فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی
دانشگاه شهید بهشتی، پاییز و زمستان ۱۳۹۳

Quarterly Journal of Economics and Modelling
Shahid Beheshti University

بررسی آثار نامتقارن قیمت گاز طبیعی بر مصرف آن در بخش خانگی

ویدا ورهرامی*
رسام مشرفی**
جابر لایق***

تاریخ دریافت ۹۴/۴/۲۳
تاریخ پذیرش ۹۴/۸/۱۶

چکیده

معمولا متغیر قیمت از جمله ابزارهای مهمی است که از آن می‌توان برای مدیریت مصرف و تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی استفاده کرد. تقارن میان قیمت و تقاضا یکی از اصول اولیه قانون تقاضاست اما واکنشهای نامتقارن قیمت و تقاضا در بلند مدت یکی از مسایلی است که عدم توجه به آن در تخمین توابع تقاضا سبب بروز اشکالاتی در نتایج تخمین می گردد. لذا هدف از نوشتار این مطالعه بررسی وجود یا عدم وجود اثرات نامتقارن قیمت گاز طبیعی بر میزان تقاضای آن در بخش خانگی و تخمین کشش‌های کوتاه مدت و بلندمدت درآمدی و قیمتی تقاضای گاز طبیعی در این بخش است. این مطالعه به تجزیه و تحلیل اثرات نامتقارن قیمت گاز طبیعی در قالب مدل کویک برای دوره زمانی ۹۱-۱۳۷۰ پرداخته است. نتایج به دست آمده از این پژوهش گویای این مطلب است که اثرات تغییرات قیمت گاز طبیعی بر میزان مصرف آن در بخش خانگی نامتقارن ناست. در دوره مورد بررسی در این مقاله، کشش‌های قیمتی بلندمدت و کوتاه مدت تقاضای گاز طبیعی ۰.۸۷- و ۰.۴۸- و کشش‌های درآمدی کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای گاز طبیعی ۱.۰۳ و ۱۱.۴۴ برآورد گردیده است.

---

* استادیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی vida.varahrami@gmail.com
** استادیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی r-moshrefi@sbu.ac.ir
*** کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، (این مقاله مستخرج از پایان نامه کارشناسی ارشد آقای جابر لایق است). layegh.jaber@yahoo.com

کلیدواژها: *اثرات نامتقارن، بخش خانگی، کشش‌های قیمتی و درآمدی بلندمدت و کوتاه مدت تقاضای گاز طبیعی.*

طبقه‌بندی JEL: *Q54، C32*

۱- مقدمه

دست‌یابی به توسعه پایدار از مهمترین اهداف هر کشور است که از طریق رشد و هماهنگی بین بخش‌های اقتصادی هر کشور حاصل می‌شود. بخش انرژی نیز در میان سایر بخش‌های اقتصاد از نقش کلیدی و از جایگاه ویژه‌ای برخورداراست.

یکی از انواع حامل‌های انرژی، گازطبیعی است که سوختی فسیلی و پایان پذیر است که به علت فراوانی آن و ملاحظات زیست محیطی به عنوان یک سوخت پاک از اهمیت و جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. تحولات ساختاری و تکنولوژیک در اقتصاد جهانی و در بخش انرژی، از جمله ضرورت تنوع بخشیدن به منابع تأمین انرژی، امنیت عرضه، رشد فزاینده مصرف انرژی در افق‌های بلندمدت و در کشورهای درحال توسعه، مسایل زیست محیطی، افزایش سریع مصارف محصولات گوناگون پتروشیمیایی و از همه مهمتر، تأثیر آن بر رشد و توسعه اقتصادی، گاز طبیعی را به منزله یک منبع انرژی و نهاده صنعتی ممتاز در عرصه اقتصاد جهانی مطرح کرده است (لطفعلی‌پور و لطفی، ۱۳۸۲، ص۴۸). در کشور ما نیز، گازطبیعی با توجه به موفقیت ممتاز آن از نظر میزان ذخایر، موقعیت منحصر به فردی دارد و روز به روز در سبد مصرف انرژی ایران و جهان این حامل انرژی جایگاه و موقعیت بهتری را پیدا کرده و تقاضا برای این حامل انرژی، چه در ایران چه در جهان، روز به روز در حال افزایش است.(آذربایجانی و همکاران، ۱۳۸۶، ص۵۰)

وجود این منابع عظیم گازی و ارزان بودن قیمت آن در کشور، در کنار سیاست‌های غلط مدیریت انتقال و مصرف انرژی به بخش‌های مختلف کشور، موجبات رشد فزاینده شدت مصرف گاز طبیعی در کشور، آن هم در بخش‌هایی نظیر مصرف خانگی و صنعتی را موجب شده است که نسبت به بخش‌های دیگر از قبیل تولید برق، صنایع انرژی‌بر و تبدیلات گازی با ارزش افزوده و اشتغال‌زایی بالا، از اثرگذاری به مراتب کمتری در

توسعه اقتصادی کشور برخوردارند. از اینرو بایستی تدابیری در جهت مصرف بهینه حامل‌های انرژی به ویژه گاز طبیعی اندیشیده شود تا ضمن استفاده بهینه از ذخایر عظیم انرژی به ویژه ذخایر گازی بتوان از مزایای دیگر این منابع عظیم از قبیل ارزآوری از طریق صادرات این منابع بهره گرفت (لطفعلی‌پور و باقری، ۱۳۸۲، ص۱۴۰).

لذا **هدف** از نوشتار این مطالعه بررسی وجود یا عدم وجود اثرات نامتقارن قیمت گاز طبیعی بر میزان تقاضای آن در بخش خانگی و تخمین کشش‌های کوتاه مدت و بلندمدت درآمدی و قیمتی تقاضای گاز طبیعی در این بخش است.

ضرورت نوشتار این مقاله از این منظر است که معمولا متغیر قیمت از جمله ابزارهای مهمی است که از آن می توان برای مدیریت مصرف و تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی استفاده کرد و تقارن میان قیمت و تقاضا یکی از اصول اولیه قانون تقاضاست اما واکنشهای نامتقارن قیمت و تقاضا در بلند مدت یکی از مسایلی است که عدم توجه به آن در تخمین توابع تقاضا سبب بروز اشکالاتی در نتایج تخمین می گردد و باید مورد بررسی قرار گیرد.

بنابراین **سوالی** که در این مقاله به دنبال پاسخ دهی به آن هستیم این است که آیا تغییرات قیمت گاز طبیعی بر مصرف آن در بخش خانگی آثار نامتقارن دارد؟ و **نوآوری** مطالعه حاظر نسبت مطالعات مشابه 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 خانگی برای سالهای ۹۱-۱۳۷۰ می‌پردازیم و در نهایت به دنبال تخمین تابع تقاضایی برای گاز طبیعی در بخش خانگی با توجه به این تقارن یا عدم تقارن هستیم که بدین منظور از مدل کویک استفاده می‌شود. همچنین در این مطالعه کشش‌های کوتاه مدت و بلندمدت قیمتی و درآمدی تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی برآورد خواهد شد. تا به حال مطالعه‌ای بدین شکل برای مصرف گاز طبیعی و به طور خاص در بخش خانگی، صورت نگرفته و اکثر مطالعات صورت گرفته در این راستا برای سایر حامل‌های انرژی به خصوص نفت بوده است.

در تحقیق حاضر به بررسی تاثیر اثرات نامتقارن قیمت گاز طبیعی بر مصرف آن در

بخش خانگی پرداخته می‌شود. به این ترتیب که 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 توصیه‌های سیاستی لازم را ارائه می‌دهیم.

۲- مبانی نظری

یکی از ابعاد مهم انواع انرژی، مصرف و تقاضای آن است. معمولا متغیر قیمت از جمله ابزارهای مهمی است که از آن می‌توان برای مدیریت مصرف و تقاضای حامل‌های انرژی استفاده کرد. گرچه ایران به عنوان یکی از کشورهای تامین کننده‌ی انرژی جهان به شمار می‌رود و دارای ذخایر فراوانی است، اما برای کنترل مصرف آن در ایران، تعیین رابطه‌ی بین تقاضای حامل‌های انرژی و قیمت آن از اهمیت بالایی برخوردار است (فلاحی و هاشمی، ۱۳۸۹، ص۱۳۷).

براساس نظریه‌های اقتصادی بین مصرف حامل‌های انرژی و قیمت حامل‌های انرژی رابطه‌ی منفی وجود دارد. به طوری که مثلاً با افزایش قیمت حامل‌های انرژی و ثابت ماندن قیمت سایر عوامل و نیز با فرض جانشینی بین عوامل تولید، مصرف حامل‌های انرژی کاهش خواهد یافت، و همچنین با کاهش قیمت حامل‌های انرژی انتظار می‌رود که تقاضای آن افزایش یابد (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۹، ص ۸).مطالعات انجام شده در مورد تاثیر قدرمطلق تغییرات قیمت حامل‌های انرژی بر مصرف آن نشان می‌دهد که تقاضای انرژی واکنش متفاوتی در مقابل افزایش یا کاهش قیمت آن دارد. به عبارت دیگر، تغییرات قیمت حامل‌های انرژی اثر نامتقارنی بر سطح تقاضای آن دارد. نامتقارن بودن تاثیر تغییرات قیمت بر تغییرات مصرف آن، بدین معناست که تاثیر افزایش قیمت حامل‌های انرژی ضرورتاً معادل عکس اثر کاهش قیمت در مقدار تقاضا نیست (آرمن و زارع، ۱۳۸۴، ص۲۵).

اوایل دهه ۱۹۷۰ مصادف با اوج مصرف انرژی برای اقتصادهای پیشرفته بود. بحران‌های سال ۱۹۷۳ و ۱۹۷۹ موجب زوال مصرف انرژی به ازای هر واحد GDP شد. اما

کاهش قیمت نفت در دهه ۱۹۸۰ موجب افزایش مجدد این شاخص (مصرف انرژی به ازای هر واحد GDP) نگردید. لذا علی رغم افزایش رشد اقتصادی کشورهای OECD پس از سال‌های ۱۹۸۵، ما شاهد کاهش هزینه واردات نفت خام این کشورها بودیم که این امر به علت پایین بودن قیمت نفت در این دوره و عدم افزایش مصرف بواسطه پایین بودن قیمت نفت بود. حال این امر به جهت عدم تقارن تقاضای انرژی است، در صورتی که در تئوری سنتی تقاضا، ما شاهد تقارن توابع تقاضا بوده ایم. بدین گونه که با فرض ثبات عوامل دیگر، اگرقیمت افزایش می‌یافت کاهش مقدار تقاضا را در پی داشتیم و اگر مجدداً قیمت به سطح قبلی کاهش می‌یافت، مقدار نیز به همان سطح قبلی خود برمی‌گشت.

مدل‌های تقاضای معمولی نیز اغلب بر این اساس (یا بیشتر بر این فرض) صورت گرفته‌اند که واکنش مصرف‌کنندگان به افزایش و کاهش قیمت‌ها و درآمد متقارن 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 می کند، حتی اگر قیمت به سطح قبلی خود برگردد مقدار تقاضای قبلی را نخواهیم داشت. به طوری که می‌توان پذیرفت که مصرف کنندگان به دلایل متعددی از قبیل سلیقه و عادات و بهبود شرایط زندگی عکس العمل متفاوتی در زمان افزایش و کاهش قیمت انرژی از خود نشان می‌دهند (امامی و همکاران، ۱۳۹۲، ص۲۶).

بحث عدم تقارن و تکنیک تجزیه قیمت برای اولین بار توسط ولفرام[1] در سال ۱۹۷۱ مطرح شد که برای تبیین اثرات تغییر قیمت بر عرضه محصولات کشاورزی، مورد استفاده قرار گرفت. وی بیان کرد که قیمت‌های افزایشی و ماکزیمم قیمت در یک دوره در مقابل کاهش‌های قیمت اثر بیشتری روی عرضه محصولات کشاورزی دارد(Wolffram, 1971, P 358). اثرات نامتقارن در بسیاری از بازارها از قبیل بنزین (کارن براک[2]، ۱۹۹۱، بورنستین و همکاران[3]، ۱۹۹۷)، سپرده‌های بانکی (نئومارک وشارپ[4]،۱۹۹۲ و جکسون[5]،۱۹۹۷) و

1. Wolffram
2. Karrenbrock
3. Broenstein et al
4. Neumark and Sharpe
5. Jackson

تولیدات کشاورزی (کارن براک، ۱۹۹۱) مشاهده شده است. این اثر در مطالعه صورت گرفته شده توسط پلتزمن[1] که بر روی بیش از ۲۴۰ بازار انجام شده بود بیشتر نمایان شد. وی دریافت که اثرات نامتقارن در مورد کالاهای واسطه‌ای و همچنین در مورد کالاهای مصرفی فراگیر، قابل توجه و پایدار است (Peltzman, 2000, P 469).

این پدیده (بازگشت‌پذیری ناکامل اثر قیمتی بر تقاضا) برای حامل‌های انرژی مثل نفت نیز به طور گسترده توسط اقتصاددانان انرژی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته استکه برای مثال می‌توان به کارهای صورت گرفته توسط دارگی[2] (۱۹۹۲)، گتلی[3] (۱۹۹۳)، دارگی و گتلی[4] (۱۹۹۵)، گتلی و هانتینگتون[5] (۲۰۰۲)، ریان و پلورد[6] (۲۰۰۲)، گریفین واسکالمن[7] (۲۰۰۵)، و آدیمی و هانت[8] (۲۰۰۷) اشاره کرد (Griffin & Schulman, 2005, P 17).

در این پژوهش، ما برای بررسی اثرات نامتقارن قیمت از روش تجزیه قیمت دارگی و گتلی استفاده می‌کنیم. دارگی و گتلی برای تمایز میان واکنش‌ها به تغییرات مختلف قیمت، P_x را به سه سری جداگانه تفکیک کردند. ماکزیمم قیمت تاریخی، $P_{max,t}$ (مثبت و غیرکاهشی)، سری تجمعی قیمت‌های کاهشی، $P_{cut,t}$ (غیرمثبت و غیرافزایشی) و سری تجمعی قیمت‌های بهبود یافته، $P_{rec,t}$(غیرمنفی و غیرکاهشی) به این صورت که:

$$P_t = P_{max,t} + P_{cut,t} + P_{rec,t} \quad (۱)$$

$$P_{max,t} = \max (P_0 ,\dots ,P_t) \quad (۲)$$

رابطه (۲)، 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.

$$\sum_{i=0}^{t} \min \{0, (P_{max,i-1} - P_{i-1}) - (P_{max,i} - P_i)\} = P_{cut,t} \quad (۳)$$

این رابطه، تجمع کاهش‌های قیمت را در یک دوره نشان می‌دهد و برای محاسبه آن

1. Peltzman
2. Dargay
3. Gately
4. Dargay and Gately
5. Gately and Huntington
6. Ryan and Plourde
7. Griffin and Schulman
8. Adeyemi and Hunt

ابتدا اختلاف تغییر قیمت گاز طبیعی (P) و تغییر 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 به دست آمده با اعداد سال‌های قبل جمع شده و قیمت‌های تجمعی کاهشی یعنی $P_{cut,t}$ را می‌سازد. این قیمت چون با سری کاهشی سر و کار دارد روند کاهشی دارد.

$$\sum_{i=0}^{t} \max \{0, (P_{max,i-1} - P_{i-1}) - (P_{max,i} - P_i)\} = P_{rec,t} \quad (۴)$$

رابطه (۴)، سری‌های تجمعی در اثر افزایش یا بهبود 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 به دست آمده با اعداد سال‌های قبل جمع شده و سری قیمت‌های بهبودیافته یعنی $P_{rec,t}$ به دست می‌آید. این قیمت، مثبت و روند رو به افزایش دارد زیرا فقط افزایش‌های قیمت را در نظر می‌گیرد (Dargay & Gately, 1994, P 90).

۳- مروری بر مطالعات انجام شده

بابازاده و همکاران (۱۳۹۳) در تحقیقی به برآورد تابع تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت گاز طبیعی در بخش خانگی طی سال‌های ۸۸-۱۳۷۸ پرداختند. در این مطالعه به منظور برآورد توابع مورد بررسی از الگوی پویای خودتوضیحی با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) استفاده شد. همچنین، افزون بر برآورد ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا نیز به منظور بررسی چگونگی تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت به تعادل بلند مدت ارایه شد. برای بررسی پایایی متغیرهای الگو از روش دیکی فولر تعمیم یافته 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 کشش‌ها نشان داد که گاز طبیعی در بخش خانگی کالایی بی کشش و ضروری است که یکی از دلایل آن وجود جانشین‌های ضعیف برای این حامل انرژی در بخش خانگی است. نتایج همچنین نشان داد که کشش قیمتی و درآمدی گاز طبیعی در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. نتایج مربوط به کشش

حاکی از آن بود که کشش قیمتی برای گاز طبیعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت در بخش خانگی، به ترتیب ۰/۱۲- و ۰/۳۶- (بی معنا در سطح ۹۰ درصد) و کشش درآمدی در کوتاه مدت و بلند مدت به ترتیب ۰/۶۲۷ و ۰/۸۸ خواهد بود.

حاج ملاعلی کنی و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای تحت عنوان " برآورد تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی و تجاری ایران: رویکرد مدلسازی غیر خطی " با بکارگیری رویکرد اقتصاد سنجی رگرسیون انتقال ملایم، تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی و تجاری ایران را به شیوه‌ای پیوسته و غیر خطی مدلسازی کردند. برای این منظور آنها از داده‌های سالانه قیمت واقعی گاز طبیعی و قیمت واقعی برق در بخش خانگی و تجاری، درآمد، تعداد مصرف کنندگان گاز طبیعی و متوسط دمای هوا طی دوره زمانی ۱۳۵۱ تا ۱۳۸۸، به عنوان عوامل مؤثر بر تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی و تجاری استفاده کردند. مدل تخمین زده شده در این تحقیق برای تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت به طور خلاصه به صورت زیر است:

$$lgas_t = [\ -14.44 + 1.00\ ly_t - 0.12\ lpgas_t + 0.18\ lpelec_t + 0.92\ ln_t - 0.59\ ltem_t\ ] + [-221.9 + 1.62\ ly_t - 3.22\ lpgas_t + 8.04\ lpelec_t + 18.71\ ln_t - 6.48\ ltem_t\ ] * [1+ \exp(-27.6(q_t - 4.11))]^{-1}$$

همانطور که مشاهده می‌شود مدل دارای دو رژیم متفاوت حدی است، یک رژیم مربوط به حالتی است که مقادیر انتقال (lpgas) کمتر از حد آستانه‌ای ۴/۱۱ هستند و رژیم دوم مربوط به حالتی است که مقادیر متغیر انتقال (lpgas) بیشتر از حد آستانه‌ای ۴/۱۱ می‌باشند. لذا تابع انتقال برای دو حالت حدی، F = 0 و F = 1 به صورت زیر تصریح شدند:

رژیم حدی اول F = 0:

$$lgas_t = -14.44 + 1.00\ ly_t - 0.12\ lpgas_t + 0.18\ lpelec_t + 0.92\ ln_t - 0.59\ ltem_t$$

رژیم حدی دوم F = 1:

$$lgas_t = -236.34 + 2.62\ ly_t - 3.34\ lpgas_t + 8.22\ lpelec_t + 19.63\ ln_t - 7.7\ ltem_t$$

نتایج این تحقیق تبعیت تقاضای گاز طبیعی از الگوی دو رژیمی LSTR با لحاظ قیمت واقعی گاز طبیعی در بخش خانگی و تجاری به عنوان متغیر انتقال را نشان می‌دهد. نتایج این تحقیق نشان داد که متغیرهای درآمد، قیمت واقعی برق و تعداد مصرف کنندگان

تأثیر مثبت بر مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی و تجاری دارند که با عبور از حد آستانه‌ای میزان تأثیرگذاری آنها شدیدتر می‌گردد. از طرفی نیز تقاضای گاز طبیعی رابطه معکوس یا قیمت واقعی گاز طبیعی دارد که با ورود به رژیم دوم میزان تأثیرگذاری آن تشدید می‌گردد.

عسلی (۱۳۸۶) در تحقیق خود با عنوان "نامتقارن بودن عکس‌العمل تقاضا برای نفت نسبت به تغییرات درآمد و قیمت نفت: مقایسه چین و کشورهای توسعه‌یافته طی سالهای ۲۰۰۸-۱۹۷۰" با استفاده از الگوهای استاندارد تقاضا به بررسی فرضیه بازگشت‌ناپذیری کامل اثرات قیمتی و درآمدی بر تقاضا برای نفت در کشورهای چین و OECD پرداخت. نتایج حاصل از این تحقیق را می‌توان به ترتیب موارد زیر خلاصه کرد:

الف) هم در چین و هم در کشورهای OECD عکس‌العمل تقاضا برای نفت هنگام افزایش درآمدها بیشتر از هنگام کاهش درآمدها است. عدم توجه به این موضوع موجب اوریب بودن برآورد ضرایب کشش درآمدی در معادلات تقاضا برای نفت به طرف پایین خواهد شد.

ب) حساسیت تقاضا به تغییرات مثبت و منفی درآمد در چین و کشورهای OECD ضرورتاً یکسان نیست؛ عدم توجه به این واقعیت باعث اوریب بودن برآوردهای ضریب کشش درآمدی تقاضا برای نفت در این کشورها نسبت به تغییرات درآمد خواهد شد.

ج) سرعت تطبیق مجدد تقاضا برای نفت در مواجهه با تغییرات درآمد، نسبت به تغییرات قیمت نفت در هر دو کشور چین و OECD بیشتر است. با استفاده از تشخیص صحیح مدل ضریب کشش‌های درآمدی کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضا برای نفت در چین به ترتیب ۶۷ درصد و ۷۲ درصد و در کشورهای OECD، ۴۹ درصد به دست آمد. ضرایب کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت قیمتی تقاضا برای نفت در چین به ترتیب منفی ۰/۰۸۵ و منفی ۰/۵۵ و برای کشورهای OECD به ترتیب منفی ۰/۰۷۵ و منفی ۰/۲ به دست آمد. بنابراین وی نتیجه گرفت که قدرمطلق ضریب کشش‌های درآمدی و قیمتی برای چین بیشتر از کشورهای OECD بوده است. نتایج تحقیق وی همچنین نشان داد که در کشورهای OECD تقاضا برای نفت در مقابل تغییرات درآمد تقریباً بدون هیچ تغییری

تطبیق می‌یابد در حالیکه در چین حدود ۹۳ درصد تطبیق به تغییرات درآمد در همان دوره صورت می گیرد. در این تحقیق سرعت تطبیق تقاضا به تغییرات قیمت در کشورهای OECD و چین به ترتیب ۳۹ درصد و ۱۵ درصد برآورد شد.

ودود [1] (۲۰۱۴) در تحقیق خود به بررسی اثرات نامتقارن درآمد و قیمت سوخت بر تقاضای حمل و نقل هوایی کشور آمریکا با استفاده از تکنیک حداقل مربعات معمولی (OLS) طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۷۸ پرداخت.وی متغیرهای درآمد و قیمت را به صورت سه مولفه‌ی زیر تجزیه کرد:

$V_t^{max} = \max(V_{□},\dots V_t)$
$V_t^{rec} = \sum_{i=0}^{t} \max\{0, (V_{i-1}^{max} - V_{i-1}) - (V_i^{max} - V_i)\}$
$V_t^{cut} = \sum_{i=0}^{t} \min\{0, (V_{i-1}^{max} - V_{i-1}) - (V_i^{max} - V_i)\}$

که در آن V_t^{max} حداکثر مقدار قیمت یا درآمد (در شکل لگاریتمی) در زمان t، V_t^{rec} به بهبود تجمعی مقدار متغیر قیمت یا درآمد و V_t^{cut} به سری‌های تجمعی کاهش مقدار متغیر قیمت یا درآمد اشاره دارد. نتایج تحقیق وی بیانگر آن بود که اثر کاهش درآمد و قیمت سوخت بر تقاضای حمل و نقل هوایی آمریکا لزوماً معادل با اثر افزایش آن نیست و تقاضاکنندگان حمل و نقل هوایی نسبت به افزایش قیمت سوخت بیشتر از کاهش قیمت آن حساسیت نشان می‌دهند .

کوان و لی [2] (۲۰۱۴) در تحقیقی به بررسی اثرات نامتقارن قیمت بنزین بر تقاضای حمل و نقل هوایی در کشور کره جنوبی طی سالهای ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۹ پرداختند. بدین منظور آنها از داده‌های ماهانه استفاده کردند. مدلی که در این تحقیق برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شد، مدل GARCH بود. در کل نتایج این تحقیق نشان داد که اثرات تغییر قیمت بنزین بر تقاضای حمل و نقل هوایی در کشور کره در دوره مورد بررسی نامتقارن است. به عبارت دیگر مقدار کاهش تقاضای حمل و نقل هوایی در اثر افزایش قیمت بنزین معادل با مقدار افزایش تقاضای حمل و نقل هوایی در اثر کاهش قیمت بنزین نمی باشد

1. Vadud
2. Kwon and Lee

هاکس دوتیر[1] (۲۰۱۰) در تحقیق خویش با عنوان "اثرات تغییرات در قیمت‌ها و درآمد بر تقاضای خودرو و سوخت در کشور ایسلند" به تخمین اثرات تغییرات در درآمد، قیمت‌های خودرو و قیمت بنزین بر تقاضای بنزین و تقاضای خودروی جدید در کشور ایسلند با استفاده از مدل‌های تقاضا (مدل برگشت‌پذیر و مدل برگشت‌ناپذیر) طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۸۲ پرداخت. نتایج حاصل از مدل برگشت‌پذیر نشان داد که تغییرات در درآمد و قیمت‌های خودرو اثرات قابل ملاحظه‌ای بر تعداد خوردوها و تقاضای خودروی جدید در کشور ایسلند دارند. از این رو می‌توان ادعا کرد که مالیات‌ها و هزینه‌های اضافی بر روی خودرو می‌توانند تاثیر درخور توجهی بر انتخاب مصرف‌کنندگان هنگام خرید خودروی جدید داشته باشند. نتایج به دست آمده از مدل برگشت‌ناپذیر نیز نشان داد که مصرف‌کنندگان به تغییرات در قیمت بنزین واکنش یکسانی نشان نمی‌دهند، به طوری که مصرف‌کنندگان به افزایش قیمت بنزین نسبت به کاهش آن واکنش بیشتری از خود نشان می‌دهند. به عبارت دیگر اثرات تغییر قیمت و درآمد بر تقاضای خودرو در کشور ایسلند نامتقارن است.

گتلی و هانتینگتون (۲۰۰۲) در تحقیقی با عنوان "اثرات نامتقارن تغییرات در قیمت و درآمد بر تقاضای انرژی و نفت" به بررسی وضعیت انرژی کشورهای OECD با استفاده از الگوهای استاندارد تقاضا، طی دوره ۱۹۹۷-۱۹۷۱ پرداختند. کشش‌های درآمدی بلند مدت 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 یا ۰/۶، ۱ و ۰/۵ به دست آمد. نتایج بدست 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 ناست؛

1. Houksdottir

ج) سرعت تعدیل تقاضا نسبت به تغییرات در درآمد بیشتر از سرعت تعدیل در زمانی که قیمت‌ها تغییر می‌یابند، است .

نوآوری مطالعه حاظر 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 خانگی برای سالهای ۹۱-۱۳۷۰ می‌پردازیم و در نهایت به دنبال تخمین تابع تقاضایی برای گاز طبیعی در بخش خانگی با توجه به این تقارن یا عدم تقارن هستیم که بدین منظور از مدل کویک استفاده می‌شود. همچنین در این مطالعه کشش‌های کوتاه مدت و بلندمدت قیمتی و درآمدی تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی برآورد خواهد شد.

۴- تصریح مدل و تعیین متغیرها

از آنجا که در اینجا بحث ما محدود به بخش تقاضا و چگونگی تاثیر تغییرات قیمت گاز طبیعی و درآمد بر آن است، لذا در این مطالعه نحوه رسیدن به معادلات تقلیل یافته تقاضا برای گاز طبیعی در کشور ایران (مربوط به بخش خانگی) مورد بررسی قرار می‌گیرد. ساده ترین 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.

$$D_t = k + \gamma Y_t \qquad (۵)$$

تشخیص دیگری از تابع تقاضا که درآمد دائمی را تعیین کننده تقاضا می‌داند، درآمد دوره‌های قبل را با این فرض که تاثیر آنها با فاصله گرفتن از دوره حال تنزل می‌یابد در تابع تقاضا وارد می‌کند.

$$D_t = k + \gamma Y_t + \gamma\theta Y_{t-1} + \gamma\theta^2 Y_{t-2} + \cdots \qquad (۶)$$

این تابع مصرف یک معادله کویک با تاخیر است که مصرف دوره قبل را نیز شامل می‌شود. زیرا چنانکه تابع تقاضای دوره قبل را با یک دوره تاخیر نوشته و دو تابع مصرف را از هم کسر کنیم نتیجه تابع مصرف با متغیرهای درآمد دوره حاضر و مصرف دوره قبل خواهد بود.

$$D_{t-1} = k + \gamma Y_{t-1} + \gamma\theta Y_{t-2} + \gamma\theta^2 Y_{t-3} + \cdots$$
$$D_t - D_{t-1} = (k-k) + \gamma Y_t + (\theta-1)\gamma Y_{t-1} + (\theta-1)\gamma\theta^2 Y_{t-2} + \cdots$$
$$= \gamma Y_t + (\theta-1)[\gamma Y_{t-1} + \gamma\theta Y_{t-1} + \gamma\theta^2 Y_{t-2} + \cdots]$$
$$= \gamma Y_t + (\theta-1)[D_{t-1} - k]$$
$$D_t = \acute{k} + \gamma Y_t + \theta D_{t-1}$$

انتظار داریم که ضریب متغیر مصرف با تاخیر زمانی، کمیتی بین یک و صفر باشد. در واقع (1-θ) را می‌توان سرعت تطبیق مصرف به تغییرات درآمد دانست. این کمیت می‌تواند بین تطبیق آنی مصرف به تغییرات درآمد یعنی هنگامی که (θ=0) تا هنگامی که تطبیق بسیار کند است یعنی زمانی که θ به یک میل می‌کند، تغییر کند.

از آنجا که گاز طبیعی به عنوان یک حامل انرژی دارای قیمتی است که تغییرات آن نسبت به قیمت سایر کالاها بر تقاضا برای آن موثر است؛ تابع تقاضا را می‌توان با اضافه کردن متغیر قیمت گاز طبیعی کامل‌تر کرد.

$$D_t = k' + \beta P_t + \gamma Y_t + \theta D_{t-} \qquad (۸)$$

این مفهوم تابع تقاضا به طور ضمنی فرض می‌کند که اثر قیمت بر تقاضا به تدریج و به طور هندسی با همان نرخی صورت می‌گیرد که درآمد دوره‌های قبل بر تقاضا اثر می‌گذارد. به عبارت دیگر سرعت تطبیق تقاضا به تغییرات قیمت و درآمد یکسان است. اما ملاحظات نظری و مطالعات کاربردی نشان داده‌اند که ضرورتا این طور نیست و ممکن است سرعت تطبیق تقاضا به تغییرات قیمت با سرعت تطبیق آن به تغییرات درآمد متفاوت باشد. بدین منظور می‌توان مفهوم زیر را برای مدل در نظر گرفت که در آن سرعت تطبیق تقاضا برای تغییرات درآمد و قیمت متفاوت است.

$$D_t = k + \beta P_t + \beta\theta_p P_{t-1} + \beta\theta_p^2 P_{t-2} + \cdots + \gamma Y_t + \gamma\theta_y Y_{t-1} + \gamma\theta_{t-2}^2 y_{t-2} + ..$$
$$D_t = \acute{k} + (1-\theta_p) * (1-\theta_y) + (\theta_p + \theta_y) D_{t-1} + \beta P_t$$
$$\ldots\ldots\ldots\ldots - \theta_y\beta P_{t-1} + \gamma Y_t - \theta_p\gamma Y_{t-1} \qquad (۹)$$

حال برای آزمون فرضیه‌های عدم تقارن اثرات قیمتی و درآمدی تابع تقاضا برای گاز طبیعی، لازم است سری زمانی قیمت گاز طبیعی و نیز درآمد کشور ایران تجزیه شود. در این روش قیمت واقعی گاز طبیعی در بخش خانگی به سه سری زمانی تجمعی قیمت تجزیه می‌شود. سری تجمعی فزاینده قیمت حداکثر نشان دهنده بالاترین قیمت در دوره مورد

مطالعه است؛ سری تجمعی کاهنده نیز کاهش‌های قیمت در دوره مورد بررسی را تجمیع می‌کند و سری زمانی بهبود قیمت که افزایش‌های کمتر از قیمت حداکثری را تجمیع می‌کند. بنابراین قیمت گاز طبیعی در بخش خانگی در مدل به صورت زیر تجزیه می‌شود:

$$P_t = P_{max,t} + P_{cut,t} + P_{rec,t} \qquad (۱۰)$$

که در آن:

P_1 (لگاریتم) قیمت واقعی گاز طبیعی در بخش خانگی (قیمت اسمی گاز طبیعی تقسیم بر شاخص CPI)

P_{max} افزایش تجمعی در (لگاریتم) حداکثر قیمتهای گاز طبیعی در بخش خانگی در دوره مورد مطالعه؛ متغیر افزایشی یکنواخت (از روش $P_t^{max} = \max(P_0,\dots P_t)$ گردیده است.)

P_{cut} کاهش تجمعی (لگاریتم) قیمت گاز طبیعی در بخش خانگی در دوره مورد مطالعه؛ متغیر کاهشی یکنواخت

P_{rec} افزایش تجمعی قیمت گاز طبیعی زیر حداکثر قیمت (لگاریتم)؛ متغیر یکنواخت غیر کاهشی

با لحاظ این سه جزء قیمت گاز طبیعی در مدل می‌توان عدم تقارن اثر قیمتی گاز طبیعی بر تقاضای آن را مورد سنجش قرار داد.

برای آزمون نامتقارن بودن اثر درآمدی بر تقاضا برای گاز طبیعی مشابه مورد قیمت، سری زمانی متغیر درآمد کشور ایران را می‌توان به اجزای سه گانه: درآمد حداکثری در دوره مورد مطالعه؛ سری زمانی تجمعی کاهش درآمدها و سری زمانی افزایش درآمدها پایین تر از درآمد حداکثری؛ تجزیه کرد. در این صورت متغیر درآمد را در مدل تقاضا می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$Y_t = Y_{max,t} + Y_{cut,t} + Y_{rec,t} \qquad (۱۱)$$

در این معادله:

Y_1(لگاریتم) درآمد سرانه در سال پایه (۱۳۸۳)

Y_{max}افزایش تجمعی (لگاریتم) درآمد سرانه؛ متغیر یکنواخت غیر کاهشی

Y_{cut} کاهش تجمعی (لگاریتم) درآمد سرانه؛ متغیر یکنواخت غیر افزایشی

Y_{rec}افزایش تجمعی، زیر حداکثر؛ درآمد سرانه، متغیر یکنواخت غیر کاهشی است.

با جایگزینی سری‌های زمانی قیمت (معادله ۱۰) و درآمد (معادله ۱۱) تجزیه شده در تابع تقاضا(معادله ۹) و مرتب کردن آن عبارتها خواهیم داشت:

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

(۱۲)

نکته‌ای که از نظر اقتصاد سنجی در مورد مدل تقاضا (۱۲) 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 ذیربط می‌توان معادل یک مدل اتورگرسیون با وقفه‌های توزیع شده از درجه مناسب دانست. همچنین مطابق با نظریه پسران و شین (۱۹۹۷) که ضرایب برآورد شده الگوهای با وقفه‌های توزیع شده چه هنگامی که همه سری‌های زمانی الگو هم انباشت از درجه صفر بوده و یا برخی از آنها هم انباشت از درجه یک بوده 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 (عسلی، ۱۳۸۶، ص ۹۰).

۵- نتایج تجربی

۵-۱- آزمون پایایی متغیرها

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

استفاده از روش برآوردی OLS بر این فرض استوار است که متغیرهای سری زمانی

مورد استفاده پایا (مانا) هستند. از این رو قبل از به کارگیری متغیرها در مدل باید نسبت به پایایی یا ناپایایی آنها اطمینان حاصل کرد. برای شناسایی سری زمانی پایا از سری زمانی ناپایا از آزمونهای متفاوتی از جمله آزمونهای ریشه واحد استفاده می‌شود (نوفرستی، ۱۳۹۱). نتایج آزمون پایایی برای متغیرهای الگو با استفاده از نرم افزار Eviews۷ به شرح زیر است. همان طور 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.)

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها در بخش خانگی

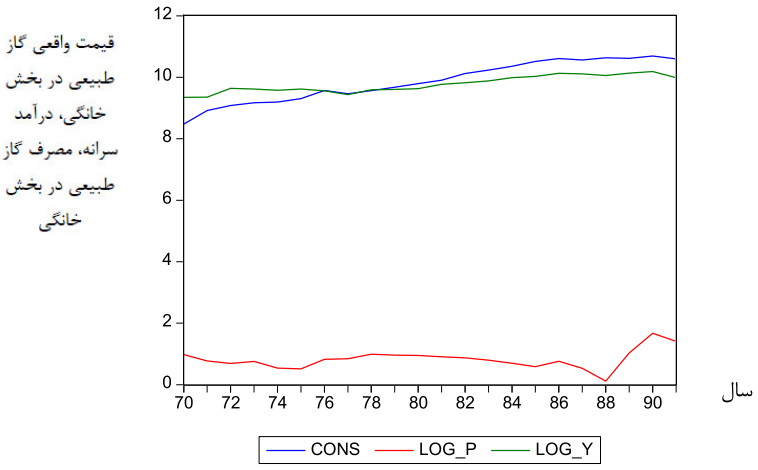
متغیر	مقدار آماره دیکی – فولر تعمیم یافته	مقدار بحرانی	سطح اطمینان	نتیجه
لگاریتم تقاضای گاز طبیعی	-۳/۶۴	-۲/۲۳	۹۵ درصد	ناپایا
تفاضل مرتبه اول لگاریتم تقاضای گاز طبیعی	-۳/۶۶	-۵/۲۸	۹۵ درصد	پایا
لگاریتم درآمد سرانه	-۳/۷۱	-۳/۶۲	۹۵ درصد	پایا
لگاریتم قیمت واقعی گاز طبیعی	-۳/۳۲	-۳/۶۶	۹۵ درصد	ناپایا
تفاضل لگاریتم قیمت واقعی گاز طبیعی	-۵/۰۴	-۳/۶۷	۹۵ درصد	پایا

مأخذ: محاسبات تحقیق

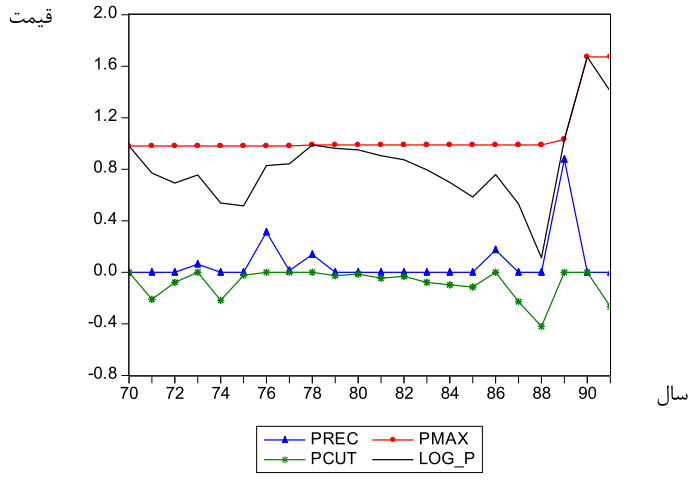
۵-۲- برآورد الگو

در نمودارهای زیر تغییرات لگاریتم درآمد سرانه و لگاریتم مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی و نیز لگاریتم قیمت واقعی گاز طبیعی در بخش خانگی نشان داده شده است. در ضمن تجزیه درآمد به سه جزء به روشی که قبلاً مورد بحث قرار گرفت و رابطه تصحیح

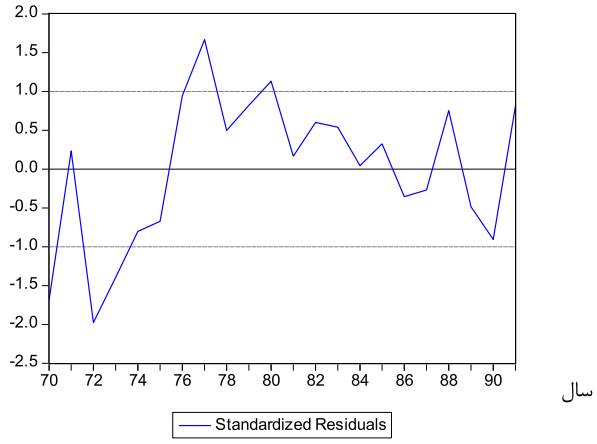
خطای سریهای زمانی قیمت واقعی گاز طبیعی، مصرف گاز طبیعی و درآمد سرانه در بخش خانگی مشخص شده است.



نمودار ۱- لگاریتم طبیعی قیمت واقعی گاز طبیعی، درآمد سرانه و مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی (۱۳۷۰-۹۱)



نمودار ۲- (لگاریتم) تفکیک قیمت واقعی گاز طبیعی در بخش خانگی (۱۳۷۰-۹۱)



نمودار ۳- سازوکار تصحیح خطا میان تقاضای گاز طبیعی، درآمد سرانه و قیمت واقعی گاز طبیعی در بخش خانگی (۹۱-۱۳۷۰)

با توجه به مباحث بالا ضرایب مدل عمومی (۱۲) را با داده‌های آماری موجود به روش حداقل مربعات برای بخش خانگی تخمین می‌زنیم. نتیجه برآورد به صورت زیر داده شده است:

$$D_t = \underset{(-0/17)}{-0/54} + \underset{(2/04)}{0/93}\, D_{t-1} + \underset{(0/06)}{0/03} D_{t-1} + \underset{(2/04)}{1/36}\, P_{max,t} + \underset{(1/02)}{0/28}\, P_{cut,t} - \underset{(-0/79)}{0/17}\, P_{rec,t}$$
$$+ \underset{(0/75)}{0/39} Y_{max,t} - \underset{(-0/95)}{1/47} Y_{cut,t} + \underset{(-0/128)}{0/22} Y_{rec,t} - \underset{(-2/2)}{2/07}\, P_{max,t-1} + \underset{(-0/57)}{0/18}\, P_{cut,t-1} - \underset{(-2/32)}{1/19}\, P_{rec,t-1}$$
$$- \underset{(-0.4)}{0.21} Y_{max,t-1} + \underset{(0/12)}{0/37} Y_{cut,t-1} + \underset{(1/41)}{1/16} Y_{rec,t-1}$$

(۱۳)

$R^2 = 0/996$ $R^2_{Adj} = 0/985$

$F - Statistic = 91/36$ $Prob(F - Statistic) = 0/000064$

آماره‌های داخل پرانتز نشانگر آماره t می‌باشند. بر طبق این برآورد، برخی از متغیرها به لحاظ معناداری بر میزان مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی تاثیر ندارد. ولی در کل مطابق آماره F کل رگرسیون معنادار بوده و این در حالتی است که آماره‌های t انفرادی همه متغیرها معنادار نیست. این یکی از نشانه‌های همخطی است، که آماره‌های t انفرادی

ضرایب فاقد معناداری ولی آماره F کلی معنادار است. به همین خاطر با حذف متغیرهایی که با هم همبستگی بالایی دارند، به تخمین زیر دست می‌یابیم:

$$D_t = \underset{(2/72)}{0/41}\, D_{t-2} + \underset{(4/64)}{1/03}\, Y_{max} - \underset{(-3/45)}{0/48}\, P_{max,\,t-1} - \underset{(-1/8)}{0/46}\, Y_{max,\,t-1} + \underset{(2/24)}{1/24}\, Y_{cut,\,t-1} + \underset{(2/91)}{0/23}\, pb(-1) \qquad (۱۴)$$

$R^2 = 0/991$ $\qquad R^2_{Adj} = 0/987$

$F - Statistic = 170/81$ $\qquad Prob(F - Statistic) = 0$

آماره‌های داخل پرانتز نشانگر آماره t می‌باشند. در این تخمین، تمامی متغیرهای الگوی رگرسیونی جدید معنادار هستند. متغیر pb(-1)نشان دهنده قیمت واقعی برق با یک دوره تاخیر است که تاثیر آن نیز از نظر آماری تایید شده است (چون برق در بخش خانگی جانشینی برای گاز طبیعی است لذا قیمت آن نیز وارد مدل گردید). از سری‌های سه گانه قیمت و درآمد فقط درآمد ماکزیمم بر میزان تقاضا برای گاز طبیعی در بخش خانگی تاثیر قابل توجه دارد. 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 و این برابری رد نشد که بیانگر **عدم** وجود اثرات نامتقارن تغییرات قیمت و درآمد بر مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی در دوره مورد بررسی در این مطالعه است که نتایج این آزمون به صورت جدول زیر ذکر شده است. علت این امر را می‌توان از این منظر بیان کرد که در سال‌های ۹۱-۱۳۷۰، به خصوص در سال‌های ۹۱-۱۳۸۹ ما با شوک قیمتی ناشی از هدفمندی یارانه‌ها مواجه بودیم، لذا به آن صورت با کاهش قیمتی بعد از این سال‌ها مواجه نبوده‌ایم که بتواند آثار نامتقارن را نشان دهد. بنابراین نتایج حاصل از آزمون والد نشان می‌دهد که آثار تغییرات قیمت گاز طبیعی بر مصرف آن در این دوره متقارن است.

جدول ۲- آزمون والد برای بخش خانگی

برابری ضرایب	آماره F	p-Value
$\alpha_{pmax} = \alpha_{pcut} = \alpha_{prec}$	۲/۱۳	۰/۲۱۴۵
$\alpha_{ymax} = \alpha_{ycut} = \alpha_{yrec}$	۰/۹۶	۰/۴۴۱۹

مأخذ: محاسبات محقق

با توجه به ضرایب برآورد شده ناشی از برازش در رابطه (۱۴)، کشش قیمتی و درآمدی تقاضا برای گاز طبیعی در بلندمدت و نیز پارامترهای سرعت تطبیق مجدد تقاضا به تغییرات درآمد سرانه و قیمت واقعی گاز طبیعی در بخش خانگی و در دوره مورد بحث به شرح زیر خواهد بود:

کشش قیمتی تقاضای کوتاه مدت: ε_p = - 0/48

کشش درآمدی تقاضای کوتاه مدت: γ_p = 1/03

ضریب درآمدی وقفه دار $\theta_p\gamma_p$ = -0/46

θ_p = 0/45 $\rightarrow$ (1-θ_p)= 0/55

θ_p * θ_y = 0/41 $\rightarrow$ θ_y = 0/91 $\rightarrow$ (1-θ_y)= 0/09

کشش قیمتی تقاضای بلندمدت: $\varepsilon_{p,l} = \frac{\varepsilon m}{1-\theta p}$ = (-0.48/0.55)= - 0/87

کشش درآمدی بلندمدت: $\varepsilon_{y,l} = \frac{\gamma m}{1-\theta y}$ = (1.03/0.09)= 11.44

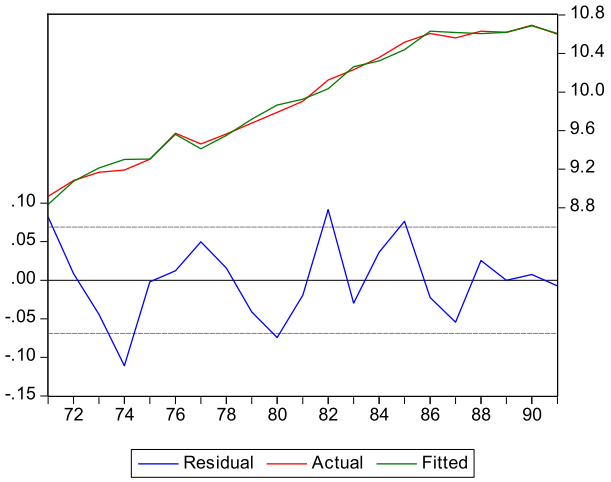
بنابراین براساس محاسبات ارایه شده در بالا و با استفاده از ضرایب برآورد شده الگوی اقتصادسنجی ضریب کشش قیمتی و درآمدی تقاضا برای گاز طبیعی در بلندمدت برای بخش خانگی در دوره مورد مطالعه به ترتیب ۰.۸۷- و ۱۱.۴۴ است. همچنین سرعت تطبیق تقاضا به تغییرات قیمت گاز طبیعی و درآمد سرانه به ترتیب ۰/۵۵ و ۰/۰۹ است، بنابراین سرعت تطبیق تقاضا به تغییرات قیمت گاز طبیعی نسبت درآمد سرانه بیشتر است.

کشش درآمدی کوتاه مدت تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی برابر با ۱.۰۳ محاسبه گردیده است و بدان معناست که در صورت افزایش در تولید ناخالص داخلی میزان تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی در کوتاه‌مدت افزایش خواهد یافت، پس تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی نسبت به درآمد نسبتا با کشش است. در بلندمدت کشش درآمدی تقاضای گاز طبیعی حدود ۱۱.۴۴ است که بیانگر این است که در بلندمدت تقاضای گاز طبیعی نسبت به تغییرات درآمد پرکشش تر نیز خواهد شد.

همچنین کشش قیمتی تقاضای کوتاه مدت گاز طبیعی برابر با ۰/۴۸- بدست آمده است. بعبارت دیگر با یک درصد افزایش در قیمت گاز طبیعی در بخش خانگی، تقاضا در این بخش صرفاً به میزان ۴۸ درصد کاهش خواهد یافت و لذا می‌توان نتیجه گرفت که تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی نسبت به قیمت کم کشش بوده و تغییرات قیمت تأثیر

زیادی بر میزان تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی نخواهد داشت و می‌توان گفت به نوعی تغییرات تقاضا در بخش خانگی در سال‌های مورد بررسی به تغییرات قیمت گاز طبیعی در این بخش حساس نبوده است. همچنین کشش قیمتی تقاضای گاز طبیعی در بلندمدت برابر با ۰/۸۷- به دست آمد که می‌توان گفت تقاضای گاز طبیعی در بلندمدت نسبت به کوتاه مدت به تغییرات قیمت حساس‌تر است.

نمودار (۵) مقادیر واقعی و برازش شده حاصل از معادله تقاضای گاز طبیعی و همچنین مقادیر پسماندها را برای بخش خانگی نشان می‌دهد. همانگونه که ملاحظه می‌گردد برازش مدل در دوره مورد نظر مناسب بوده و می‌توان از تابع تقاضای برازش شده در پیش‌بینی استفاده کرد.



نمودار ۵- مقایسه مقادیر واقعی و برازش شده و میزان انحراف آنها (پسماندها) تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی ۹۱-۱۳۷۰

۶- نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

پدیده بازگشت‌پذیری ناکامل اثر قیمتی بر تقاضا برای حامل‌های انرژی مثل نفت به طور

گسترده توسط اقتصاددانان انرژی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. و نشان داده شده که قیمت‌های بالاتر حامل‌های انرژی در کوتاه مدت موجب استفاده کمتر از وسایل نقلیه و تجهیزات صنعتی انرژی‌بر خواهد شد و در بلند مدت نیز انتظار می‌رود سرمایه گذاری بر روی وسایل نقلیه و تجهیزات کارخانه‌ای با کارایی بهتر، که شدت مصرف سوخت را کاهش دهد، بیشتر انجام گیرد. حال هنگامی که قیمت حامل‌های انرژی پایین می‌آید، انتظار می‌رود که عکس العمل مصرف کنندگان، مصرف را افزایش دهند. اما نکته مهم آن است که این افزایش به لحاظ قدرمطلقی، معادل کاهش مصرف در حالت افزایش قیمت‌ها نیست. زیرا که بهینه سازی وسایل نقلیه و تجهیزات صنعتی هزینه زیادی داشته و اگر قیمت حامل‌های انرژی کاهش یابد، دلیلی ندارد که از وسایل نقلیه و تجهیزات پرمصرف قبلی استفاده شود، هرچند که ممکن است کاهش نسبی هزینه انرژی موجب استفاده بیشتر از وسایل نقلیه و تجهیزات صنعتی شود. در هرحال اثرات تغییرات قیمت حامل‌های انرژی بر تقاضا می‌تواند کاملا متفاوت و نامتقارن باشد.

در این تحقیق به منظور انجام آزمون فرضیه مورد نظر مبنی بر نامتقارن بودن تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی، از روشی موسوم به تجزیه قیمت گاز طبیعی به منظور انتخاب مناسب‌ترین تصریح جهت تبیین رفتار تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی استفاده شده است. نتایج حاصله از این روش نشانگر عدم وجود تأثیرات نامتقارن افزایش و کاهش قیمت واقعی گاز طبیعی بر تقاضای آن در دوره مورد بررسی در این مطالعه است. همچنین فرضیه بازگشت ناپذیری کامل اثرات درآمدی بر میزان تقاضای گاز طبیعی نیز در دوره مورد بررسی، مورد تایید قرار نگرفت. این الگوها همچنین ضرایب کشش قیمتی و درآمدی و نیز سرعت تطبیق مجدد تقاضا به شوک‌های قیمت گاز طبیعی و درآمد را تخمین زدند که ابزار مناسبی برای تحلیل تقاضا برای گاز طبیعی در بخش خانگی را در اختیار ما قرار می‌دهد.

کشش درآمدی کوتاه مدت تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی برابر با ۱.۰۳ به دست آمد که بیانگر این است که در صورت تغییر یک درصد درآمد سرانه، میزان تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی در کوتاه مدت در حدود صد در صد تغییر خواهد

یافت. همچنین ضریب کشش قیمتی کوتاه مدت تقاضای گاز طبیعی برابر با ۰/۴۸- بدست آمد. به عبارت دیگر با یک درصد افزایش در قیمت گاز طبیعی در بخش خانگی صرفاً میزان تقاضای گاز طبیعی ۰/۴۸ درصد کاهش خواهد یافت و لذا می‌توان بیان کرد که تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی در کوتاه مدت نسبت به قیمت کم‌کشش بوده و تغییرات قیمت تأثیر زیادی بر میزان تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی نخواهد داشت.

لذا به عنوان **توصیه سیاستی** می‌توان گفت، از آنجایی که گاز طبیعی برای بخش خانگی یک کالای ضروری محسوب می‌شود، این بخش ناگزیر از حداقل مصرف برای پخت و پز، گرمایش و غیره است و در اکثر موارد کاهش مصرف گاز طبیعی به معنی چیزی جز افت سطح زندگی و رفاه و در نتیجه بروز ناهنجاری‌های متعدد بهداشتی یا فرهنگی و اجتماعی و بالاخره گسترش نارضایتی در میان مردم نیست. بنابراین طبیعی است که مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی تابعی از قیمت آن و هزینه خانوار نباشد. لذا به نظر می‌رسد با توجه به عدم وجود آثار نامتقارن قیمت گاز طبیعی در مصرف آن، در راستای تلاش برای کاهش مصرف گاز طبیعی در این بخش و اهتمام به صرفه جویی، بهترین راه گسترش فرهنگ بهینه مصرف، فرهنگ سازی و ساخت تجهیزات کم مصرف گازسوز باشد چون استفاده از هربه قیمت تاثیر زیادی بر کاهش مصرف خانوارها نخواهد داشت.

منابع

- آذربایجانی، کریم، شریفی، علیمراد و عبدالناصر شجاعی (۱۳۸۶)، "تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور"؛ *مجله توسعه و سرمایه*، سال اول، شماره ۱، ص‌ص ۷۰-۴۷.
- آرمن، سید عزیز و روح الله زارع (۱۳۸۴)، "بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۴۶"؛ *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هفتم، شماره ۲۴.
- ابریشمی، حمید، نوری، مهدی و امیر دودابی نژاد (۱۳۸۹)، "رابطه قیمت و بهره‌وری انرژی در ایران: بررسی تجربی هم‌انباشتگی نامتقارن"؛ *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال هجدهم*، شماره ۵۵، ص‌ص ۲۲-۵.

- اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به نشانیwww.tsd.cbi.ir
- امامی میبدی، علی، محمدی، تیمور و محمد هادی سلطان العلمایی (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، ص‌ص ۴۱-۲۳.
- بابازاده، محمد، قدیمی دیزج، خلیل و وحید قربانی (۱۳۹۳)، "برآورد تابع تقاضای کوتاه مدت و بلند مدت گاز طبیعی بخش خانگی"؛ *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال هشتم، شماره ۱، ص‌ص ۱۱۳-۱۰۱.
- حاج ملاعلی‌کنی، علیرضا، عباسپور، مجید و زهرا عابدی (۱۳۹۲)، "برآورد تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی و تجاری ایران: رویکرد مدلسازی غیرخطی"؛ *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، سال چهارم، شماره ۱۲، ص‌ص ۷۵-۵۹.
- عسلی، مهدی (۱۳۸۶)، "نامتقارن بودن عکس‌العمل تقاضا برای نفت نسبت به تغییرات درآمد و قیمت نفت: مقایسه چین و کشورهای توسعه‌یافته طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۷۰"؛ *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال چهارم، شماره ۱۴.
- فلاحی، فیروز و عبدالرحیم هاشمی دیزج (۱۳۸۹)، "رابطه ی علیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ"؛ *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال هفتم، شماره ۲۶،ص‌ص ۱۵۲-۱۳۱.
- لطفعلی پور، محمد رضا و احمد باقری (۱۳۸۲)، "تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی مصارف خانگی در شهر تهران"؛ *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۱۶، صص ۱۵۱-۱۳۳.
- لطفعلی پور، محمد رضا و احمد لطفی (۱۳۸۳)، "بررسی و برآورد عوامل موثر بر تقاضای برق خانگی در استان خراسان"؛ *مجله دانش و توسعه*، شماره ۱۵، ص‌ص ۶۹-۴۷.
- نوفرستی، محمد (۱۳۹۱)، *ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی*؛ تهران، انتشارات درسا.
- وزارت نیرو (سالهای مختلف). معاونت انرژی، دفتر برنامه‌ریزی انرژی، ترازنامه انرژی کشور در سال‌های مختلف.

- Adeyemi, O., Hunt, L.C. (2006): "Modelling OECD industrial energy demand: Asymmetric price responses and energy-saving technical change", Surrey Energy Economics Centre, pp 1-31.
- Borenstein, S., Cameron, A.C. and Gilbert, R., (1997): "Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes?", *Quarterly Journal of Economics*, 112 , pp 305-339.
- Dargay, J.M., (1992): "Are price and income elasticities of demand constant?", Oxford Institute for Energy Studies EE 16, Oxford.
- Dargay, J. and D. Gately (1994): "Oil demand in the industrialized countries", *The Energy Journal*, Vol. 15.
- Gately, Dermot (1993): "The imperfect price reversibility of world oil demand", *The Energy Journal*, 14 (4), pp 163-82.
- Gately, D., Huntington, H.G.(2002): "The asymmetric effects of changes in price and income on energy and oil demand", *Energy Journal*, 23(2), pp 1-21.
- Griffin, J.M., Schulman C.T.(2005): "Price asymmetry in energy demand models: A proxy for energy-saving technical change?", *Energy Journal*, 26(2), pp 1-21.
- Hauksdottir, Porkatla (2010): "The effects of changes in prices and income on car and fuel demand in Iceland", Faculty of Mechanical Engineering, Industrial Engineering and Computer Sciences, University of Iceland.
- Jackson, W.E., (1997): "Market structure and the speed of price adjustment: Evidence of non-monotonicity", *Review of Industrial Organization*, 12, pp37-57.
- Karrenbrock, J.D., (1991): "The behavior of retail gasoline prices: symmetric or not?", *Federal Reserve Bank St. Louis Review*, 73, pp 19-29.
- Kwon, Yongjae, Lee, Jaimin (2014): "Asymmetric responses of highway travel demand to changes in fuel price: An explanation via fuel price uncertainty", Transportation Research Part A 63, pp 56-66.
- Neumark, D., and S. A. Sharpe, (1992): "Market structure and the nature of price rigidity: Evidence from the market for consumer deposits", *Quarterly Journal of Economics*, 107, pp 657-680.
- Peltzman S. (2000): "Prices rise faster than they fall", *Journal of Political Economy*, 108 (3), pp 466-502.
- Ryan, D.L., Plourde, A., (2002): "Smaller and smaller? The price responsiveness of non-transport oil demand", *Quart. Rev. Econ. Finance,* 42, pp 285–317.
- Wadud, Zia (2014): "The asymmetric effects of income and fuel price on air transport demand", Transportation Research Part A 65, pp 92-102.
- Wolffram, R., (1971): "Positivistic measures of aggregate supply elasticities: Some new approaches - some critical notes", Am. J. Agric. Econ. 53 (2), pp 356–359.

پیوست

آزمون تجمعی یوهانسون برای بخش خانگی

Date: 02/03/15 Time: 15:44
Sample (adjusted): 1372 1391
Included observations: 20 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
Series: CONS LOG_P LOG_Y
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.773343	38.59703	42.91525	0.1266
At most 1	0.263278	8.910672	25.87211	0.9629
At most 2	0.130632	2.799774	12.51798	0.8994

Trace 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 Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.773343	29.68636	25.82321	0.0147
At most 1	0.263278	6.110899	19.38704	0.9510
At most 2	0.130632	2.799774	12.51798	0.8994

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) 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'*S11*b=I):

CONS	LOG_P	LOG_Y	@TREND(71)
-6.289674	-5.613923	-5.757251	0.900043
0.160446	1.100808	-9.226566	0.268848

-8.705914	-0.082995	8.418776	0.430508

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(CONS)	0.021530	0.033563	0.014709
D(LOG_P)	0.253726	-0.026697	-0.007766
D(LOG_Y)	0.031907	0.035505	-0.016492

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 56.17296

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

CONS	LOG_P	LOG_Y	@TREND(71)
1.000000	0.892562	0.915350	-0.143098
	(0.12940)	(0.29517)	(0.01270)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(CONS)	-0.135417
	(0.12653)
D(LOG_P)	-1.595857
	(0.24108)
D(LOG_Y)	-0.200682
	(0.13750)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 59.22841