بررسی برآورد تابع تقاضای مصرف گازدر کشورهای مختلف توسعه یافته با استفاده از روش PANEL DATA

محمد خلیل‌زاده[1]، البرز حاجی خانی[2]

چکیده

بحران جهانی انرژی بخصوص در کشورهای توسعه یافته از یک جهت و موقعیت ژئوپلتیک منحصر بفرد و ذخایر سرشار گازی ایران از جهتی دیگر، توجه بیشتر به بررسی مصرف گاز طبیعی را ضروری می سازد. این بررسی مصرف و تقاضای گاز طبیعی به سیاست گذاران و برنامه ریزان کمک می‌کند تا در جهت تدارک امکانات و آماده‌سازی زیر ساخت‌های لازم در راستای سیاستگذاری‌های واقع بینانه‌تر قدم بردارند. در این مقاله تلاش شده با استفاده از عوامل مؤثر بر تقاضای گاز طبیعی به برآورد تابع تقاضای گاز طبیعی در کشورهای منتخب توسعه یافته به روش داده های تابلویی با استفاده

---

۱ . استادیار گروه مهندسی صنایع، دانشکده فنی و مهندسی، دانشگاه علوم و تحقیقات تهران

۲ . عضو هیأت علمی ، دانشگاه آزاد اسلامی واحد هیدج

از نرم‌افزارهای Eviews و Stata پرداخته شود. همچنین برای اطمینان از روش برآورد مدل و تأیید فرضیات روش داده های تابلویی، آزمون‌های لازم بر روی داده های مربوط به سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۲ میلادی انجام شده است. نتایج این تحقیق نشاندهنده آن است که افزایش قیمت گاز طبیعی در این کشورها اثر معناداری روی مصرف گاز نداشته است.

واژه گان کلیدی: مصرف گاز طبیعی، کشورهای توسعه یافته، قیمت گاز طبیعی، مدل PANEL DATA.

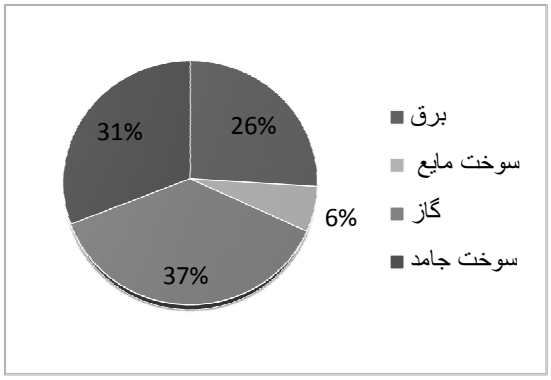
مقدمه

انرژی یکی از مهمترین نهادهای توسعه و یکی از عوامل اصلی تولید است. بسیاری از کشورهای توسعه یافته و پاره‌ای از کشورهای در حال توسعه سالهاست در مواجه با بحران انرژی، سیاست و راهکارهایی را در زمینه صیانت و صرفه‌جویی مصرف آن در دستور کار خود قرار داده‌اند (دهکردی ۲۰۰۸). سالهای گذشته بدنبال کاهش رشد اقتصادی صنعت جهانی، مصرف انرژی نیز از رشد کمی برخودار بوده و با افزایش قیمت حامل‌های انرژی، گاز با نوسانات قیمتی کمتری روبرو بوده است.

گاز طبیعی به دلایل مختلفی از جمله فراوانی پراکندگی آن در جهان، هزینه کمتر استخراج، قیمت مناسب و قابل رقابت گاز طبیعی با توجه به داشتن ارزش حرارتی بالا، آلایندگی کمتر محیط زیست و... مورد توجه کشورهای توسعه یافته و در حال حاضر حدود ۲۵ درصد انرژی جهان را تامین کرده و بر اساس گزارش انجمن جهانی انرژی حداقل تا سال۲۰۲۰ گاز طبیعی بعنوان بهترین سوخت جایگزین نفت خواهد بود (پیمان پاک۲۰۰۷).

شکل ۱ ساختار تقاضای انرژی را تا سال ۲۰۲۰در کشورهای اروپایی نشان می‌دهد.

شکل ۱ – ساختار تقاضای انرژی در کشورهای توسعه یافته تا سال ۲۰۲۰



بر اساس گزارش شرکت برتیش پترولیوم در سال ۲۰۱۲ پیرامون ذخایر گازی در جهان، ایران رتبه نخست کشورهای دارنده این ذخایر را دارا می‌باشد این در حالیست که مصرف انرژی نیز در ایران به ازای هر واحد تولید ناخالص داخلی ۳ برابر مقداری است که در کشورهای صنعتی و توسعه یافته مصرف می‌شود.

هدف پژوهش، برآورد تابع تقاضای مصرف گاز طبیعی در کشورهای توسعه یافته است. برای این منظور مطالعه بر روی کشورهای منتخب (آلمان، ایتالیا، اسپانیا و هلند) به روش داده های تابلویی در دوره‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۰ مورد استفاده قرار گرفته است.

۱- مرور ادبیات موضوع

رئیس زاده (۲۰۱۳) به بررسی تاثیر هدفمندسازی یارانه‌ها بر مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی تهران با استفاده از روش داده های تابلویی پرداخته است. وی اینگونه نتیجه‌گیری می‌کند که: گاز طبیعی در سبد مصرفی خانوارهای تهرانی یک کالای ضروری و بدون کشش است. مهرگان (۲۰۱۰) استفاده از روز درجه در برآورد تقاضای گازی طبیعی بخش خانگی ایران با روش داده های تابلویی را مورد بررسی قرار داده است. مهرگان نتیجه‌گیری خود را اینگونه بیان می‌کند : با توجه به سطح پایین قیمت گاز در این بخش، کمتر می‌توان آن را به تغییرات تکنولوژی ناشی از افزایش قیمت‌ها نسبت داد و ممکن است کم بودن مقدار برآورد شده‌ی این تغییرات ناشی از افزایش تعداد وسایل گاز سوز مورد استفاده خانوارها باشد. سالاری (۲۰۱۰) بررسی تاثیر هدفمندسازی یارانه‌ها به میزان مصرف گاز

طبیعی خانگی در شهرستان مشهد را مورد مطالعه قرار داده است. ایشان با استفاده از نرم افزار EVIEWS و با روش حداقل مربعات معمول (OLS)[1] این تخمین را انجام داده است. داده‌های وی مربوط به سری زمانی سال‌های ۲۰۰۹ – ۲۰۰۵ می باشد. سالاری اینگونه نتیجه گرفته است که کشش قیمتی تقاضا پس از اعمال این طرح حدود ۲۰ برابر بیشتر شده اما کشش در آمدی ۹ برابر کمتر شده است که این امر دلالت بر موفقیت آمیز بودن این طرح در کاهش مصرف گاز طبیعی است.

جوتز (۲۰۰۹) به برآورد تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی آمریکا پرداخته است. وی چنین نتیجه می‌گیرد که واکنش خانوارها در کوتاه مدت به افزایش قیمت گاز طبیعی، تغییر استفاده از وسایل گاز سوز است. یعنی تغییر سهم گاز طبیعی در سبد مصرفی انرژی است اما در بلندمدت خانه وار تعداد و کارایی وسایل گاز سوز و نیز راندمان حرارتی ساختمان تغییر خواهد داد. کشاورز حداد (۲۰۰۷) برای تقاضای گاز طبیعی خانگی و تجاری در ایران را مود مطالعه قرار داده است. روش نامبرده در این مطالعه مدل ساختار زمانی (STSM)[2] بوده است. وی اینگونه نتیجه‌گیری کرده است که: مولفه روند در میزان مصرف گاز طبیعی بخش خانگی و تجاری تاثیرگذار نیست ولی بقیه متغیرها یعنی قیمت گاز، درآمد و دما از نظر آماری معنادار هستند. همچنین وی با توجه به کشش قیمتی پائین، گاز طبیعی را کالای ضروری اعلام کرده است.

البرزی (۲۰۰۷) به بررسی تقاضای روزانه و ماهانه مصرف گاز شهر تهران پرداخته است. روش مورد استفاده وی شبکه های عصبی (الگوریتم پس از انتشار خطا) بوده است. نتیجه‌گیری نشان دهنده این است که درجه موثر روز در تخمین ماهانه و دمای موثر روز و میزان ابرناکی، بارندگی و سرعت باد در تخمین گاز طبیعی شهر تهران موثر بوده است. کبودان (۲۰۰۴) با استفاده از داده‌های ۲۰۰۱ – ۱۹۸۹ به برآورد تقاضای فصلی انواع حامل‌های انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی پرداخته است. او در مطالعه خود تقاضای فصلی گاز طبیعی در بخش خانگی این کشور را تابعی از قیمت گاز طبیعی، قیمت برق، درآمد شخصی قابل تصرف و متغیرهای روز درجه گرمایش و روز درجه سرمایش به عنوان نماینده تغییرات دما در نظر گرفته است. در مدل او بجز روز درجه سرمایش، سایر متغیرها به لحاظ آماری اثرمعناداری بر تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی داشته‌اند. زانوتی (۲۰۰۴) بمنظور نشان دادن رفتار غیرخطی تقاضای گاز نسبت به تغییرات دما از معیار روز درجه گرمایش در تخمین گاز طبیعی کشور ایتالیا استفاده کرده است. زانوتی اینگونه نتیجه گرفته که علاوه بر اهمیت متغیرهای آب و هوایی در برآورد گاز طبیعی، سایر متغیرها نظیر رطوبت، بارندگی و فشار هوا نیز موثر است. آماتو

1 Ordinary Least Squares
2 Structure time series model

(۲۰۰۴) به بررسی واکنش تقاضای انرژی به دما و الزامات تغییرات آب و هوا بـر روی ۱۷ ناحیـه کرانـه دریای شرق ایالات متحده آمریکا پرداخته است. نتیجـه گیـری آمـاتو نشـان مـی‌دهـد کـه حساسـیت تقاضای انرژی به تغییرات آب و هوا در مناطق مختلف متفاوت است. لطفی پور (۲۰۰۳) تـابع تقاضـای گاز طبیعی مصارف خانگی شهر تهران را با استفاده از داده‌های فصلی سـال‌هـای ۱۹۹۹- ۱۹۹۵ بـه دو روش الگوی خطی و لگاریتمی برآورد کرده است. متغیرهای مورد استفاده در تابع تقاضا و تابع متوسط گاز طبیعی، قیمت گاز در دور قبل، درآمد سرانه، درجه حرارت و تعداد خانوار بوده است.

قشقایی (۲۰۰۱) به بررسی تقاضای حامل‌های انرژی در چهار بخش صـنعت و بازرگـانی، خـانگی، تجاری و کشاورزی پرداخته است.روش مورد استفاده قشقایی ARDL[1] و SUR[2] (رگرسـیون‌هـای به ظاهر نامرتبط) می باشد. وی اینگونه نتیجه می‌گیرد که اثرپذیری تقاضای انرژی در بخش صنعت از نظر ارزش افزوده تا قیمت انرژی بیشتر است. کلمنتس (۱۹۹۹) بـا بررسـی تقاضـای انـرژی در بخـش خانگی کشور انگلیس به روش هم انباشتگی و تصحیح خطا، نشان داد که حرکت کوتاه مـدت تقاضـای انرژی، بیشتر فصلی است. مزرعتی (۱۹۹۸) تقاضای حامل‌های انرژی در ایران را مورد بررسی قرار داده است. او از روش بردارهای خود رگرسیونی VAR[3] و بردارهـای خـود رگرسـیونی BVAR[4] اسـتفاده کرده است. وی اینگونه نتیجه‌گیری نموده است که برای کنترل مصرف گـاز طبیعـی از سیاسـت هـای غیر قیمتی استفاده نماید. زیرا سیاست‌های قیمتی در کاهش مصرف اثرگذار نیست.

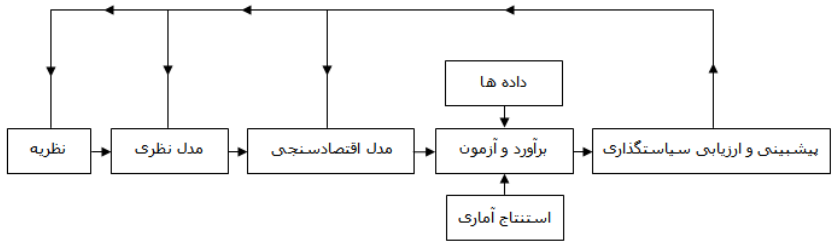
۲- روش تحقیق

پیش‌بینی و بررسی روند عرضه و تقاضا انرژی از طرق مختلف شـامل: روش‌هـای اقتصـاد سـنجی، اقتصاد خرد، تحلیل روند و... قابل انجام است. انتخاب هر یک از ایـن روشـها براسـاس اهـداف مطالعـه متفاوت می‌باشد. امروزه اقتصاد سـنجی بعنـوان ابـزاری کارآمـد بـرای آزمـون نظریـه‌هـا بکـار مـی‌رود (جاستون ۲۰۰۹).

شکل ۲ مراحل روش‌شناسی که عموماً در اقتصاد سنجی مورد استفاده قرار می‌گیرد را نشان مـی-دهد (سپانسو۱۹۸۶).

1 Autoregressive Distributed Lag Model
2 Seemingly Unrelated Regressions
3 Vector autoregressive model
[4] مدل سازی VAR با استفاده از متدلوژی بیزین به مدل خودتوضیح برداری بیزین یاBVAR شهرت یافت .

شکل۲-مراحل روش شناسی اقتصادسنجی



۳-۱- متغیرهای موثر

تبیین مصرف انرژی در کشورهای توسعه یافته و مقایسه آن با کشور ایران می‌تواند نقش بسزایی در تنظیم سیاست‌های اقتصادی کشور ایفا نماید. براساس بیشینه پژوهش قیمت واقعی گاز طبیعی، مصرف سرانه گاز طبیعی، قیمت واقعی برق و متغیرهای آب و هوایی روز درجه گرمایش متغیرهای موثری هستند که بر مصرف گاز طبیعی تاثیرگذار هستند.

۳-۲- داده‌های استفاده شده

این پژوهش با استفاده از داده‌های سالهای ۲۰۱۲-۱۹۹۰ میلادی انجام گردیده است با توجه به اهمیت دادها در برآورد صحیح، سعی شده اغلب داده‌ها از مراکز معتبر همانند شرکت ملی گاز، سازمان هواشناسی و...گرفته شود و تعداد مشاهدات ۸۸ می‌باشد. حجم وسیع داده‌ها و ضرورت پردازش آنها برای برآورد آمارهای توصیفی و پارامترهای مدل، از دلائل استفاده از نرم افزارهای Eviews و Stata می‌باشد.

۳-۳- مدل داده های تابلویی

امروزه استفاده از داده‌های تابلویی در مطالعات اقتصاد سنجی گسترش قابل ملاحظه‌ای یافته است. بطوریکه از داده‌های تابلویی می‌توان برای مواردی که نمی‌توان مسائل را صرفاً بصورت سری زمانی یا برش‌های مقطعی بررسی کرد، بهره گرفت. از جمله مزایای داده های تابلویی می‌توان به اطلاعات بیشتر، تنوع گسترده‌تر، تغییرپذیری بیشتر، هم خطی کمتر، درجه آزادی بالاتر و تورش پائین‌تر اشاره کرد. از طرفی نیز داده‌های ترکیبی روندهای گذشته متغیرها را در بر می‌گیرد و از نظر لحاظ کردن پویایی متغیرها، اطمینان حاصل می‌کند. این مقاله ضمن بررسی ساختار داده‌های

ترکیبی، کاربرد این نوع داده‌ها را در قالب یک مدل اقتصاد سنجی در بخش انرژی بررسی کرده و آزمون‌های مربوطه را تشریح می‌کند. همچنین در این بررسی، آزمون‌های ایستایی و هم‌جمعی داده-های ترکیبی که در اغلب تحقیقات کاربردی به ویژه مطالعات داخلی کمتر به آن پرداخته شده است، تشریح می‌شود.

در حالت کلی، مدل ذیل نشان دهنده یک مدل با داده‌های ترکیبی است:

$$Y_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=2}^{m} \beta_{kit} X_{kit} + e_{it} \quad (۱)$$

که در آن i=1,2,3,.....,n نشان دهنده واحدهای مقطعی و t=1,2,3,...,T نشان دهنده زمان می-باشد. همچنین Y_{it} متغیر وابسته برای i امین واحد مقطعی در سال t و X_{kit} نیز k امین متغیر مستقل غیرتصادفی برای i واحد مقطعی در سال t ام است.

فرض می‌شود جمله اخلال e_{it} دارای میانگین صفر، $E(e_{it}) = 0$ و واریانس $E(e_{it}^2) = \delta_e^2$ است. β_{kit} پارامترهای مجهول می‌باشد که واکنش متغیر وابسته نسبت به تغییرات k امین متغیر مستقل در i امین مقطع در زمان t را اندازه گیری می‌کند.

در حقیقت چیدمان مدل داده های تابلویی بیانگر آن است که متغیر خاص X_{kit}، مثلاً تولید ناخالص داخلی یک عامل مشترک برای تمام کشورها است که می‌تواند واریانس تقاضای گاز طبیعی آنها را توضیح دهد و برای هر کشور متفاوت و در طول زمان نیز تغییر می‌کند، اما یک اثر متوسط و مشترک بر تقاضای گاز طبیعی دارد که تلاش داریم این اثرات کل یا متوسط برآورد شود.

معرفی عرض از مبداء و فرضیات مختلف در مورد اثر متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته از طریق آنها، بر رویکردهای مختلف در برآورد مدل داده های تابلویی به وجود می‌آورد. برای درک درست‌تر فرض کنید مدل رگرسیونی به صورت زیر باشد:

$$Y_{1t} = \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

اکنون ساختار جمله اخلال برای جمله ی ε_{it} فرض می‌شود:

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + \gamma_{it} \quad (۳)$$

در اینجا فرض می‌شود γ_{it} و μ_i همبسته نباشند. جمله اول همان جمله مربوط به مقاطع است. اگر اینجا جمله اخلال دو بخش دارد: بخش اول، در میان مقاطع تغییر می‌کند، اما در طول زمان ثابت است. این بخش ممکن است با x همبسته باشد یا نباشد. بخش دوم، به طور غیرسیستماتیک (یا مستقل) در طول زمان و میان مقاطع تغییر می‌کند و فرض می‌شود با x همبسته نیست. به این ترتیب

می‌توان دریافت که دو مشاهده از یک مقطع نسبت به مشاهدات مربوط بـه دو مقطـع بـیش‌تـر شـبیه یکدیگرند. به عبارت دیگر:

- در مدل اثر ثابت : μ_i ها با x همبسته است .
- در مدل اثر تصادفی : μ_i ها با x همبسته نیست.

در حقیقت تفاوت دو مدل در این است که اثرات فردی با x وابسـته‌انـد یـا خیـر. بـه بیـان دیگـر رویکرد اثر ثابت، μ_i را جمله‌ای ثابت و مخصوص هر فرد یا مقطع در مدل رگرسیونی فرض می‌کند، اما در هر دوره‌ی زمانی، از این توزیع تصادفی μ_iها فقط یک رخداد به طور یکسـان در هـر دوره در مـدل رگرسونی وارد می‌شود. به عبارت دیگر، برای کـل دوره‌ی زمـانی، فقـط یـک μ_i وجـود دارد (مهرگـان ۲۰۰۷).

آزمون‌های تشخیصی در داده‌های تلفیقی و مراحل اعمال آزمون‌های مذکور در گـام‌هـای ۱ تـا ۵ آمده است:

به طور کلی مدل ذیل را برای تقاضای گاز طبیعی در کشورهای توسعه در نظر گرفته شده است:

$$\ln(NGC) = \alpha + \beta_1 \ln(GP) + \beta_1 \ln(EP) + \beta_2 \ln(HDD) + \beta_3 \ln(CDD) + \beta_{41} \ln(GDP) \quad (4)$$

- $Ln(NGC)_{it}$: لگاریتم مصرف سرانه گاز طبیعی در کشور i ام در زمان t
- $Ln(GP)_{it}$: لگاریتم قیمت واقعی گاز در کشور i ام در زمان t
- $Ln(EP)_{it}$: لگاریتم قیمت واقعی برق در کشور i ام در زمان t
- $Ln(HDD)_{it}$: لگاریتم روز درجه گرمایش در کشور i ام در زمان t
- $Ln(GDP)_{it}$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی در کشور i ام در زمان t

۳-۳-۱- آزمون مانایی در داده‌های تابلویی

چنانچه در یک تحلیل رگرسیونی، داده‌ها مانا نباشند در حالی که ضریب تعیین $R2$ بزرگ اسـت، مقادیر آماره‌ی ضرایب t بزرگ باشد ممکن است با اسـتنباط‌هـای غلـط در مـورد میـزان ارتبـاط بـین متغیرها روبرو شد که رگرسیون کاذب یا رگرسیونی ساختگی ایجاد شده است. آزمون‌های لیون، لـین و چو، بریتونیک و... برای این بررسی مورد استفاده قرار می‌گیرند (محمودی ۲۰۱۱).

جدول ۱ - نتایج حاصل از آزمون مانایی

متغیر	آزمون	آزمون مانایی متغیرها در سطح	
		احتمال	مقدار آماره
Ln(NGC)	LLC	0.07	-1.47
	IPS	0.28	-0.58
	AD-FISHER	0.43	8.05
	PP-FISHER	0.1	13.42
Ln(EP)	LLC	0.46	-0.11
	IPS	0.58	0.19
	AD-FISHER	0.74	5.16
	PP-FISHER	0.75	5.11
Ln(HDD	LLC	0.12	-1.17
	IPS	0.02	-1.97
	AD-FISHER	0.04	16.08
	PP-FISHER	0.00	28.70
Ln(GDP)	LLC	0.33	-0.45
	IPS	0.89	1.23
	AD-FISHER	0.97	2.33
	PP-FISHER	0.99	1.76
LN(GP)	LLC	0.54	0.11
	IPS	0.75	0.66
	AD-FISHER	0.85	4.1
	PP-FISHER	0.97	2.4

با توجه به آزمون لوین، لین و چاو (LLC) تمامی متغیرهای مدل به غیر از متغیرهای تولید ناخالص داخلی (GDP)، قیمت واقعی برق و قیمت واقعی گاز مانا می‌باشند، برای مانا کردن متغیرها از تفاضل‌گیری مرتبه اول استفاده می‌کنیم. نتایج نشان داد که پس از تفاضل‌گیری مرتبه اول متغیرهای نامانا، مانا می‌شوند، بنابراین از تفاضل مرتبه اول این متغیرها در مدل استفاده می‌کنیم.

۳-۳-۲- آزمون هم انباشتگی

در تحلیل های هم انباشتگی، وجود روابط بلند مدت اقتصادی آزمون و برآورد می‌شوند. ایده‌ی اصلی در تجزیه و تحلیل هم انباشتگی آن است که اگر چه بسیاری از سری‌های زمانی نامانا هستند اما ممکن است در بلند مدت ترکیب خطی متغیرها، مانا باشد و تجزیه و تحلیل‌های هم انباشتگی به ما کمک می‌کند که این رابطه تعادلی بلندمدت را آزمون و برآورد کنیم. در صورت اعتبار تئوری، ما انتظار داریم به رغم نامانا بودن متغیرها یک ترکیب خطی استاتیک از این متغیرها مانا و بدون روند تصادفی باشد در این صورت اعتبار نظریه‌ی مورد نظر زیر سوال می‌رود. به همین دلیل به طور گسترده از هم انباشتگی به منظور آزمون تئوری‌های اقتصادی و تخمین پارامترهای بلندمدت استفاده شده است (محمودی۲۰۱۱).

جدول ۲ - آزمون هم انباشتگی

آزمون	پدرونی	
	احتمال	مقدار آماره
Panel v- statistic	-2.3	.99
Panel rho- statistic	2.23	0.99
Panel pp - statistic	1.32	0.91
Panel Adf - statistic	1.82	0.97
Group rho- statistic	2.8	0.1
Group pp- statistic	1.53	0.94
Group Adf- statistic	1.58	0.94

Prob بالای ۵ درصد آزمون‌ها نشان دهنده آن است که متغیرهای مدل هم انباشته نیستند.

۳-۳-۳- آزمون تشخیص مدل

۳-۳-۳-۱- آزمون F- لیمر

از فروضات اصلی در استفاده از داده‌های پانل می‌باشند و قبل از آنکه بخواهیم از روش پانل استفاده کنیم باید این فروض و آزمون‌های مربوط را جهت اطمینان انجام داد:

نخست برای آنکه مشخص شود کدام یک از مدل‌های پول یا پانل (H1) برای آزمون فرضیه‌های پژوهش و تخمین مناسب‌ترند از آزمون F-لیمر استفاده می شود (عباسی نژاد ۲۰۰۰). این آزمون که به آزمون معنادار بودن اثرات ثابت و نیز به آزمون معناداری مقطع‌ها معروف است (محمودی۲۰۱۱).

$$F = \frac{RRSS - URSS/(N-1)}{URSS/(NT-N-K)} \sim F_{N-1,NT-K-N}$$

جدول ۳- نتایج حاصل از آزمون F لیمر

Effects test	احتمال	d.f	مقدار آماره
Cross-section F	0	3.8	58.50
Cross-section chi-square	0	3	102.19

نتایج آزمون چاو حاکی از پانل بودن داده‌های مدل می باشد.

۳-۳-۳-۲- انتخاب اثرات ثابت و یا تصادفی در برآورد مدل پانل به کمک آزمون هاسمن

با توجه به اینکه مدل ما در این پژوهش پانل می‌باشد به بررسی دو نکته مهم در خصوص آثار ثابت یا تصادفی خواهیم پرداخت: نخست اینکه تمام مقاطع در پانل همگن هستند در این صورت لازم نیست نگران عرض از مبداهای مختلف برای هر مقطع باشیم. در حقیقت، رویکرد پانل دیتا به خوبی می‌تواند ناهمگنی میان مقاطع را نشان دهد این نکته یکی از مزایای مدل‌های پانل نسبت به مدل‌های مقطعی یا سری زمانی است. دوم عرض از مبداها را جمله‌ای ثابت و مخصوص مقاطع در مدل رگرسیونی فرض می‌کند. مدل اثر تصادفی فرض می‌کند عرض از مبدا جمله‌ای تصادفی برای هر گروه است، اما در هر دوره زمانی از این توزیع تصادفی یک رخداد به صورت یکسان در هردوره در مدل رگرسیونی وارد می‌شود به عبارت دیگر کل دوره زمانی برای هر فرد تنها یک عرض از مبدا وجود دارد (اشرف زاده ۲۰۰۷).

آزمون هاسمن بیان می‌دارد که تحت فرض عدم وجود همبستگی بین داده‌های مقطعی و سایر متغیرهای توضیحی هر دو برآوردگر اثر ثابت و اثر تصادفی ناسازگارند ولی برآوردگر اثر ثابت ناکارا هم هست اما در صورت وجود همبستگی بین داده‌های مقطعی و سایر متغیرهای توضیحی اثر ثابت (LSDV) سازگار است، اما اثر تصادفی(REM) ناسازگار می‌باشد.

آماره‌ی هاسمن دارای توزیع کای – دو با درجه آزادی K تعداد متغیرهای توضیحی به صورت رابطه زیر می‌باشد:

β_s : برآورد به روش اثرات تصادفی

b_s : برآورد به روش اثرات ثابت

$$\begin{cases} H0: b_s = \beta s \\ H1: : b_s \neq \beta s \end{cases}$$

H_0: دو برآوردگر نباید به طور مشخص تفاوتی داشته باشند اما در عین حال مدل اثر تصادفی ارجح است.

H_1: وجود مدل اثر ثابت و رد اثر تصادفی.

جدول ۴- نتایج حاصل از آزمون هاسمن

متغیر	fix	random	difference	sqrt
gp	1.46	1.92	-0.47	0
ep	-0.05	0.48	-0.52	0
hdd	0.00	1.27	-1.27	0.41
gdp	-0.65	-1.8	1.14	0

چون مقدار prob کمتر از ۱۰ درصد می‌باشد می‌توان نتیجه گرفت مدل اثرات ثابت مدل بهتری برای تخمین نسیت به اثرات تصادفی می‌باشد.

تخمین مدل با روش اثرات ثابت:

پس از انجام آزمون‌های F لیمر و هاسمن مدل با روش اثرات تصادفی برای تخمین نتایج انتخاب گردید. از خصوصیات مدل اثرات ثابت این است که خصوصیات منتشر نشده در هر مقطع به نوعی با متغیرهای توضیحی در همان مقطع همبستگی داشته باشد و در این صورت می‌توان این خصوصیات منتشر نشده را در قالب یک عرض از مبداء برای هر مقطع در نظر گرفت (رئیس زاده ۲۰۱۳).

۳-۳-۳-۳- بررسی وجود همبستگی

یکی از فروض اصلی در رگرسیون خطی صفر بودن کوواریانس بین اجزای اخلال در طول زمان است و نشان دهنده این مسئله است که خطاها با یکدیگر وابسته نبوده. چنانچه خطاها همبسته

نباشند به این معنی است که خود همبسته بوده و یا بصورت پیاپی همبسته می‌باشند (تهرانی ۲۰۱۲).

جدول ۵ آزمون خود همبستگی

مقدار آماره	prob
F(1,3)=56.65	0.00

نتایج آزمون، وجود خود همبستگی را نشان می‌دهد. بنابراین جهت رفع این مشکل مدل را پس از اضافه کردن ar(1) دوباره ران می‌کنیم.

جدول ۶ – تخمین مدل با اضافه شدن ar(1)

متغیر	coefficient	Std.error	آماره (t-student)	prob
c	9.68	0.63	15.42	00.00
gp	0.2	0.08	2.52	0.01
ep	-0.08	0.04	-1.9	0.06
hdd	0.04	0.09	0.41	0.68
gdp	0.106	0.09	1.13	0.26
ar(1)	0.94	0.02	50.03	00.00
Effects spe cificantion				
Cross-section fixed(dummy variables)				
R-squared	0.99	Mean dependent var	10.79	
Adjust ted R-squared	0.99	s.d. dependent var	0.68	
S.E of regression	0.06	Akalke info criterion	-2.73	
Sum squared resid	0.26	Hannan-quinn criter.	-2.47	
Log likelihood	123.83	Durbin-walson stat	-2.63	
f-student	1386.09	-	2.04	
Prob(f-student)	00.00	-	-	

۳-۳-۳-۴- بررسی واریانس ناهمسانی

یکی از موضوعات مهمی که در اقتصادسنجی به آن برخورد می‌کنیم موضوع واریانس ناهمسانی است واریانس ناهمسانی به این معناست که در تخمین مدل رگرسیون مقادیر جملات خطا دارای واریانس‌های نابرابری هستند. (گجراتی) در مدل های پانل احتمال وجود ناهمسانی واریانس بین مقاطع وجود دارد.

نرم افزار STATA مدل را به صورت پیش فرض با روش GLS برآورد می‌کند. مدل‌های برآورد شده در قسمت قبل با روش GLS برآورد گردید و مشخص شد با مشکل ناهمسانی واریانس مواجه نمی باشیم.

جدول ۷ – تخمین مجدد مدل

متغیر	coefficient	Std.error	آماره (t-student)	prob
c	۸.۴۶	0.37	23.07	00.00
gp	۰.۳۴	0.04		00.00
ep	-0.086	0.03		0.01
hdd	0.03	0.04		0.05
gdp	0.14	0.045		00.00
ar(1)	0.92	0.03		00.0.0
Effects spe cificantion				
Cross-section fixed(dummy variables)				
R-squared	0.99	Mean dependent var	14.92	
Adjust ted R-squared	0.99	s.d. dependent var	5.4	
S.E of regression	0.06	Sum squared resid	0.23	
f-student	1071.36	Durbin-walson stat	2.13	
Prob(f-student)	00.00	-	-	

۳-۳-۳-۵- بررسی نرمال بودن جمله اخلال

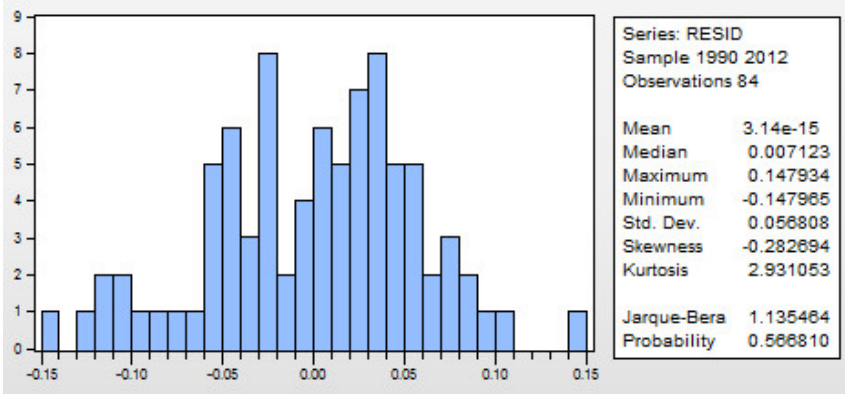
باتوجه به سه فرضی که در قسمت‌های گذشته مورد بررسی قرار گرفت می‌توان گفت که جمله اخلال دارای توزیع نرمال مستقل با میانگین صفر و واریانس ثابت است و اطراف خود بصورت متقارن پراکنده شده است. (درخشان ۲۰۰۹)

به کمک آزمون های چولگی – کشیدگی، شاپیرو – ویلکر، شاپیرو – فرانسیا و با نرم افزار STATA جدول مورد ارزیابی قرار دادیم نتایج بیانگر این نکته می‌باشد.

جدول ۸ -آزمون نرمال بودن جزء اخلال

prob	نوع آزمون
0.056	Skewness /kurtosis test
0.00	Shapiro-wilk test
0.00	Shapiro-francia test

نمودار 1 - هیستوگرام جزءخطا



مقدار prob ۵۶ درصد می‌باشد و از ۵ درصد بیشتر است، بنابراین نتایج حاکی از نرمال بودن جملات اخلال دارد. مقدار ضریب تعیین ۹۹ درصد می‌باشد، این نشان می‌دهد که مدل توانسته است ۹۹ درصد از تغییرات مصرف گاز را توضیح دهد.

متغیر روز درجه گرمایش موثرترین متغیر مدل می‌باشد، این نشان می‌دهد که تغییرات آب و هوایی بیشترین تأثیر را بر مصرف گاز طبیعی این چهار کشور دارد.

۴- نتیجه گیری

به جزء متغیر قیمت واقعی گاز طبیعی همه متغیرهای در نظر گرفته شده در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشند. معنادار نبودن قیمت گاز طبیعی می‌تواند به دلیل بالاتر بودن ارزش حرارتی این انرژی نسبت به دیگر سوخت‌های فسیلی و پاک‌تر بودن آن باشد. در واقع بالاتر بودن ارزش حرارتی این نوع انرژی و پاک بودنش باعث شده که علی‌رغم افزایش قیمت، مصرف آن نیز افزایش یابد، بنابراین ضریب برآورد شده برای این متغیر مثبت بدست آمده است، ولی آنقدر موثر نبوده است که باعث معنادار شدن این متغیر شود. در واقع می‌توان گفت که افزایش قیمت باعث کاهش مصرف آن نشده است. البته ممکن است برآورد مدل در بخش خانگی موثر بودن متغیر قیمت گاز طبیعی را نشان دهد، ولی به دلیل اینکه سهم کمی از مصرف کل دارد، به طور مثال ۳۰ درصد از مصرف گاز آلمان در سال ۲۰۱۰، نتوانسته باعث شود که در برابر افزایش قیمت مصرف کل را کاهش دهد. در واقع در مصرف گاز در بخش‌های دیگر بیشتر نگاه ملی و توجه به نسل‌های آینده شده است تا نگاه اقتصادی و هزینه بر بودن آن است.

منابع

۱. گجراتی، دامور، (۲۰۰۸)، مبانی اقتصاد سنجی، جلد اول و دوم، ترجمه حمید ابریشمچی، انتشارات دانشگاه تهران.

۲. درخشان، مسعود، (۲۰۰۹)، اقتصادسنجی، مجلد اول، انتشارات دانشگاه تهران.

۳. رئیس زاده، محمدعلی، (۲۰۱۳)، بررسی تاثیر اصلاح یارانه ها بر میزان مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی و تجاری با رویکر پانل دیتا.

۴. شاکری، عباس، (۲۰۰۹)، تخمین مدل ساختاری تقاضای بنزین و نفت فصلنامه مطالعات اقتصادی انرژی، سال هفتم، شماره ۲۵، صص ۳۱-۱.

۵. فرخی مهدی، (۲۰۰۷) مدل سازی تقاضای گاز طبیعی در استان خراسان، اولین همایش نفت، گاز و پتروشیمی، مجموع مقالات ، صص۲۹۳-۲۸۳.

۶. لطفی پور، محمدرضا، (۲۰۰۲)، تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی مصارف خانگر شهر تهران، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، صص۱۵۱-۱۳۳

۷. مهرگان، نادر و اشرف زاده، سید حمیدرضا،(۲۰۰۷)، اقتصادسنجی پانل، موسسه تحقیقات تعاون دانشگاه تهران، صص۲۷-۲۰.

۸. سهیلی، کیومرث، (۲۰۰۲)، بررسی تطبیقی مدل های تقاضای انرژی، فصلنامه پژوهشی دانشگاه امام صادق(ع)، شماره ۱۷.
۹. البرزی،محمود و همکاران،(۲۰۰۷)، برآورد میزان بار مصرفی شهر تهران با استفاده از فناوری شبکه های عصبی، نشریه دانشکده فنی، دوره ۴۲، صص ۹۶۸-۹۶۱.
۱۰.کشاورزحداد، غلامرضا،(۲۰۰۲)، بررسی تابع تقاضای گاز طبیعی (خانگی و تجاری) در ایران، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، سال نهم، شماره ۳۲، صص۱۶۰-۱۳۷.
۱۱.پیمان پاک، علیرضا،(۲۰۰۷)،توسعه صنعت گاز، چالش ها و راهکارها، باشگاه پژوهشگران دانشجو.
۱۲.محمودی پاتی، کریم، (۲۰۰۶)، مقایسه تاثیر اندازه دولت برتورم از داده های پانل در کشورهای در حال توسعه نفتی، رساله کارشناسی ارشد، دانشگاه علوم اقتصادی.
۱۳.آذربایجانی کریم، (۲۰۰۶)، تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور، مجله توسعه سرمایه، سال اول، شماره ۱، صص۷۰-۴۷.
۱۴.صادقی، حسین، (۲۰۰۶)، استفاده از روش روز درجه در برآورد تقاضای گاز طبیعی بخش خانگی ایران با رویکرد پنل دیتا ، فصلنانه مطلعات اقتصادانرژی، سال نهم، شماره ۳۲، صص۱۸۷-۱۶۹.
۱۵.قشقایی، مژگان، (۲۰۰۱)، بررسی تابع تقاضای انرژی در بخش های مختلف، رساله کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.
۱۶.مزرعتی، محمد، (۱۹۹۸)، بررسی تقاضا عمده ترین حامل انرژی در ایران، رساله کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
۱۷.سالاری، تقی، (۲۰۱۰)ف بررسی تاثیر هدفمندکردن یارانه ها برمیزان مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی، مطالعه موردی شهرستان مشهد ، اولین کنفرانس بین المللی رویکردهای نوین نگهداش انرژی.
18. Amato, A. D. (2004). Energy Journal of Economic and Political Studies.
19. Clements M.P. and Madlener R. (1999). “Seasonality , cointegration and Forecasting”
20. Anotti, G., Laboratore, D., Gabbi, G. (2004). Climate Variables and Weather Derivatives. Gas Demand, Temperature and Seasonality Effects: in the Italian Case, Energy and Environmental, ICFA Press.
21. Clements M. P., Madlener R. (1999). Seasonality, Cointegration, and Forecasting UK Residential Energy Demand, Scottish Journal of Political Economy, 46(2): pp. 185-206.

22. H.Brown, R. (2012). Forecasting Natural Gas Demand: The Role of Physical And Economic Factors. 32th Annual International Symposium On Forecasting Boston.
23. Sarak H., Satman A. (2003). The degree – day method to estimate the residential heating natural gas consumption in Turkey: a case study, Energy Journal ,vol 28, pp. 929-39.
24. http://www.iea.org/subsidy/
25. Joutz F. (2009). Estimating Regional Short-run Price Elasticities of Residential Natural Gas Demand in the U.S , USAEE, wp09-021
26. Zanotti (2004) Climate Variables and Weather Derivatives .Gas Demand , Temperature and Seasonality Effectfs : in the Italian Case , Energy and Environmental, ICFA Press