹۹۲)

$$\begin{aligned} P_{\text{max}}_t &= \max(P_0, \dots, P_t) \\ P_{\text{rec}}_t &= \sum_{i=0}^t \max\{0, (P_{\text{max}}_{i-1} - P_{i-1}) - (P_{\text{max}}_i - P_i)\} \\ P_{\text{cut}}_t &= \sum_{i=0}^t \min\{0, (P_{\text{max}}_{i-1} - P_{i-1}) - (P_{\text{max}}_i - P_i)\} \end{aligned} \quad (4)$$

تجزیه دوم: ولفرام (۱۹۷۱)

$$\begin{aligned} P_{\text{w1}}_t &= P_{\text{max}}_t + P_{\text{rec}}_t \\ P_{\text{w2}}_t &= P_{\text{cut}}_t \end{aligned} \quad (5)$$

تجزیه سوم: تریل و همکاران<sup>۲</sup> (۱۹۷۸)

$$\begin{aligned} P_{\text{t1}}_t &= P_{\text{max}}_t \\ P_{\text{t2}}_t &= P_{\text{cut}}_t + P_{\text{rec}}_t \end{aligned} \quad (6)$$

1. Sentenac Chemin

2. Traill et al

وی در این تحقیق نشان داد که در کشور آمریکا، کشش قیمتی بلندمدت نسبتاً بالاست چرا که مالیات بر بنزین در این کشورها پایین است، اما خانوارها حساسیت بیشتری نسبت به افزایش قیمت تا کاهش قیمت از خود نشان می‌دهند. در مورد کشور هند نیز وی نشان داد که کشش قیمت در بلندمدت بسیار بالا و در کوتاه‌مدت بسیار پایین است و به نظر نمی‌رسد که اثرات نامتقارن در تعییرات قیمت بر روی مصرف بنزین وجود داشته باشد.

گتلی و هانتینگتون (۲۰۰۲) در تحقیقی با عنوان «اثرات نامتقارن تعییرات در قیمت و درآمد بر تقاضای انرژی و نفت» به بررسی وضعیت انرژی کشورهای OECD با استفاده از الگوهای استاندارد تقاضا، طی دوره ۱۹۷۱-۱۹۹۷ پرداختند. کشش‌های درآمدی بلندمدت تقاضای نفت و انرژی در این تحقیق برای کشورهای OECD که درآمدشان به طور یکنواخت افزایش می‌یابد و کشورهای غیر OECD که رشد درآمد غیریکنواخت را تجربه می‌کنند به ترتیب مقادیر ۰/۵، ۰/۶، ۰/۵ و ۰/۵ به دست آمد. نتایج به دست آمده در این تحقیق را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد:

(الف) تقاضای نفت کشورهای OECD نسبت به افزایش قیمت نفت بیشتر از حالت کاهش قیمت نفت حساسیت نشان می‌دهند.

(ب) واکنش تقاضا به کاهش درآمد در برخی کشورهای غیر OECD لزوماً معادل با افزایش‌های درآمد نمی‌باشد.

(ج) سرعت تعديل تقاضا نسبت به تعییرات در درآمد بیشتر از سرعت تعديل در زمانی که قیمت‌ها تعییر می‌باشند، است.

هاس و همکاران<sup>۱</sup> (۱۹۹۸) در تحقیقی به بررسی اثرات نامتقارن تقاضای نفت و گاز طبیعی برای کشورهای OECD با استفاده از رویکردهای اقتصادسنجی طی دوره ۱۹۷۰-۹۵ پرداختند. آن‌ها برای تخمین کشش‌های قیمتی با فرض تقارن کامل، تابع تقاضای زیر را به کار برdenد:

$$\ln E_t = C + \alpha \ln P_t + \beta \ln Y_t + \delta \ln HDD_t + \lambda \ln E_{t-1} \quad (7)$$

که در آن:

$E_t$  = تقاضای نفت و گاز طبیعی در سال  $t$

$P_t$  = قیمت واقعی نفت و گاز طبیعی

$Y_t$  = مخارج مصرفی نهایی خصوصی واقعی

$HDD_t$  = درجه روزانه دما در سال  $t$

$E_{t-1}$  = تقاضای انرژی در سال  $t-1$ .

1. Haas et al

با تجزیه قیمت‌ها به سه نوع قیمت که توسط دارگی (۱۹۹۲) و گتلی (۱۹۹۳) بکار برده شد، در کل معادله‌ای که در این مطالعه تخمین زده شد به صورت زیر بود:

$$\begin{aligned} \ln E_t = & C + \alpha_{\max} \ln p_{\max, t} + \alpha_{\text{rec}} \ln p_{\text{rec}, t} + \alpha_{\text{cut}} \ln p_{\text{cut}, t} + \beta \ln Y_t \\ & + \delta \ln \text{HDD}_t + \lambda \ln E_{t-1} \end{aligned} \quad (8)$$

نتایج به دست آمده از تخمین‌های متقارن تابع تقاضای گاز طبیعی نشان داد که کشنش‌های قیمتی برای همه کشورها به استثنای کشور انگلستان و آمریکا طی دوره مورد بررسی معنادار نمی‌باشند. کشنش‌های درآمدی نیز برای همه کشورها به جز کشور آمریکا مقدار معنادار و نسبتاً بزرگی به دست آمد. در کل نتایج به دست آمده از این مطالعه را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد:

(الف) بر حسب انتخاب حامل‌ها، الگوهای عدم تقارن شدید مشاهده می‌شود.

(ب) ماکزیمم قیمت تاریخی نفت متغیر عمده تعیین کننده تقاضای نفت از سوی خانوارها است.

(ج) قیمت‌های  $P_{\text{rec}}$  در مقایسه با قیمت‌های بالا تأثیر بزرگتری بر تقاضای انرژی دارند.

نوآوری مطالعه حاضر نسبت به این مطالعات از این منظر است که ما در این مقاله به بررسی و آزمون وجود و یا عدم وجود آثار نامتقارن قیمت گاز طبیعی بر مصرف آن در بخش صنعتی برای سال‌های ۱۳۷۰-۹۱ می‌پردازیم. تابه‌حال چنین مطالعه‌ای برای بخش صنعت در کشور انگلستان شده است. از طرفی معمولاً در تخمین توابع تقاضای گاز طبیعی برای بخش صنعت این تفکیک قیمت لحاظ نشده که در این مطالعه تابع تقاضایی برای گاز طبیعی در بخش صنعت با استفاده از مدل کویک و با توجه به این تقارن یا عدم تقارن و با اعمال قیمت‌های تفکیک شده، برازش می‌گردد.

#### ۴. تصریح مدل و تعیین متغیرها

ساده‌ترین مدل تقاضا برای گاز طبیعی را می‌توان مدلی در نظر گرفت که تقاضای دوره حال را تنها تابعی (لگاریتمی) از درآمد دوره حاضر فرض می‌کند. تشخیص دیگری از تابع تقاضا که درآمد دائمی را تعیین کننده تقاضا می‌داند درآمد دوره‌های قبل را با این فرض که تأثیر آن‌ها با فاصله گرفتن از دوره حال تنزل می‌یابد در تابع تقاضا وارد می‌کند. از آنجاکه گاز طبیعی به عنوان یک حامل انرژی دارای قیمتی است که تغییرات آن نسبت به قیمت سایر کالاهای بر تقاضا برای آن مؤثر است؛ تابع تقاضا را می‌توان با اضافه کردن متغیر قیمت گاز طبیعی کامل‌تر کرد. در اینجا ما به جای متغیر درآمد از ارزش افزوده بخش صنعت استفاده کردیم و قیمت واقعی گاز طبیعی، از تقسیم قیمت اسمی گاز طبیعی در هر سال بر شاخص قیمت تولید کننده بخش صنعت حاصل آمده است.<sup>۱</sup>

۱. متغیر دائمی مربوط به هدفمندسازی یارانه‌ها نیز وارد مدل شد که متأسفانه معنادار نبود و منجر به عدم معناداری کل رگرسیون می‌گردید لذا از مدل حذف شد.

در کل مدلی که در این تحقیق تخمین زده می‌شود یک معادله کویک<sup>۱</sup> با تأخیر به صورت زیر می‌باشد:

$$D_t = k_1 + (\theta_p + \theta_y) D_{t-1} - (\theta_p \times \theta_y) D_{t-2} + \beta_m P_{max,t} + \beta_c P_{cut,t} + \beta_r P_{rec,t} \\ - \theta_y \times (\beta_m P_{max,t-1} + \beta_c P_{cut,t-1} + \beta_r P_{rec,t-1}) + \gamma_m V_{max,t} + \gamma_c V_{cut,t} + \gamma_r V_{rec,t} \\ - \theta_p \times (\gamma_m V_{max,t-1} + \gamma_c V_{cut,t-1} + \gamma_r V_{rec,t-1}) \quad (9)$$

که در آن،  $P_{rec}$  و  $P_{max}$  به ترتیب بیانگر افزایش تجمعی در (لگاریتم) حداکثر قیمت‌های گاز طبیعی در دوره مورد مطالعه، کاهش تجمعی (لگاریتم) قیمت گاز طبیعی در دوره مورد مطالعه و  $V_{rec}$ ،  $V_{cut}$  و  $V_{max}$  به ترتیب بیانگر افزایش تجمعی (لگاریتم) ارزش افروده بخش صنعت، کاهش تجمعی (لگاریتم) ارزش افروده بخش صنعت و افزایش زیر حداکثر ارزش افروده بخش صنعت می‌باشدند. همچنین  $\beta_m$  و  $\beta_c$  به ترتیب بخش صنعت و افزایش زیر حداکثر ارزش افروده بخش صنعت می‌باشند. در این رابطه،  $\beta_m$  و  $\beta_c$  کشش‌های قیمتی کوتاه مدت،  $\gamma_m$  و  $\gamma_c$  کشش‌های درآمدی کوتاه مدت،  $\theta_p$  سرعت تطبیق تقاضا به تغییر قیمت،  $\theta_y$  سرعت تطبیق تقاضا به تغییر درآمد است و همچنین کشش‌های قیمتی بلندمدت  $\frac{\beta_m}{1-\theta_y}$  و  $\frac{\beta_c}{1-\theta_y}$ ، و کشش‌های درآمدی بلندمدت  $\frac{\gamma_m}{1-\theta_p}$  و  $\frac{\gamma_c}{1-\theta_p}$  می‌باشند.

نکته‌ای که از نظر اقتصادسنجی در مورد مدل تقاضا (۹) قابل توجه است آن است که در صورت وجود یک رابطه بلندمدت بین تقاضا، قیمت گاز طبیعی، و درآمد، این مدل را با گنجاندن وقفه‌های بهینه از طریق استفاده از آمارهای ذیربخط می‌توان معادل یک مدل اتورگرسیون با وقفه‌های توزیع شده از درجه مناسب دانست. همچنین مطابق با نظریه پسران و شین (۱۹۹۷) ضرایب برآورده شده الگوهای با وقفه‌های توزیع شده چه هنگامی که همه سری‌های زمانی الگو هم انباشت از درجه صفر و یا برخی از آن‌ها هم انباشت از درجه یک باشند و در عین حال رابطه بلندمدتی بین متغیرهای الگو وجود داشته باشد به لحاظ آماری سازگار و با ارزش بوده و نتایج ضرایب برآورده شده رگرسیونی حاوی استنباط موهوم و یا برآوردهای کاذب نخواهد بود. با توجه به دوره زمانی مورد بررسی و نیز سالانه بودن مشاهدات ما وقفه زمانی یک و یا دو را بر حسب آنکه کدامیک با توجه به آزمون‌های آماری بهتر باشد، در نظر می‌گیریم.

## ۵. تخمین مدل

### ۱-۵. آزمون پایایی متغیرها

داده‌های مورد استفاده در این مقاله مربوط به فاصله زمانی سال‌های ۱۳۷۰-۹۱ است که از ترازنامه‌های انرژی مربوط به سال‌های مختلف و از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مرکز آمار جمع‌آوری شده‌اند.

در اقتصادستجی مهمترین بحثی که در حال حاضر وجود دارد، بررسی روش‌هایی است که از عدم کاذب بودن رگرسیون برآورده اطمینان حاصل شود. عدم کاذب بودن رگرسیون برآورده را به روش‌های متفاوتی مورد بررسی قرار می‌دهند. عمدتاً پایایی متغیرها یا به عبارتی تصادفی بودن سری زمانی متغیرها منجر به کاذب شدن رگرسیون برآورده می‌شود. برای آزمون پایایی متغیرها بر اساس آزمون ریشه واحد دیکی- فولر فرض بر این است که سری زمانی مورد بحث دارای یک فرآیند خود توضیح مرتبه اول است و سپس فرضیه  $\rho = 0$  براساس آن مورد آزمون قرار می‌گیرد. اکنون اگر سری زمانی تحت بررسی، دارای فرآیند خودتوضیح مرتبه  $\rho < 0$  باشد، رابطه مورد برآورد برای آزمون  $\rho$  از تصویح صحیحی برخوردار نخواهد بود و باید از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعیین یافته استفاده شود تا توضیح حدی و کمیت‌های بحرانی به دست آمده باز هم قابل استناد باشد.<sup>۱</sup>

نتایج آزمون پایایی برای متغیرهای الگو با استفاده از نرم‌افزار Eviews7 به شرح جدول ۱ است. همان‌طور که در بالا نیز ذکر شد، مطابق با نظریه پسران و شین (۱۹۹۷) در مورد الگوهای با وقفه توزیع شده، در صورتی که برخی از سری‌های زمانی پایا از درجه صفر و برخی پایا از درجه یک باشند، رابطه بلندمدتی میان متغیرهای الگو وجود دارد. همچنین آزمون هم انباشتگی یوهانسون نیز انجام شده که حاکی از وجود یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل است (خروجی مربوط به این آزمون در پیوست مقاله ذکر گردیده است).

۱. نوفrstی، محمد

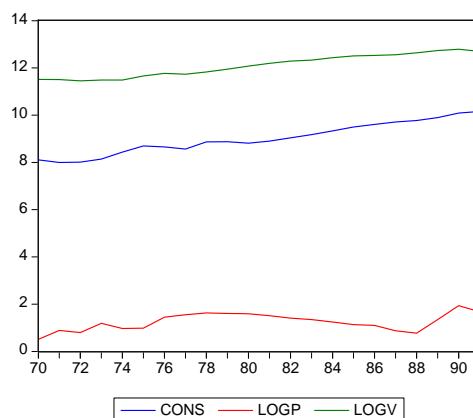
جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها در بخش صنعتی

متغیر	مقدار آماره دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)	مقدار بحرانی	سطح اطمینان	نتیجه
لگاریتم تقاضای گاز طبیعی	-۰/۰۸	-۳/۰۳	۹۵ درصد	نپایایا
تفاضل مرتبه اول لگاریتم تقاضای گاز طبیعی	-۵/۲۱	-۳/۰۳	۹۵ درصد	پایایا
لگاریتم ارزش افزوده صنعت	-۰/۲۱	-۳/۰۱	۹۵ درصد	نپایایا
تفاضل مرتبه اول لگاریتم ارزش افزوده صنعت	-۱/۹۹	-۱/۹۶	۹۵ درصد	پایایا
لگاریتم قیمت واقعی گاز طبیعی	-۲/۰۸	-۳/۰۲	۹۵ درصد	نپایایا
تفاضل مرتبه اول لگاریتم قیمت واقعی گاز طبیعی	-۳/۳۲	-۳/۰۳	۹۵ درصد	پایایا

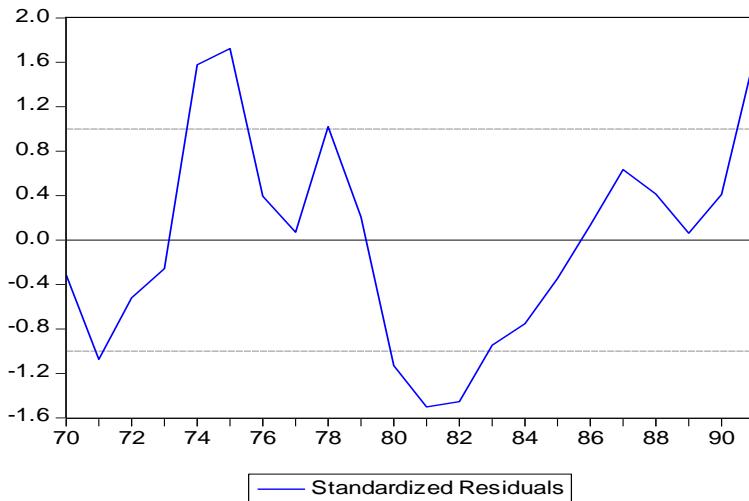
منبع: محاسبات تحقیق

## ۵-۲. برآورد مدل

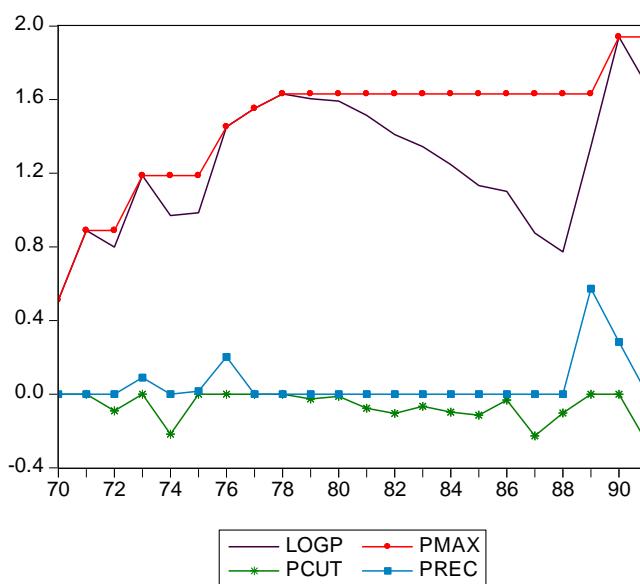
در نمودارهای ۱، ۲ و ۳ تغییرات لگاریتم ارزش افزوده بخش صنعت و لگاریتم مصرف گاز طبیعی در بخش صنعتی و نیز لگاریتم قیمت واقعی گاز طبیعی در بخش صنعتی نشان داده شده است. در ضمن تجزیه قیمت به سه جزء به روشنی که قبلاً موردنبحث قرار گرفت و رابطه تصحیح خطای سری های زمانی قیمت واقعی گاز طبیعی، مصرف گاز طبیعی و ارزش افزوده بخش صنعت در بخش صنعتی مشخص شده است.



نمودار ۱: لگاریتم قیمت واقعی گاز، ارزش افزوده صنعت و مصرف گاز طبیعی در بخش صنعتی (۱۳۷۰-۹۱)



نمودار ۲: سازوکار تصحیح خطای میان تقاضای گاز طبیعی، ارزش افزوده صنعت و قیمت واقعی گاز طبیعی در بخش صنعتی (۱۳۷۰-۹۱)



نمودار ۳: (لگاریتم) تجزیه قیمت واقعی گاز طبیعی در بخش صنعتی (۱۳۷۰-۹۱)

همان‌طور که در قسمت قبل نیز ذکر شد مطابق با نظریه پسران و شین (۱۹۹۷) ضرایب برآورده شده الگوهای با وقفه‌های توزیع شده، چه هنگامی که همه سری‌های زمانی الگو هم انباشت از درجه صفر و یا برعی از آن‌ها هم انباشت از درجه یک باشند و در عین حال رابطه بلندمدتی بین متغیرهای الگو وجود داشته باشد، به لحاظ آماری سازگار و بالرزش بوده و نتایج ضرایب برآورده شده رگرسیونی حاوی استنبط موہوم و یا برآوردهای کاذب نخواهد بود.

لذا با توجه به مباحث بالا ضرایب مدل عمومی (۹) را با داده‌های آماری موجود به روش حداقل مربعات برای بخش صنعتی تخمین می‌زنیم. نتیجه برآورد به صورت زیر داده شده است:

$$\begin{aligned}
 D_t = & -7/73 + 0/06D_{t-1} - 0/4D_{t-2} - 0/27P_{\max} - 0/06P_{cut} - 0/04P_{rec} - 0/003V_{\max} \\
 & (-5/45) \quad (0/28) \quad (2/31) \quad (-1/19) \quad (-0/28) \quad (-0/32) \quad (-0/01) \\
 & + 0/56V_{cut} + 0/09P_{\max,t-1} + 0/19P_{cut,t-1} + 0/19P_{rec,t-1} + 1/07V_{\max,t-1} + 9/55V_{cut,t-1} \\
 & (0/8) \quad (0/47) \quad (0/77) \quad (1/43) \quad (3/29) \quad (3/78) \quad (10) \\
 & + 10/82V_{rec,t-1} \\
 & (4/35)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0/9$$

$$F - Statistic = 438/69$$

$$Prob(F - Statistic) = 0/000001$$

آماره‌های داخل پرانتر نشانگر آماره  $t$  می‌باشند. بر طبق این برآورد، بسیاری از متغیرها به لحاظ معناداری بر میزان مصرف گاز طبیعی در بخش صنعتی تأثیر ندارد. ولی در کل آماره  $F$  معناداری کل رگرسیون را تأیید می‌کند و این در حالتی است که آماره‌های  $t$  انفرادی برعی از متغیرها معنادار نیست. این یکی از نشانه‌های هم خطی است، که آماره‌های  $t$  انفرادی فاقد معناداری و آماره  $F$  کلی معنادار است. به همین خاطر با حذف متغیرهایی که با هم همبستگی بالایی دارند به تخمین زیر دست می‌یابیم:

$$\begin{aligned}
 D_t = & -6/8 + 0/41D_{t-1} - 0/33P_{\max} + 16/59V_{rec} + 0/26P_{\max,t-1} + 0/27P_{rec,t-1} \\
 & (-7/65)(4/37) \quad (-2/21) \quad (8/89) \quad (2/39) \quad (2/85) \\
 & + 1/01V_{\max,t-1} + 6/09V_{cut,t-1} + 8/41V_{rec,t-1} \\
 & (7/55) \quad (3/93) \quad (6/57) \quad (11)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0/997$$

$$F - Statistic = 561/69$$

$$Prob(F - Statistic) = 0$$

آماره‌های داخل پرانتز نشانگر آماره  $t$  می‌باشند. طبق نتایج برآش در رابطه (۱۱)، تمامی متغیرهای درون الگوی رگرسیونی معنادار هستند و تمامی سری‌های سه‌گانه قیمت (P) و درآمد (V) بر تقاضا برای گاز طبیعی (D) در بخش صنعتی تأثیر قابل توجه دارند. برای آزمون در مورد وجود یا عدم وجود آثار نامتقارن قیمت و درآمد بر تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت، در ادامه با استفاده از آزمون والد فرضیه برابری ضرایب قیمت‌های حداکثری با سری قیمت‌های دیگر و نیز درآمد حداکثری با سری‌های درآمدی دیگر مورد سنجش قرار گرفت که نتایج آن به صورت جدول ۲ آورده شده است.

جدول ۲: آزمون والد برای بخش صنعتی

برابری ضرایب	F آماره	p-Value
$\alpha_{pmax} = \alpha_{pcut} = \alpha_{prec}$	۰/۴۹	۰/۶۵۰۸
$\alpha_{ymax} = \alpha_{ycut} = \alpha_{yrec}$	۳۱/۲۳	۰/۰۰۱۵

منبع: محاسبات محقق

لذا با توجه به آزمون والد، نمی‌توان آزمون برابری ضرایب قیمت‌ها را رد کرد و در نتیجه می‌توان گفت که اثرات تغییرات قیمت بر تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعتی در دوره مورد بررسی در این مطالعه نامتقارن نمی‌باشد. علت این امر را می‌توان از این منظر دانست که متأسفانه در ایران در دوره مورد بررسی، در زمان افزایش قیمت گاز طبیعی در بخش صنعت، تکنولوژی جدید و با مصرف انرژی کمتر در بخش صنعت به کار گرفته نشده، پس وقتی قیمت گاز کاهش می‌باید میزان تقاضا در مقابل کاهش قیمت گاز طبیعی، از خود آثار نامتقارن نشان نداده است. اما با توجه به رد فرضیه برابری ضرایب درآمدی با توجه به آزمون والد می‌توان اظهار داشت که اثرات تغییرات درآمد بر تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعتی (در دوره مورد بررسی در این مطالعه) نامتقارن است.

با توجه به ضرایب برآورده شده ناشی از برآش در رابطه (۱۱)، کشش قیمتی و درآمدی تقاضا برای گاز طبیعی در بلندمدت و نیز پارامترهای سرعت تطبیق مجدد تقاضا به تغییرات ارزش افزوده صنعت و قیمت واقعی گاز طبیعی در بخش صنعتی و در دوره مورد بحث به شرح زیر خواهد بود:

$$\varepsilon_p = -0/33 : \text{کشش قیمتی تقاضای کوتاه مدت}$$

$$\varepsilon_y = 16/59 : \text{کشش درآمدی تقاضای کوتاه مدت}$$

$$\theta_y \gamma_r = 8/41 : \text{ضریب درآمدی وقفه دار}$$

$$\theta_y = -0/51 \rightarrow \theta_y \approx 0 \rightarrow (1 - \theta_y) = 1$$

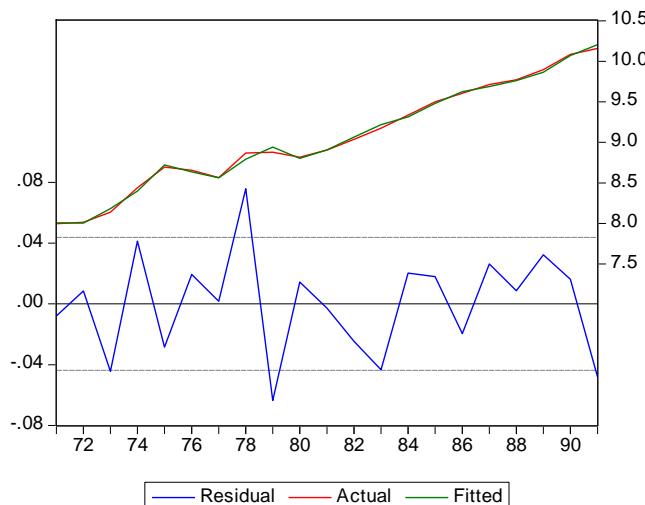
$$\theta_p + \theta_y = 0/41 \rightarrow \theta_p = 0/41 \rightarrow (1 - \theta_p) = 0/59$$

$$\varepsilon_{p,L} = \frac{\varepsilon_p}{1 - \theta_p} = \frac{-0.33}{0.59} = -0.56$$

$$\varepsilon_{y,L} = \frac{\varepsilon_y}{1 - \theta_y} = \frac{16.59}{1} = 16.59$$

همان‌طور که مشاهده می‌گردد ضرایب کشش قیمتی و درآمدی بلندمدت تقاضا برای گاز طبیعی در بخش صنعتی به ترتیب حدود  $16/59$  و  $16/56$  برآورده شده است. سرعت تطبیق تقاضا به تغییرات قیمت گاز طبیعی و درآمد در بخش صنعتی به ترتیب حدود  $16/59$  و یک برآورد شده است. ضرایب کشش قیمتی و درآمدی کوتاه مدت تقاضا برای گاز طبیعی در بخش صنعتی نیز به ترتیب  $16/33$  و  $16/59$  برآش گردیده است و می‌توان بیان کرد که تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تقریباً نسبت به تغییرات قیمت کم کشش بوده و تغییرات قیمت تأثیر زیادی بر میزان تقاضای گاز طبیعی نخواهد داشت. (با این حال منفی بودن کشش‌های قیمتی تقاضا در کوتاه‌مدت و بلندمدت حاکی از این است که با افزایش قیمت گاز طبیعی در بخش صنعت، تلاش‌هایی برای انجام فعالیت‌های صرفه‌جویی و مصرف کمتر گاز طبیعی در بخش صنعت برای کاهش هزینه‌ها صورت گرفته است). اما کشش درآمدی تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعتی (در بلندمدت و کوتاه مدت) برابر با  $16/59$  به دست آمد که بیانگر این است که در صورت افزایش یک‌درصدی ارزش افزوده صنعت، میزان تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعتی حدود  $17$  درصد افزایش خواهد یافت و می‌توان بیان کرد که تغییرات ارزش افزوده صنعت در سال‌های مورد بررسی در این مطالعه، تأثیر زیادی بر میزان تقاضای گاز طبیعی در این بخش خواهد داشت.

نمودار (۴) مقادیر واقعی و برآش شده حاصل از معادله تقاضای گاز طبیعی و همچنین مقادیر پسمندها را برای بخش صنعتی نشان می‌دهد. همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد برآش مدل در دوره مورد نظر مناسب بوده و می‌توان از آن برای پیش‌بینی استفاده کرد.



نمودار ۴: مقایسه مقادیر واقعی و برآش شده و میزان انحراف آن‌ها (پسمندها) تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعتی ۱۳۷۰-۹۱

### نتیجه‌گیری

در این تحقیق به منظور انجام آزمون فرضیه مبتنی بر نامتقارن بودن تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعتی، از روشی موسوم به تجزیه قیمت گاز طبیعی به منظور انتخاب مناسب‌ترین تصريح‌جهت تبیین رفتار تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعتی استفاده شد. نتایج حاصله از این روش نشانگر عدم وجود تأثیرات نامتقارن افزایش و کاهش قیمت واقعی گاز طبیعی بر تقاضای آن در دوره موربدرسی در این مطالعه است، علت این امر را می‌توان از این منظر دانست که متأسفانه در ایران در دوره مورده بررسی با افزایش قیمت گاز طبیعی در بخش صنعت، تکنولوژی جدید و با مصرف انرژی کمتر در بخش صنعت به کار گرفته نشده، پس وقتی قیمت گاز کاهش می‌یابد میزان تقاضا از خود آثار نامتقارن نشان نداده است. لذا به عنوان پیشنهاد در این بخش می‌توان گفت، تلاش برای به کارگیری تکنولوژی‌های جدید و با مصرف انرژی پایین در بخش صنعت بسیار می‌تواند بر کاهش مصرف انرژی در این بخش مؤثر باشد، چون طبق نتایج حاصل از برآذش در این مطالعه، نبود آثار نامتقارن قیمت گاز طبیعی بر میزان تقاضای آن تا حدودی منتج از عدم به کارگیری و یا به کارگیری اندک تکنولوژی‌های جدید در بخش صنعت (بهخصوص در زمان افزایش قیمت گاز طبیعی بعد از هدفمندی یارانه‌ها در سال ۱۳۸۹) است.

اما فرضیه بازگشت‌نایدیری کامل اثرات درآمدی بر میزان تقاضای گاز طبیعی در دوره مورد بررسی، مورد تأیید قرار گرفت. این الگوها همچنین ضرایب کشش قیمتی و درآمدی و نیز سرعت تطبیق مجدد تقاضا به شوک‌های قیمت گاز طبیعی و درآمد را تخمین زندند که ابزار مناسبی برای تحلیل تقاضا برای گاز طبیعی در بخش صنعتی را در اختیار ما قرار می‌دهد. کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعتی برابر با  $-0.33/100$  به دست آمد و می‌توان بیان کرد که تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعتی نسبت به تغییرات قیمت کم کشش بوده و تغییرات قیمت تأثیر زیادی بر میزان تقاضای گاز طبیعی نداشته است، علامت منفی کشش‌های قیمتی تقاضای گاز طبیعی در کوتاه‌مدت و بلند‌مدت نیز حاکی از این است که با افزایش قیمت گاز طبیعی در بخش صنعت، صرفه‌جویی‌هایی در راستای کاهش مصرف در این بخش صورت گرفته است. اما کشش درآمدی تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعتی (در بلند‌مدت و کوتاه مدت) برابر با  $16/59$  به دست آمد و می‌توان بیان کرد که تغییرات ارزش افزوده صنعت تأثیر زیادی بر میزان تقاضای گاز طبیعی خواهد داشت.

همان‌طور که بیان شد، کشش درآمدی گاز طبیعی در بخش صنعت بسیار زیاد است. در واقع این ضریب، نشان‌دهنده شدت انرژی زیاد در ایران و عدم بهره‌وری در صنایع کشور است. لذا برای متحول کردن الگوی مصرف انرژی در صنایع پیشنهاد می‌شود تحولات ساختاری و تکنولوژیکی صورت گیرد.

## منابع

- اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، به نشانی: [www.tsd.cbi.ir](http://www.tsd.cbi.ir)
- امامی میبدی، علی؛ محمدی، تیمور و سلطان العلمایی، محمدهدادی (۱۳۹۲): تخمین تابع تقاضای داخلی گاز طبیعی به روش فیلتر کالمن (مطالعه موردی تقاضای بخش خانگی شهر تهران)، *فصلنامه اقتصاد مقداری*، سال هفتم، شماره ۳: ۴۱-۲۳.
- بابازاده، محمد؛ قدیمی دیزج، خلیل و قربانی، وحید (۱۳۹۳): برآورد تابع تقاضای کوتاه مدت و بلندمدت گاز طبیعی بخش خانگی، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال هشتم، شماره ۱: ۱۱۳-۱۰۱.
- دلاوری، مجید و باغبان زاده، فرشته (۱۳۸۶): ارزیابی الگوهای متقارن و نامتقارن تقاضای نفت کشورهای عمدۀ واردکننده نفت از ایران، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال چهارم، شماره ۱۴: ۶۲-۳۹.
- علسی، مهدی (۱۳۸۶): نامتقارن بودن عکس العمل تقاضا برای نفت نسبت به تغییرات درآمد و قیمت نفت: مقایسه چین و کشورهای توسعه یافته طی سال‌های ۱۹۷۰-۲۰۰۸، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال چهارم، شماره ۱۴.
- غیاثوند، ابوالفضل و یاهو، مسعود (۱۳۸۹): اثرات نامتقارن تغییرات در قیمت نفت بر روی مصرف بخش خصوصی و دولتی در ایران، *فصلنامه علوم اقتصادی*، سال دوم، شماره ۵: ۵۲-۳۱.
- نصرالهی، زهرا؛ صمدی، علی حسین و روشنده، مهرناز (۱۳۹۱): تجزیه و تحلیل تقاضای انرژی بخش خانگی در مناطق شهری ایران (۱۳۸۷-۱۳۶۳): انتخاب بین الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و روتردام، *فصلنامه اقتصاد محیط‌زیست و انرژی*، سال اول، شماره ۲: ۲۰۰-۱۷۳.
- نوفرستی، محمد (۱۳۹۱): ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، چاپ اول، تهران: انتشارات رسا.
- وافی نجار، داریوش (۱۳۸۵): تخمین تابع تقاضای کل انرژی بخش خانگی-تجاری مناطق مختلف OECD با در نظر گرفتن اثرات نامتقارن تغییرات قیمت بر تقاضا، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال سوم، شماره ۹: ۵۷-۳۹.
- وزارت نیرو (سال‌های مختلف). معاونت انرژی، دفتر برنامه‌ریزی انرژی، ترازنامه انرژی کشور در سال‌های مختلف.
- Adeyemi, O. and Hunt, L. C. (2006); Modeling OECD industrial energy demand: Asymmetric price responses and energy-saving technical change, Surrey Energy Economics Centre, 1-31.
- Dargay, J. M. (1992); Are price and income elasticities of demand constant?. Oxford Institute for Energy Studies EE 16, Oxford.
- Dargay, J. and Gately, D. (1994); Oil demand in the industrialized countries. The Energy Journal, Vol. 15.
- Gately, D. (1993); The imperfect price reversibility of world oil demand. The Energy Journal, Vol. 14, Issue 4: 163-82.
- Gately, D. and Huntington, H. G. (2002); The asymmetric effects of changes in price and income on energy and oil demand. Energy Journal, Vol. 23, Issue 2: 1-21.
- Griffin, J. M. and Schulman C. T. (2005); Price asymmetry in energy demand models: A proxy for energy-saving technical change?. Energy Journal, Vol. 26, Issue 2: 1-21.

- Haas, R.; Zochling, J. and Schipper, L. (1998); The relevance of asymmetry issues for residential oil and natural gas demand: Evidence from selected OECD countries, 1979-95. OPEC Review, 113-145.
- Ryan, D. L. and Plourde, A. (2002); Smaller and smaller? The price responsiveness of non-transport oil demand. Quart. Rev. Econ. Finance, Vol. 42: 285-317.
- Sentenac-Chemin, Elodie (2012); Is the price effect on fuel consumption symmetric? Some evidence from an empirical study. Energy Policy, Vol. 41: 59-65.

## پیوست

## آزمون تجمعی یوهانسون برای بخش صنعتی

Date: 02/03/15 Time: 15:45

Sample (adjusted): 1372 1391

Included observations: 20 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)

Series: CONS LOGP LOGV

Lags interval (in first differences): 1 to 1

## Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Prob.**	0.05 Critical Value	Trace Statistic	Eigenvalue	Hypothesized No. of CE(s)
0.0133	42.91525	48.27892	0.631801	None *
0.0245	25.87211	28.29626	0.529696	At most 1 *
0.0383	12.51798	13.20876	0.483375	At most 2 *

Trace test indicates 3 cointegratingeqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

## Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Prob.**	0.05 Critical Value	Max-Eigen Statistic	Eigenvalue	Hypothesized No. of CE(s)
0.2441	25.82321	19.98265	0.631801	None
0.1889	19.38704	15.08751	0.529696	At most 1
0.0383	12.51798	13.20876	0.483375	At most 2 *

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by  $b' * S^{-1} * b = I$ ):

@TREND(71)	LOGV	LOGP	CONS
-2.441455	14.04099	1.275729	13.19512
-0.290026	10.06723	-1.804370	-3.871892
0.771040	-10.32390	-3.590238	0.355420

## Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

-0.007959	0.013306	-0.069041	D(CONS)
0.171100	0.006160	-0.029159	D(LOGP)
0.009359	-0.024382	-0.019611	D(LOGV)

## 66.39191 Log likelihood 1 Cointegrating Equation(s):

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

@TREND(71)	LOGV	LOGP	CONS
-0.185027 (0.02160)	1.064105 (0.27680)	0.096682 (0.05815)	1.000000

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

-0.911001 (0.19402)	D(CONS)
-0.384755 (0.84237)	D(LOGP)
-0.258769 (0.13316)	D(LOGV)

## 73.93567 Log likelihood 2 Cointegrating Equation(s):

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

@TREND(71)	LOGV	LOGP	CONS
-0.253070 (0.03485)	2.023286 (0.44880)	0.000000	1.000000
0.703784 (0.24359)	-9.921011 (3.13725)	1.000000	0.000000

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

-0.112086 (0.03159)	-0.962519 (0.19661)	D(CONS)
-0.048314 (0.14103)	-0.408607 (0.87761)	D(LOGP)
0.018975 (0.01743)	-0.164366 (0.10846)	D(LOGV)