

بررسی اثر تغییرات دما بر مصرف گاز طبیعی در ایران*

تورج کریمی

دانشجوی دکترای مدیریت تولید و عملیات دانشکده‌ی مدیریت، دانشگاه تهران
t.karimi@nigc-dist3.ir

محمد رضا صادقی مقدم

دانشجوی دکترای مدیریت تولید و عملیات دانشکده‌ی مدیریت، دانشگاه تهران
sadeghi222@yahoo.com

روح...ا...رهنما

دانشجوی دکترای مدیریت مالی دانشکده‌ی مدیریت، دانشگاه تهران
r_rahnema_59@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۸۸/۹/۴ تاریخ پذیرش: ۸۹/۲/۱۲

چکیده

رشد مصرف گاز طبیعی در ایران در طی دهه‌ی اخیر همواره بیش از رشد مصرف جهانی گاز بوده است. با توجه به این‌که تغییرات دمایی اثرات غیر قابل انکاری بر تغییرات مصرف مواد اولیه تأمین‌کننده انرژی‌های گرمایی و سرمای‌ی بخش‌های مختلف جامعه خصوصاً مصرف گاز طبیعی دارد لذا در این تحقیق برآنیم تا تأثیرات دما را بر مصرف گاز کشور در بخش‌های خانگی، صنعتی، کشاورزی، نیروگاهی، عمومی، تجاری و حمل و نقل و هم‌زمان در استان‌های مختلف ایران مورد بررسی قرار دهیم تا به یک مدل واحد برای تمامی کشور دست یابیم.

رگرسیون داده‌های تلفیقی اگرچه در بین روش‌های دیگر اقتصادسنجی، با تلفیق داده‌های مقطعی و سری‌های زمانی موجب افزایش درجه‌ی آزادی و در نتیجه افزایش کارایی مدل برآوردی می‌گردد اما با توجه به گستردگی و تنوع مدل‌های موجود در این زمینه، انتخاب مدل مناسب با شرایط و ویژگی‌های هر مسئله از اهمیت بالایی برخوردار است لذا در این تحقیق به منظور انتخاب مدل مناسب جهت بررسی اثر دما بر روی هر یک از هفت حوزه‌ی مصرف گاز، فرایندی مشخص معرفی و استفاده گردیده است.

از آنجا که در این مقاله مصرف گاز در هر یک از حوزه‌های مصرفی به عنوان متغیر وابسته و دمای هوا متغیر مستقل در نظر گرفته شده است لذا داده‌های مربوط به دمای هوا و مصرف گاز در هر حوزه برای ۲۵ استان کشور در ۲۴ ماه سال گردآوری گردیده و با در نظر گرفتن استان‌ها به عنوان مقاطع و ماه‌های سال به عنوان سری‌های زمانی، رگرسیون داده‌های تلفیقی مناسب برای تبیین رابطه‌ی بین این دو متغیر در هر بخش مورد استفاده قرار گرفته است. در نهایت به منظور افزایش دقت مدل، پس از حذف قسمتی از داده‌ها، مجدداً فرایند انتخاب و تخمین مدل اجرا و نتایج حاصل با هم مقایسه شده و شدت ارتباط بین مصرف و دما در هر یک از حوزه‌های مصرفی تحلیل و تفسیر گردیده است.

طبقه بندی JEL: D10, D12, R21, C23

کلید واژه: مصرف گاز طبیعی، تغییرات دمایی، رگرسیون داده‌های تلفیقی

* پشتیبان اطلاعاتی تحقیق، شرکت ملی گاز ایران واحد دیسپچینگ ملی بوده است.

۱- مقدمه

موضوع مصرف انرژی مخصوصاً گاز طبیعی و رابطه‌ی آن با سنجه‌های مختلف اقتصادی از موضوعات مورد توجه بسیاری از اندیشمندان حوزه‌ی مدیریت انرژی است. به طوری که در برخی از تحقیقات به عدم وجود رابطه‌ی بین مصرف گاز و شاخص درآمد، در برخی به وجود رابطه‌ی یک طرفه و در مواردی به وجود رابطه‌ی دو طرفه اشاره شده است. در برخی از این تحقیقات افزایش مصرف انرژی مخصوصاً گاز طبیعی را علت افزایش درآمد یک کشور می‌دانند و در برخی تحقیقات به نتایجی برعکس اشاره می‌گردد (بلومی، ۲۰۰۹)^۱. با این وجود توجه به عوامل مؤثر بر مصرف گاز طبیعی در کشور و همچنین اندازه‌گیری میزان تأثیرگذاری آن‌ها بر مصرف گاز در بخش‌های مختلف حائز اهمیت می‌باشد که یکی از عوامل بسیار مؤثر بر مصرف گاز طبیعی درجه‌ی حرارت است. باید توجه داشت که چالش‌های زیست محیطی جهان در سالیان اخیر سبب تغییرات نامشخص دما شده است بطوریکه در برخی مواقع شاهد زمستان‌هایی بسیار سرد و تابستان‌هایی بسیار گرم و از سوی دیگر شاهد موارد خلاف آن هستیم. تغییرات دمایی اثرات غیر قابل انکاری بر تغییرات مصرف مواد اولیه تأمین کننده انرژی‌های گرمایی و سرمایایی بخش‌های مختلف جامعه خصوصاً مصرف گاز طبیعی دارد. نکته حائز اهمیت در این بین آنست که وقوع رخداد‌های فوق‌الذکر برنامه‌ریزی‌های مربوط به تأمین گاز طبیعی، توزیع گاز طبیعی، صادرات گاز طبیعی و بسیاری از برنامه‌های توسعه ظرفیت در این حوزه را با چالشی اساسی مواجه نموده است.

با توجه به روند مصرف گاز طبیعی در کشور سهم گاز طبیعی در سبد انرژی مصرفی کشور از ۲۶ درصد در سال ۱۳۷۰ به ۴۶ درصد در سال ۸۰ افزایش یافته است (در مقابل سهم فراورده‌های نفتی در این دوره از ۶۴ درصد به ۴۷ درصد کاهش یافت). رشد مصرف گاز طبیعی در ایران در طی دهه‌ی اخیر همواره بیش از رشد مصرف جهانی گاز بوده است. مصرف گاز طبیعی در ایران در طی دهه‌ی ۷۰-۸۰ از متوسط رشد سالانه‌ی به میزان ۱۲ درصد برخوردار بوده است و این امر در حالی است که مصرف جهانی گاز در این دوره تنها دارای رشد سالانه‌ی به میزان ۱.۸ درصد می‌باشد.

1- Belloumi.

مصرف گاز طبیعی کشور در دهه‌ی اخیر با متوسط رشد سالانه ۱۱.۹ درصد در سال ۱۳۸۰ به ۶۷.۸ میلیارد متر مکعب رسیده است که بخش نیروگاهی تاکنون بزرگ‌ترین مصرف کننده گاز بوده است مصرف گاز این بخش طی دهه‌ی اخیر از متوسط رشد سالانه بیش از ۱۰ درصد برخوردار بوده به طوری که از ۹.۵ میلیارد متر مکعب در سال ۱۳۶۸ به ۲۵.۵ میلیارد متر مکعب در سال ۸۰ افزایش یافته است. بر اساس پیش‌بینی‌های انجام شده در برنامه‌ی پنج ساله سوم توسعه اقتصادی کشور در پایان این برنامه‌ی مجموع کل مصرف گاز کشور به ۹۲ میلیارد متر مکعب خواهد رسید. سهم گاز طبیعی در سبد مصرف انرژی نیروگاهی طی سال‌های اخیر از افزایش قابل ملاحظه‌ای برخوردار بوده به طوری که از ۶۱ درصد در آغاز برنامه‌ی دوم توسعه به ۷۶ درصد در سال ۱۳۸۰ رسیده است. ترکیب مصرف گاز طبیعی در سال ۸۰ نشان می‌دهد که نیروگاه‌ها با جذب ۳۷.۶ درصد از کل سبد مصرف گاز کشور بزرگ‌ترین بخش مصرف کننده بشمار می‌روند. بخش خانگی، تجاری و صنعت به ترتیب با دارا بودن سهمی به میزان ۳۳.۳ درصد و ۲۹.۱ درصد از کل سبد مصرف گاز در مراتب بعدی قرار گرفته‌اند و بخش عمومی ۵ درصد از سهم مصرف را به خود اختصاص داده است. سایت شرکت ملی گاز ایران (۲۰۰۹).

از سوی دیگر کشوری با وسعت ایران و هم‌چنین وجود مناطق کاملاً متفاوت از لحاظ آب و هوایی سبب شده است که استان‌های مختلف نیازهای متغیری برای مصرف گاز داشته باشند. هم‌چنین مصرف گاز خود دارای بخش‌های متفاوتی هم‌چون مصرف خانگی، مصرف تجاری، مصرف صنعتی، مصرف بخش کشاورزی، مصرف بخش حمل و نقل، مصارف نیروگاه‌ها و صنایع عمده می‌باشد. لذا بررسی رابطه‌ی بین دما و مصرف گاز در هر یک از بخش‌های مذکور از اهمیت بالایی برخوردار است.

در بیش‌تر تحقیقات صورت گرفته در مورد سنجش عوامل مؤثر بر تقاضا و پیش‌بینی مصرف گاز، معمولاً یک بخش از مصرف نظیر مصرف خانگی، در تمامی استان‌های کشور و در یک زمان خاص مد نظر قرار گرفته و یا مصرف بخش‌های مختلف در هر یک از استان‌های کشور بررسی گردیده است (چرا که متدها و روش‌های آماری مورد استفاده، قابلیت تحلیل هم‌زمان بخش‌های مختلف مصرف گاز را در تمامی استان‌های کشور ندارند).

در مطالعات صورت گرفته بر روی پیش بینی مصرف گاز تا کنون متغیرهای متفاوتی به عنوان عناصر اثرگذار بر تقاضا و مصرف گاز در نظر گرفته شده است. در غالب این تحقیقات، دما و تغییرات هواشناسی نقش عمده ای را برعهده دارند. در کشورهایی که قیمت گاز مصرفی در آن‌ها دارای تغییرات زیادتری می‌باشد قیمت نیز یک عامل مؤثر برشمرده می‌شود. در کشورهایی که عمده گاز مصرفی خود را از طریق واردات از سایر کشورها تأمین می‌نمایند تغییرات نرخ تبدیل ارز آن کشور با ارز بین‌المللی مورد توافق در قرار داد به عنوان یک عامل مؤثر بر تقاضای گاز شمرده می‌شود. با توجه به عدم تغییرپذیری قیمت گاز طبیعی در کشور و هم‌چنین تولید قسمت عمده گاز مصرفی در داخل، در این تحقیق بر آنیم تا تأثیرات دما را بر مصرف گاز کشور در بخش‌های مختلف و هم‌چنین هم‌زمان در استان‌های مختلف مورد بررسی قرار دهیم تا به یک مدل یکسان برای تمامی کشور با لحاظ نمودن شرایط هر کدام از استان‌ها به صورت مجزا دست یابیم. جهت رفع تنگناهای روش‌های قبلی که قادر به ترکیب حوزه‌ها و بخش‌های مختلف نبودند در این تحقیق از روش رگرسیون تلفیقی استفاده شده است.

در ادامه مقاله، در بخش ۲ مروری بر پیشینه تحقیق در زمینه پیش بینی تقاضای انرژی نموده و تحلیل داده‌های تلفیقی به صورت مختصر در بخش ۳ توضیح داده شده است. در بخش ۴ روش تحقیق و چگونگی تحلیل داده‌ها بیان گردیده و نتیجه گیری در بخش ۵ ارائه شده است.

۲- پیشینه تحقیق

سیاست‌گذاران حوزه‌ی انرژی به شدت تحت تأثیر مدل‌های طراحی شده برای پیش‌بینی اثرات سیاست‌ها بر تقاضای انرژی، خروجی‌های اقتصادی و ... می‌باشند. ریور و همکاران^۱ (۲۰۰۵). با بررسی ادبیات تحقیق می‌توان دریافت که غالب تحقیقات صورت گرفته در حوزه پیش بینی انرژی مربوط به پیش بینی قیمت و یا مصرف نفت در دنیا بوده که این امر بدلیل تأثیر تقاضای نفت بر اقتصاد جهانی می‌باشد. فردیرر^۲ (۱۹۹۶) و لی و همکاران^۳ (۱۹۹۵) در مقالات خود نشان داده‌اند که تغییرپذیری قیمت

1- River et al.

2- Ferderer.

3- Lee et al.

نفت اثرات مهم بر روی مولفه‌های اقتصاد خرد در مدل‌های بدون متغیرهای بازار سهام دارد. هانگ و همکارانش^۱ (۱۹۹۶) و سادروسکی^۲ (۱۹۹۹) نیز در مقالات خود روابط بین تغییر پذیری قیمت نفت و قیمت سهام را مورد بررسی قرار دادند. هانگ و همکارانش دریافته‌اند که تغییرات روزانه قیمت نفت بر قیمت سهام روزانه کمپانی‌های نفتی تأثیر دارد هرچند که این تغییرات اثرات اندکی بر اصل بازار سهام دارد. سادروسکی (۲۰۰۳)، بردار اتورگرسیو را با داده‌های ماهانه بر روی تولید صنعتی، نرخ بهره، قیمت نفت و قیمت‌های سهام تخمین زده و بیان نمود که تغییرپذیری قیمت نفت دارای اثر معنی داری بر روی تغییر پذیری قیمت سهام است. در مقاله‌ی دیگری از این نویسنده در سال ۲۰۰۰، چندین روش یک متغیره و چند متغیره آماری برای تخمین پیش‌بینی‌های روزانه تغییرات قیمت نفت استفاده گردیده است که مدل TGARCH (محدود) با تغییرپذیری گاز طبیعی و نفت (مصرف گرمایشی) و مدل GARCH^۳ برای تغییرپذیری نفت خام و گازوئیل متناسب‌اند.

کرافت و همکاران^۴ (۱۹۷۸)، در مطالعه‌ای بر روی مصرف انرژی ایالات متحده، بر شاخص‌های اقتصادی اجتماعی تمرکز کرده‌اند. همین نویسنده در مطالعه‌ی دیگری برای تست رابطه‌ی بین تولید ناخالص داخلی (GDP)^۵ و مصرف گاز آمریکا در دوره‌ی زمانی بین سال‌های ۱۹۴۷-۱۹۷۴ از متدولوژی Sims بهره جسته است، که این تحقیق حکایت از وجود رابطه‌ی یک طرفه و تأثیر GDP بر مصرف انرژی دارد. تحقیقات بسیاری در زمینه‌ی نوع تعیین روابط علی بین عوامل مختلف و مصرف انرژی و به ویژه گاز می‌توان مشاهده کرد، که از آن جمله می‌توان به تحقیقات یو و همکاران^۶ (۱۹۸۵) در کره‌ی جنوبی، فلیپین و هم‌چنین مطالعات انجام گرفته توسط هوانگ و همکاران^۷ (۱۹۹۲) در تایوان اشاره کرد.

ایدیگر و همکارانش^۸ (۲۰۰۲)، در مقاله‌ی خود به برنامه‌ریزی و تخمین تقاضای آینده انرژی پرداخته و به این منظور تمامی روش‌های پیشرفته‌ی آماری را که به طور

1- Huang et al.
 2- Sadorsky.
 3- generalized autoregressive conditional heteroskedastic .
 4- Kraft et al.
 5- Gross Domestic Product.
 6- Yu et al.
 7- Hwang et al.
 8- Ediger et al.

رسمی از سال ۱۹۸۴ در ترکیه جهت تخمین تقاضا مورد استفاده قرار گرفته است را مرور کرده‌اند. آن‌ها سپس تحلیل چرخه‌ای^۱ که یک روش نیمه‌ی آماری است را با داده‌های تاریخی تقاضای انرژی سالیانه در ترکیه تست کردند که نتایج آن حاکی از بهتر بودن این روش برای پیش‌بینی تقاضای انرژی است.

گوریو و همکاران^۲ (۲۰۰۴)، مقاله‌ای در زمینه‌ی مصرف گاز ارائه دادند که مطالعه‌ی آن‌ها شامل رویکردی برای شناسایی عوامل مؤثر بر تقاضای گاز بوده و به‌وسیله‌ی تجزیه‌ی تحلیل رگرسیون‌های چند متغیره، مصرف گاز را در شهر آنکارا پیش‌بینی کرده‌اند. به این منظور، ابتدا عوامل تأثیرگذار بر مصرف گاز، شناسایی و سپس با استفاده از تحلیل رگرسیون چند متغیره به پیش‌بینی مصرف پرداخته شده است و در نهایت براساس چگونگی تغییر داده‌های مدل، دو سناریوی خوش بینانه و بدبینانه در خصوص مصرف گاز در سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۵ ارائه شده است. یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار بر مصرف گاز که در این تحقیق مورد توجه قرار گرفته، عادات و فرهنگ مصرف جامعه است. بدین معنا که چه کسی و چه زمانی و چرا از گاز استفاده می‌کند. از آن‌جا که آنکارا شهر صنعتی نیست لذا مصرف‌کننده‌ی اصلی در این شهر خانوارهایی هستند که در فصل زمستان و به منظور گرم کردن منازل از گاز استفاده می‌کنند، بنابراین دما یکی از اصلی‌ترین عوامل اثرگذار بر مصرف است. میزان عرضه و تقاضای گاز نیز از عوامل مهم بوده، که به منظور وارد کردن آن‌ها در مدل از قیمت گاز و تعداد مشترکان استفاده شده است. همچنین به دلیل وارداتی بودن گاز، نرخ ارز به عنوان نشان دهنده‌ی قدرت خرید خانوارها نیز، به عنوان یکی دیگر از عوامل در نظر گرفته شده است. به منظور پیش‌بینی مصرف، ابتدا روند هریک از این ۴ عامل از سال ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۱ مورد بررسی قرار گرفته و سپس همبستگی هر یک با مصرف محاسبه شده است. در این مقاله به جای وارد کردن دما به عنوان متغیر، از «دمای تعدیل شده»^۳ استفاده می‌شود، تا بتوان به این وسیله عادات و رفتار مختلف شهروندان هر شهر در برابر دما را نشان داد. برای مثال برای نشان دادن، تفاوت دمای مناسب در بین شهروندان آنکارا و ون، دمای ایده‌آل ۱۶/۵ در نظر گرفته شده است. (DD=16/5 – T(c)).

1- cycle analysis.

2- Gorucu et al.

3- Degree Day (DD).

سیلور و همکارانش^۱ (۱۹۹۷)، در تحقیقات خود به این نتیجه دست یافتند که برای پیش بینی مصرف گاز، دما بهترین و تنها متغیر مناسب است و وارد کردن DD (دمای تعدیل شده) به دلیل اضافه کردن یک دمای آستانه، با وجود پیچیده کردن مدل هیچ گونه تأثیری بر کیفیت نتایج نخواهد داشت. در مقاله‌ای آن‌ها ابتدا هر یک از ایالت‌های امریکا براساس وضعیت آب و هوایی به زیربخش‌های مختلف تقسیم شده است. از آن جا که میزان مصرف گاز به تعداد مصرف کنندگان وابسته است، در نتیجه به جای دما، میانگین وزنی جمعیتی دما^۲ به صورت ماهانه برای هر یک از ایالت‌ها در نظر گرفته شده و داده‌های دما به شکل وزنی و بر اساس جمعیت هر ناحیه به عنوان یک متغیر مناسب جهت پیش بینی مصرف مدنظر قرار گرفته است.

۳- رگرسیون داده‌های تلفیقی

پیشرفت‌های روش‌های اقتصادسنجی مربوط به داده‌های تلفیقی^۳ در طول دهه‌ی گذشته برآورد مدل‌های مدیریت انرژی را از طریق رگرسیون‌های داده‌های تلفیقی میسر کرده است. در رگرسیون داده‌های تابلویی (داده‌های تلفیقی)، داده‌های سری‌های زمانی و داده‌های مقطعی با هم ترکیب شده و مدل برآورد می‌شود. مجموعه‌ی داده‌هایی که مربوط به مشاهدات یک پدیده در طول زمان‌های مختلف باشد را سری زمانی گویند و به مجموعه داده‌هایی که شامل مشاهدات چند پدیده در یک زمان مشخص است، داده‌های مقطعی گویند. داده‌های تلفیقی مجموعه‌ای از داده‌ها است که شامل چندین پدیده در طی چندین دوره‌ی زمانی می‌باشد. به عبارت دیگر n واحد مقطعی^۴ در T دوره‌ی زمانی تحت یک مجموعه‌ی داده‌های ادغام شده مشاهده می‌شوند، بنابراین ما مجموعه‌ای از nT مشاهده خواهیم داشت. (هسیائو^۵، ۲۰۰۳). مدل معمول که از مشاهده‌های ادغام شده استفاده می‌کند به صورت زیر می‌باشد:

$$y_{it} = X'_{it}\beta + z'_i\alpha + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

1- Sailor et al.
2- Population-Weighted Average.
3- Panel Data Econometrics.
4- Cross-Sectional.
5- Hsiao.

که X_{it} شامل k متغیر رگرسیون است. i واحدهای مقطعی نمونه‌ی $(i=1,2,\dots,n)$ و t واحدهای زمانی نمونه‌ی $(t=1,2,\dots,T)$ ، β پارامتر برآوردی، ε_{it} عبارت خطای تصادفی است که فرض می‌شود میانگین ε_{it} برابر با صفر و واریانس آن ثابت می‌باشد. $Z'\alpha$ اثرات فردی^۱ است و شامل متغیرهای فردی و گروهی قابل مشاهده نظیر جنسیت، مکان و نظایر آن یا متغیرهای غیرقابل مشاهده نظیر ویژگی‌های فامیلی، هم‌گونی در مهارت و نظایر آنست که در طول زمان t ثابت هستند. گرین^۲ (۲۰۰۲).

عبارت بالا را می‌توان به شکل زیر نیز نشان داد:

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{j=2}^k \beta_j X_{jit} + \sum_{p=1}^s \gamma_p Z_{pi} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

که مانند بالا y_{it} متغیر وابسته و X_{it} متغیرهای توصیفی قابل مشاهده و Z_p متغیرهای توصیفی غیرقابل مشاهده‌اند.^۳ z و p تعداد متغیرهای قابل مشاهده و غیرقابل مشاهده را نشان می‌دهند. متغیرهای X_{it} معمولاً متغیرهای مورد نظر هستند، در حالی که متغیرهای Z_p عدم تجانس‌های غیرقابل مشاهده^۴ و متغیرهای مزاحم^۵ مدل بوده و در طول زمان تغییر نمی‌کنند و از آن‌جا که متغیرهای Z_p غیرقابل مشاهده هستند، لذا ابزاری جهت به دست آوردن اطلاعات در مورد $\sum_{p=1}^s \gamma_p Z_{pi}$ مدل در دست نبوده و داریم:

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{j=2}^k \beta_j X_{jit} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad , \quad \alpha_i = \sum_{p=1}^s \gamma_p Z_{pi} \quad (3)$$

α_i را اثرات غیرقابل مشاهده^۶ گویند. اگر α_i با هر یک از متغیرهای X_j همبستگی داشته باشد تخمین دچار خطا می‌شود. (داقرتی^۷، ۲۰۰۷). مهم‌ترین مزیت ادغام داده‌ها به این طریق، افزایش تعداد مشاهدات به ویژه در مواقعی است که نمونه

1- Individual Effects.

2- Greene.

3- Unobserved.

4- Unobserved Heterogeneity.

5- Nuisance.

6- Unobserved Effect.

7- Dougherty.

مربوط به هر داده‌ی مقطعی، آن اندازه کوچک هست که اندازه‌ی نمونه‌ی درجه‌ی آزادی را در جهت معکوس تحت تأثیر قرار دهد. سه تکنیک رایج رگرسیون در برآورد مدل با داده‌های تلفیقی به کار می‌رود که عبارت‌اند از:

۱- مدل حداقل مربعات معمولی تلفیقی^۱

۲- مدل اثرات ثابت (مدل حداقل مربعات متغیر موهومی)^۲

۳- مدل اثرات تصادفی (مدل عنصر خطا)^۳

که خود این تکنیک‌ها به صورت وزن دهی شده یا بدون وزن دهی به کار گرفته می‌شوند (گجراتی^۴، ۲۰۰۳).

اگر در فرمول (۱)، Z_i تنها یک مقدار ثابت باشد، آن‌گاه با استفاده از مدل رگرسیون معمولی^۵ بهترین تخمین برای α و β حاصل می‌شود. به بیان دیگر اگر X_i ها آن قدر جامع باشند که تمامی ویژگی‌های مرتبط با مشاهدات را پوشش دهند، در این صورت دیگر هیچ‌گونه ویژگی غیرقابل مشاهده‌ای نخواهیم داشت (گرین، ۲۰۰۲). و در فرمول (۲)، α_i حذف می‌شود و یک رگرسیون معمولی تلفیقی خواهیم داشت که تمام مشاهدات مقاطع مختلف و برای زمان‌های مختلف را به صورت یکپارچه در نظر می‌گیرد (داقرتی، ۲۰۰۷).

اگر متغیر z_i در فرمول (۱) غیرقابل مشاهده، اما با X_{it} همبستگی داشته باشد، آن‌گاه تخمین زدن با روش حداقل مجذورات معمولی دارای انحراف بوده و متغیر حذف شده در مدل برای تمام مقاطع یکسان نمی‌باشد. پس داریم:

$$y_{it} = X'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad , \quad \alpha_i = Z'_i\alpha \quad (4)$$

α_i همه‌ی اثرات قابل مشاهده را می‌سازد. رویکرد اثرات ثابت، α_i را به عنوان عامل مشخصه‌ی گروهی در مدل رگرسیون در نظر می‌گیرد. واژه‌ی ثابت نیز نشان می‌دهد که این عامل در طول زمان تغییر نمی‌کند (گرین، ۲۰۰۲).

1-Pooled Ordinary Least Squares.

2-The Fixed Effects Model (Least Squares Dummy Variable Model).

3-The random Effects Model (Error Components Model) .

4- Gujarati.

5- Ordinary Least Square (OLS).

زمانی که مطمئن باشیم تفاوت بین واحدها می‌تواند به عنوان تغییرات پارامتریک تابع رگرسیون در نظر گرفته شود، آن‌گاه مدل اثرات ثابت می‌تواند رویکردی منطقی باشد. در صورتی که این مدل تنها برای واحدهای مقطعی یک تحقیق خاص مورد استفاده قرار گیرد و برای واحدهای اضافی خارج از تحقیق کاربردی نداشته باشد، بهتر است که عبارت ثابت منحصر به فرد به عنوان متغیر توزیع شده‌ی تصادفی در بین واحدهای مقطعی در نظر گرفته شود، به ویژه اگر واحدهای مقطعی نمونه برگرفته از جامعه‌ای بزرگ باشد. بدین منظور می‌توان از مدل اثرات تصادفی استفاده کرد. فرمول این مدل به شکل زیر می‌باشد (گرین، ۲۰۰۲):

$$y_{it} = X'_{it}\beta + (\alpha + u_i) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

این مدل شامل k متغیر رگرسیون و یک ترم ثابت است، که ترم ثابت میانگین عدم تجانس‌های غیرقابل مشاهده $E[z'_j\alpha]$ و u_i مشخصه‌ی عدم تجانس تصادفی i امین مشاهده است که در طول زمان ثابت می‌باشد. $u_i = \{z'_j\alpha - E[z'_j\alpha]\}$.

انتخاب از بین مدل‌های OLS، اثرات ثابت و تصادفی

در تحقیقات مختلف، باید میان مدل‌های اثرات ثابت و تصادفی تفکیک قائل شد و این سؤال را مطرح کرد که از کدام روش باید استفاده کرد. برای پاسخ‌گویی به این سؤال آزمون هاسمن^۱ مورد استفاده قرار می‌گیرد. این آزمون بر این نظریه استوار است که تحت فرضیه‌ی عدم همبستگی، OLS در مدل LSDV و GLS سازگارند، اما OLS ناکارا در مقابل (وجود همبستگی)، OLS سازگار، ولی GLS ناسازگار است. در نتیجه تحت فرضیه‌ی صفر، دو تخمین نباید به شکل سیستماتیک با هم متفاوت باشند، بنابراین می‌توان آزمون‌های را بر مبنای تفاوت‌ها پایه‌ریزی کرد. جزء ضروری دیگر برای آزمون، واریانس تفاوت بردار است: $[b - \hat{B}]$

$$\text{Var}[b - \hat{B}] = \text{Var}[b] + \text{Var}[\hat{B}] - \text{Cov}[b, \hat{B}] - \text{Cov}[b, \hat{B}] \quad (6)$$

نتیجه‌ی اصلی هاسمن این است که کوواریانس یک تخمین زن کارا با تفاوت آن از یک تخمین زن ناکارا صفر می‌باشد. این مطلب به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\text{Cov}[(b - \hat{B}), \hat{B}] = \text{Cov}[b, \hat{B}] - \text{var}[\hat{B}] = 0 \quad (7)$$

1- Hausman Test.

و یا این که:

$$\text{Cov}[b, \hat{B}] = \text{Var}[\hat{B}] \quad (۸)$$

جای‌گزینی عبارت (۹) در عبارت (۷)، ماتریس واریانس مورد نیاز برای آزمون را به صورت زیر فراهم می‌آورد:

$$\text{Var}[b - \hat{B}] = \text{Var}[b] - \text{Var}[\hat{B}] = \Sigma \quad (۹)$$

آزمون χ^2 بر مبنای معیار والد^۱ به صورت زیر می‌باشد:

$$W = \chi^2[K] = [b - \hat{B}] \hat{\Sigma}^{-1} [b - \hat{B}] \quad (۱۰)$$

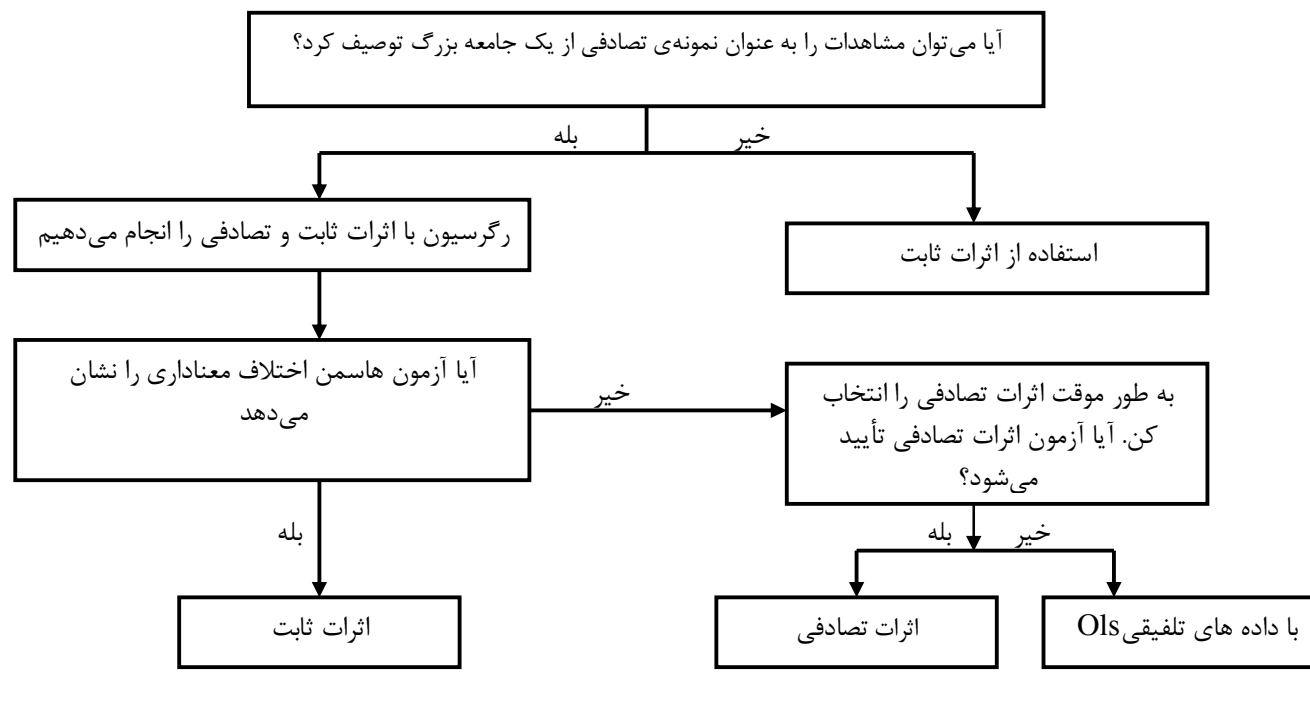
برای $\hat{\Sigma}$ ، از ماتریس واریانس تخمینی شیب تخمین زن در مدل LSDV و ماتریس واریانس تخمینی در مدل اثرات تصادفی، به استثنای عبارت ثابت، استفاده می‌شود. تحت فرضیه‌ی صفر، W به شکل نامتقارن χ^2 با درجه‌ی آزادی K توزیع شده است. اگر با آزمون هاسمن مشخص شد که مدل اثرات تصادفی مناسب است در این صورت باید بررسی کنیم که آیا اثر غیرقابل مشاهده‌ای وجود دارد یا نه. به بیان دیگر باید به این سؤال که آیا مدل حداقل مربعات معمولی تلفیقی مناسب است یا مدل اثرات تصادفی، پاسخ داده شود. بدین منظور، این فرضیه که همه‌ی عبارت‌های ثابت مساوی هستند را با یک آزمون F مورد بررسی قرار می‌دهیم. تحت فرضیه‌ی صفر، ضریب تخمین زن، حداقل مربعات تلفیق شده می‌باشد. نسبت F مورد استفاده در این آزمون به صورت زیر است (گرین، ۲۰۰۲):

$$F(n-1, nT-n-K) = \frac{(R_u^2 - R_p^2)/(n-1)}{(1 - R_u^2)/(nT-n-K)} \quad (۱۱)$$

که در آن u مدل اثرات تصادفی (محدود نشده) و p مدل حداقل مربعات معمولی تلفیقی می‌باشد.

به صورت کلی می‌توان فرایند تصمیم‌گیری برای ساخت مدل با داده‌های تلفیقی را به صورت شکل (۱) نشان داد (داق‌رتی، ۲۰۰۷):

1-Wald.



شکل ۱- فرایند تصمیم‌گیری ساخت مدل با داده‌های تلفیقی (داق‌رتی-۲۰۰۷)

۴- روش تحقیق و تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این تحقیق نیز همانند مطالعه‌ی سیلور و همکاران^۱ (۲۰۰۱)، از میانگین وزنی جمعیتی دما استفاده شده است. بدین صورت که برای هر یک از مراکز استان‌ها متوسط دمای روز را در نظر گرفته و در تعداد مشترکان آن استان در آن روز، ضرب (wt) و سپس مجموع wt به‌دست آمده برای ۳۰ استان را بر تعداد کل مشترکان کشور در آن روز تقسیم می‌کنیم. عدد حاصل، pwt یا میانگین جمعیتی دما در آن روز برای کشور می‌باشد. برای به‌دست آوردن pwt ماهانه‌ی کشور، متوسط ۳۰ روز را به‌دست می‌آوریم. برای محاسبه متوسط دمای ماهانه هر یک از استان‌ها، حداقل و حداکثر دمای هر روز در هر یک از شهرهای استان (شهرهایی که تغییرات جوی آن توسط سازمان هواشناسی ثبت می‌گردد)، اخذ شده و سپس متوسط گیری انجام گرفته است.

برای بررسی اثر دما بر روی مصرف گاز، داده‌های ۲۴ ماه (از فروردین ۸۶ تا اسفند ۸۷) برای استان مورد بررسی قرار گرفت. در این تحقیق، استان‌های کشور بخش‌ها (i) و ماه‌های سال دوره‌ی زمانی را تشکیل داده‌اند (t). اطلاعات برای ۷ بخش خانگی، صنعتی، کشاورزی، نیروگاه، عمومی و تجاری و حمل و نقل گردآوری شده و فرایند شکل (۱) برای بررسی اثرات دما برای هر بخش به‌صورت جداگانه و با ۶۰۰ نمونه برای هر بخش اجرا شد. همچنین کل مصرف سالانه‌ی هر استان از سال ۷۹ تا سال ۸۷ با مجموع ۲۲۵ نمونه (۲۵ استان و ۹ سال) مورد بررسی قرار گرفته و فرایند شکل (۱) اجرا شد. برای انجام تمامی مراحل آزمون‌های رگرسیونی این تحقیق از نرم افزار Eviews استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در ادامه به تفصیل بیان شده است.

برای انتخاب از میان رگرسیون با اثرات تصادفی و رگرسیون با اثرات ثابت، از آزمون هاوسمن استفاده شد. همان‌گونه که توضیح داده شد، این آزمون، فرضیه‌ی نبود همبستگی میان متغیرهای توضیحی مشاهده شده و اثرات تصادفی منحصر به فرد مشخص را بررسی می‌کند. هسیائو (۲۰۰۳).

$$\begin{cases} H_0 : \alpha = 0 \\ H_1 : \alpha \neq 0 \end{cases}$$

1- Sailor et al.

نتایج به دست آمده از آزمون‌های هاوسمن که در جدول (۱) آمده است، فرض صفر را در سطح ۹۵ درصد برای رگرسیون‌های تمامی بخش‌ها به جز بخش صنعتی رد می‌کند، که نشان دهنده‌ی نبود همبستگی میان متغیرهای توضیحی مشاهده شده و اثرات تصادفی منحصر به فرد است و فرض جایگزین برای رگرسیون‌های آن بخش‌ها را تأیید می‌کند، بنابراین برای برآورد این رگرسیون‌ها لازم است که از رگرسیون با اثرات تصادفی استفاده شود. اما برای بخش صنعتی باید رگرسیون با اثرات ثابت را به کار گرفت.

به منظور انتخاب از بین روش تلفیقی معمولی و روش اثرات تصادفی، فرضیه‌ی برابری اثرات ثابت برای تمامی استان‌ها با استفاده از آماره‌ی F ، مورد آزمون قرار گرفت. این آزمون برای رگرسیون مناسب برای تمامی مدل‌ها به جز بخش صنعتی انجام گرفت. گرین (۲۰۰۲).

$$\begin{cases} H_0: C_1 = C_2 = \dots = C_n \\ H_1: C_i \neq C_j \end{cases} \quad \text{حداقل برای یکی از اثرات ثابت}$$

مقادیر p -value حاصل از آزمون‌های F تزیادی تمامی رگرسیون‌ها، برابر صفر به دست آمده است و بنابراین فرض صفر را که نشان دهنده‌ی برابری اثرات ثابت برای تمامی استان‌ها است رد و فرض جای‌گزین را تأیید می‌کند، بنابراین برای برآورد رگرسیون‌ها لازم است که از رگرسیون با اثرات تصادفی استفاده شود.

جدول ۱- نتایج آزمون هاسمن حاصل از نرم افزار Eviews

p -value	بخش مصرفی	p -value	بخش مصرفی
۰,۱۱۵۰	عمومی	۰,۰۷۴۸	خانگی
۰,۱۶۱۲	تجاری	۰,۰۳۰۱	صنعتی
۰,۱۸۶۹	حمل و نقل	۰,۴۳۷۷	کشاورزی
۰,۴۸۴۷	کل	۰,۲۰۱۴	نیروگاه

نتایج حاصل از مدل‌های رگرسیونی

در همه‌ی مدل‌های رگرسیونی، دما متغیر مستقل می‌باشد و در هریک از بخش‌ها، مصرف آن بخش متغیر وابسته محسوب می‌شود، نتایج کامل مدل رگرسیون بخش خانگی و صنعتی در پیوست ۱ و ۲ ارائه شده است. سایر نتایج حاصل از مدل‌های رگرسیونی در جدول (۲) به صورت خلاصه نشان داده شده است.

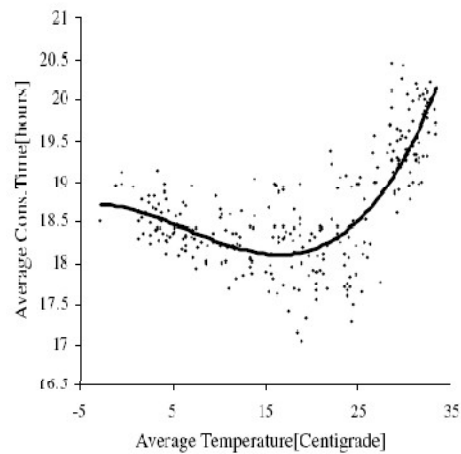
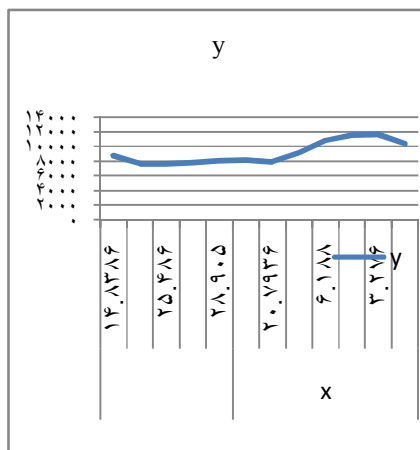
با توجه به نتایج به دست آمده از مدل‌های رگرسیونی فوق، وجود احتمال خطای ۰.۷۶۳۴ در بخش صنعتی بیانگر این موضوع است که بین مصرف گاز و دما در حوزه‌ی مصارف صنعتی کشور هیچ گونه ارتباطی وجود ندارد. ولی در سایر حوزه‌های مصرف گاز در کشور بین مصرف گاز و درجه‌ی حرارت ارتباط متقابلی به شرح زیر وجود دارد:

بین مصرف گاز در حوزه‌ی مصارف خانگی و دما رابطه‌ی معکوس شدیدی برقرار است و ضریب تعدیل آن نیز بیانگر این موضوع است که ۷۰ درصد از تغییرات مصرف در این حوزه به علت تغییرات دمایی می‌باشد. از سوی دیگر در حوزه‌ی کشاورزی نیز رابطه‌ی معکوس نسبتاً زیادی بین مصرف گاز و درجه‌ی حرارت مشاهده می‌شود، در این حوزه نیز درجه‌ی حرارت ۷۴ درصد از تغییرات مصرف را تبیین می‌کند. در حوزه‌ی مصارف نیروگاهی رابطه‌ی مستقیم زیادی بین مصرف گاز در بخش نیروگاهی و درجه‌ی حرارت مشاهده می‌شود. تغییرات دمایی در این حوزه ۸۱ درصد تغییرات مصرف را تبیین می‌کند. بین مصرف گاز در بخش مصارف عمومی و درجه‌ی حرارت رابطه‌ی معکوس زیادی (بیش‌تر از حوزه‌ی کشاورزی و کم‌تر از حوزه‌ی خانگی) مشاهده می‌شود. تغییرات دما در این حوزه، ۷۴ درصد از تغییرات مصرف را تبیین می‌کند. این موضوع نشان می‌دهد که در حوزه‌ی عمومی نیز از گاز بیش‌تر در جهت مصارف گرمایشی استفاده می‌شود. از سوی دیگر رابطه‌ی معکوسی شدیدتر از حوزه‌ی عمومی بین مصارف گاز و درجه‌ی حرارت در حوزه‌ی تجاری کشور با ضریب تعیینی برابر با ۸۳ درصد مشاهده می‌شود و رابطه‌ی معکوس شدید بین درجه‌ی حرارت و مصرف گاز با ضریب تعیینی برابر با ۸۹ درصد در حوزه‌ی حمل و نقل مشاهده می‌شود، رابطه‌ی دما و مصرف در همه‌ی بخش‌ها به غیر از حوزه‌ی نیروگاهی، رابطه‌ای معکوس است. اگر چه رابطه‌ی کل مصرف با دما رابطه‌ای مستقیم است، ولی ضریب شیب کوچک و مثبت در این قسمت به دلیل تقابل بین مصرف نیروگاهی با رابطه‌ی مستقیم و سایر بخش‌ها با رابطه‌ی معکوس می‌باشد.

جدول ۲- نتایج رگرسیون حاصل از از نرم افزار Eviews

بخش مصرف	ضریب شیب	ضریب تعیین تعدیل شده	احتمال خطا
خانگی	-۸۳۱۳۱۷۰,	۰,۷۰۴۴۵۶	۰,۰۰۰۰
صنعتی	-۶۲۹۷۵,۳۹	۰,۹۱۳۳۵۳	۰,۷۶۳۴
کشاورزی	-۲۹۱۵۷,۹۹	۰,۷۴۴۴۵۵	۰,۰۰۰۰
نیروگاه	۵۵۰۳۵۱۷,	۰,۸۱۴۱۴۹	۰,۰۰۰۰
عمومی	-۳۴۵۰۸۸,۵	۰,۷۴۵۳۷۴	۰,۰۰۰۰
تجاری	-۴۶۱۱۱۳,۰	۰,۸۳۱۴۲۷	۰,۰۰۰۰
حمل و نقل	-۴۴۹۲۷,۲۹	۰,۸۹۵۹۴۸	۰,۰۰۰۰
مصرف کل	۱۶۰,۴۴۶۳	۰,۸۷۴۸۷۶	۰,۰۰۶۴

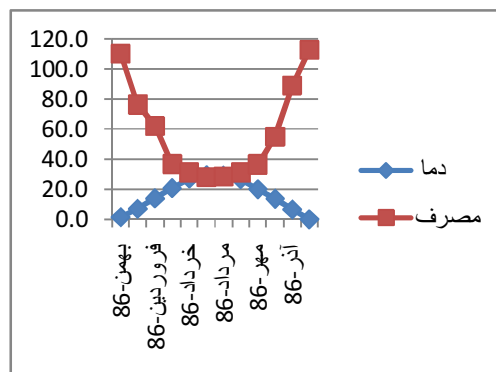
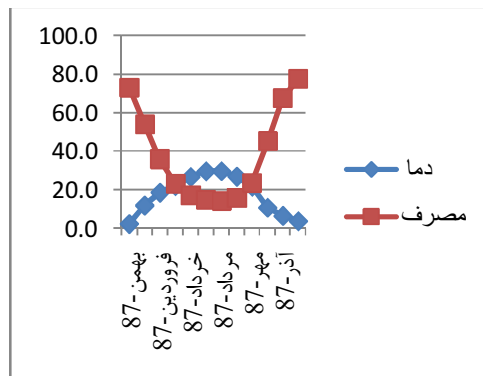
با توجه به مطالعات شکوری و همکاران^۱ (۲۰۰۹)، افزایش مصرف انرژی با افزایش یا کاهش دما در روزهای گرم یا سرد سال، امری بدیهی می‌باشد. طبیعی است که میزان این افزایش تابعی از فاصله‌ی دمای لحظه‌ای از دمای معتدل است. در تحقیقات مختلف، درجه‌ی حرارت‌های متفاوتی برای دمای معتدل ذکر شده است، که شکل (۳) یک منحنی درجه‌ی سوم را برای مصرف انرژی در ایران با توجه به دما نشان می‌دهد.



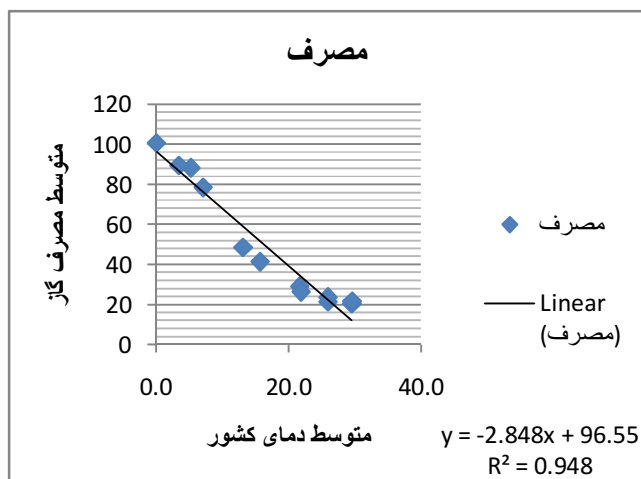
شکل ۲- میانگین مصرف گاز در دماهای متفاوت
شکل ۳- میانگین مصرف انرژی در دماهای متفاوت (شکوری و همکاران)

1- Shakouri et al.

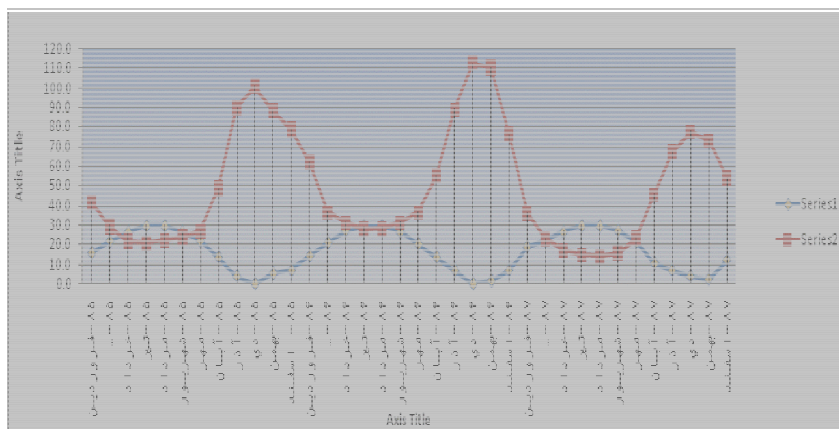
مصرف انرژی تا قبل از نقطه‌ی تعادل را مصرف گرمایشی و مصرف انرژی بعد از نقطه‌ی تعادل را مصرف سرمایشی می‌نامند. از آن‌جا که در ایران غالباً از گاز جهت مصارف گرمایشی استفاده می‌شود (به‌جز مصارف نیروگاهی که در این قسمت از مصرف کل کسر شده است)، لذا در این تحقیق فقط بخش اول نمودار فوق را خواهیم داشت. نمودارهای (۴) و (۵) و (۶) که بر اساس مصارف کل گاز کشور به‌جز مصرف نیروگاهی رسم شده، این ادعا را ثابت می‌کند. همان‌طور که نشان داده شده است در دمای بین ۲۹ تا ۳۰ درجه، حداقل استفاده از گاز در کشور رخ می‌دهد، از این رو استفاده از تقریب خطی در این تحقیق قابل قبول است.



شکل ۴- نمودار مصرف و دما در سال ۸۶ و ۸۷



شکل ۵- نمودار مصرف و دما در سال ۸۵ و ۸۶ و ۸۷



شکل ۶- رابطه‌ی بین متوسط دما و متوسط مصرف

در ادامه به منظور افزایش دقت در محاسبات، در تمامی داده‌های مصرفی موجود برای تمامی استان‌ها، به جز بخش نیروگاهی، همهی داده‌های با دمای بیش‌تر از ۳۰ درجه را حذف و مراحل توضیح داده شده در بالا را دوباره اجرا کرده‌ایم. نکته‌ی قابل توجه در این رابطه آنست که اگر مشاهدات هر پدیده در طول زمان‌های مشخص موجود

باشد، به آن داده‌ها تلفیقی متوازن^۱ گویند و اگر مشاهدات هر پدیده در زمان‌های متفاوت انجام بگیرد، مثلاً پدیده‌ی اول در ۲ زمان و پدیده‌ی دوم در ۴ زمان مشاهده شود، به آن داده‌های تلفیقی نامتوازن^۲ گویند. از آن جا که در تحلیل داده‌های تلفیقی متوازن اندازه‌ی گروه‌ها یکسان است، لذا اندازه‌ی کل نمونه‌ها nT می‌باشد، در صورتی که در داده‌های تلفیقی غیرمتوازن مجموع نمونه‌ها $\sum_{i=1}^n T_i$ است. (گجراتی، ۲۰۰۳). با توجه به حذف برخی از داده‌های مربوط به استان‌ها، مدل‌های ایجاد شده از نوع غیرمتوازن می‌باشد، که نتایج آن در جداول (۳) و (۴) آمده است.

جدول ۳- نتایج آزمون‌ها سمن برای داده‌های تلفیقی نامتوازن کم‌تر از ۳۰ درجه

p-value	بخش مصرفی	p-value	بخش مصرفی
۰,۶۵۰۳۱۲	عمومی	۰,۵۱۶۶۸۵	خانگی
۰,۷۵۳۱۱۵	تجاری	۰,۷۴۴۳۰۶	صنعتی
۰,۷۸۳۱۲۳	حمل و نقل	۰,۴۵۳۳۷۷	کشاورزی

پس از حذف داده‌های مربوط به دمای ۳۰ درجه، تعداد ۵۵۲ داده‌ی باقی‌مانده در هر یک از حوزه‌های مصرفی (به غیر از بخش نیروگاهی) و مصرف کل، براساس فرایند شکل (۱) مورد تحلیل دوباره قرار گرفت. در مرحله‌ی اول با انجام آزمون هاسمن در تمامی بخش‌ها (جدول ۳)، فرض صفر در سطح معناداری ۹۵ درصد، رد و در نتیجه مدل اثرات تصادفی در همه‌ی بخش‌ها انتخاب گردید. در مرحله‌ی بعد به منظور انتخاب از بین روش تلفیقی معمولی و روش اثرات تصادفی، آماره‌ی F برای تمامی بخش‌ها، محاسبه و فرضیه‌ی برابری اثرات ثابت تمامی استان‌ها مورد آزمون قرار گرفت که مقدار P -VALUE مربوطه صفر بوده و لذا برای تمامی بخش‌ها، مدل اثرات تصادفی به کار گرفته شد، که نتیجه‌ی آن در جدول (۴) آمده است.

با مقایسه‌ی جدول (۲) و (۴) مشاهده می‌شود که ضریب تعیین در بخش خانگی و عمومی حدود ۴ درصد افزایش یافته و در بخش کشاورزی، تجاری و حمل و نقل

1- Balanced Panel Data.
2- Unbalanced Panel Data.

تغییری نداشته است. هم‌چنین در بخش صنعتی ارتباط بین دما و مصرف هم‌چنان معنادار نیست.

جدول ۴- نتایج رگرسیون داده‌های تلفیقی نامتوازن

بخش مصرف	ضریب شیب	ضریب تعیین تعدیل شده	احتمال خطا
خانگی	-۸۳۰۸۷۳۲,	۰,۷۴۲۶۵۰	۰,۰۰۰۰۰
صنعتی	-۵۸۵۳۴,۷۳	۰,۹۰۰۶۳۶	۰,۸۰۲۴
کشاورزی	-۳۰۹۱۴,۸۸	۰,۷۴۴۵۲۳	۰,۰۰۰۰۰
عمومی	-۳۵۰۵۳۴,۲	۰,۷۷۱۸۸۱	۰,۰۰۰۰۰
تجاری	-۴۶۴۶۷۳,۸	۰,۸۳۹۱۸۲	۰,۰۰۰۰۰
حمل و نقل	-۴۹۱۵۶,۵۱	۰,۸۹۲۸۳۲	۰,۰۰۰۰۰

۵- نتیجه گیری

با توجه به نتایج حاصل از حل مدل برای هریک از بخش‌های مصرفی، ملاحظه شد که بین دما و مصرف در حوزه‌ی حمل و نقل، تجاری، عمومی، کشاورزی و خانگی رابطه‌ی معکوس وجود دارد. این رابطه در بخش حمل و نقل با ضریب تعیین ۸۹ درصد، بیش‌ترین شدت و در بخش خانگی با ضریب تعیین ۷۰ درصد کم‌ترین شدت را داراست و رگرسیون داده‌های تلفیقی با اثرات تصادفی مناسب‌ترین مدل برای بررسی این رابطه در کل کشور و با توجه به وضعیت تک تک استان‌ها می‌باشد. نکته قابل توجه آنست که به علت سیاست‌های اخیر کشور مبنی بر توسعه‌ی جایگاه‌های CNG^۱ و به‌کارگیری سایر سیاست‌ها برای جای‌گزینی مصرف گاز طبیعی با بنزین نمی‌توان به درستی وجود رابطه‌ی معکوس شدید بین مصرف گاز و درجه‌ی حرارت را در این حوزه تحلیل کرد و ارائه‌ی تحلیل در حوزه‌ی حمل و نقل، منوط به اتمام این سیاست‌ها و به ثبات رسیدن برنامه‌ها در این حوزه می‌باشد.

در حوزه‌ی مصرف نیروگاهی نیز رگرسیون داده‌های تلفیقی با اثرات تصادفی، مناسب‌ترین مدل تشخیص داده شد، که رابطه‌ی مستقیم بین مصرف و دما در این بخش بیانگر این موضوع است که در فصول گرم سال به دلیل کاهش سایر مصارف گاز

1- Compressed Natural Gas.

مخصوصاً در حوزه‌ی خانگی، عمده گاز تولیدی به حوزه‌ی نیروگاهی اختصاص یافته و در فصول سرد سال مصرف این حوزه کاهش می‌یابد. نتایج حاصل از حل مدل اثرات ثابت در بخش مصرف صنعتی نشان دهنده‌ی این موضوع است که گاز در این حوزه به عنوان یکی از عوامل تولید مورد استفاده قرار می‌گیرد و مصرف آن به درجه‌ی حرارت وابسته نیست. رابطه‌ی کم بین دما و مصرف کل گاز که از حل مدل رگرسیون داده‌های تلفیقی با اثرات تصادفی حاصل شده است، به علت تخصیص عمده‌ی گاز در تابستان به حوزه‌ی نیروگاهی است، که وجود روابط شدید معکوس بین درجه‌ی حرارت و مصرف گاز در سایر حوزه‌ها را جبران می‌کند. با توجه به نتایج نشان داده شده در جداول داده‌های تلفیقی متوازن و نامتوازن، مشاهده می‌شود که نتایج حاصله تقریباً مشابه بوده و تفاوت معناداری در بین آن‌ها وجود ندارد. جهت و رابطه‌ی بین مصارف در حوزه‌های مختلف تغییری نکرده است و فقط ضرایب شیب و ضرایب تعیین نسبت به قبل تغییرات محدودی داشته‌اند که قابل توجه نیستند.

فهرست منابع

- Belloumi, M., (2009), "Energy Consumption and GDP in Tunisia: Cointegration and Causality Analysis", *Energy Policy* 37, 2745–2753.
- Dougherty, C., (2007), "Introduction to Econometrics", Oxford University Press, 4th ed, Chapter 14, pp 408-421.
- Ediger, D., Volkan, S., Tathdil, H., (2002), "Forecasting the Primary Energy Demand in Turkey and Analysis of Cyclic Patterns" *Energy Conversation and Management* 43, 473-483.
- Ferderer, J., (1996), "Oil price Volatility and the Macro Economy". *Journal of Macroeconomics* 18 (1), 1–26.
- Gorucu, F.B, Gumrah, F, (2004), "Evaluation and Forecasting of Gas Consumption by Statistical", *Energy Sources*, 26, 267–276.
- Greene, H.W., (2005), "Econometric Analysis", Prentice Hall, New Jersey, Chapter 13, pp 283-338X.
- Gujarati, D, (2003), "Basic econometrics", 4th ed, New York, Macgraw Hill, pp 630-644.

Hsiao, C., (2003), "Analysis of Panel Data", Cambridge University Press, 2th ed, Chapter 1, pp-2.

<http://www.nigc.ir/site.aspx?ParTree=111S11>

Huang, R.D., Masulis, R.W., Stoll, H.R., (1996), "Energy Shocks and Financial Markets" *Journal of Futures Markets* 16 (1), 1-27.

Hwang, D., Gum, B. (1992), "The Causal Relationship between Energy and GDP: the Case of Taiwan", *Journal of Energy and Development* Spring, 219-226.

Kraft, J, Kraft. A, (1978), "On the Relationship between Energy and GDP", *Journal of Energy and Development*, 3, 401-403.

Kraft, J, Sims, C.A. (1972), "Money, Income, and Causality", *American Economic Review* 62, 540-552.

Lee, K., Ni, S., Ratti, R.A., (1995), "Oil Shocks and the Macro Economy: the Role of price Variability". *The Energy Journal* 16(4), 39-56.

Midilli, A., Ay, M., Dincer, I., Rosen, M.A., (2005), "on Hydrogen and Hydrogen Energy Strategies-II: Future Projections Affecting Global Stability and Unrest". *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 9, 273-287.

River, N., Jaccard, M., (2005), "Combining Top-Down and Bottom-Up Approaches To Energy-Economy Modeling Using Discrete Choice Methods", *The Energy Journal*, Vol. 26, No. 1.

Sadorsky, P., (2003), "The macroeconomic Determinants of Technology Stock price Volatility". *Review of Financial Economics* 12, 191-205.

Sadorsky, P., (1999), "Oil price Shocks and Stock Market Activity". *Energy Economics* 21 (5), 449-469.

Sadorsky, P., (2006), "Modeling and forecasting petroleum futures volatility" *Energy Economics* 28, 467-488.

Sailor, D.J., Rosen, J.N., Ricardo, J., (1997), "Natural Gas Consumption and Climate: a Comprehensive set of Predictive state-Level Models for the United States", *Energy* 23 (2), 91-10.

Shakouri, H., Nadimi, G. R., Ghaderi, F., (2009), "A hybrid TSK-FR Model to Study Short Term Variations of the Electricity Demand Versus the Temperature Changes", *Expert Systems with Applications* 36, 1765-1772.

Sims, C.A. (1972), "Money, Income, and Causality", *American Economic Review* 62, 540-552.

Yu, S.H., Choi, J.Y. (1985), "The Causal Relationship between Energy and GDP: an International Comparison", *Journal of Energy and Development* 10 (2), 249-272.



پیوست ۱

Dependent Variable: HOME
 Method: GLS (Variance Components)
 Date: 08/03/09 Time: 20:24
 Sample: 1986:01 1987:12
 Included observations: 24
 Total panel (balanced) observations 600

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.65E+08	37346754	7.092729	0.0000
TEMP	-8313170.	544812.0	-15.25879	0.0000
<i>Random Effects</i>				
_1--C	1.60E+08			
_2--C	22268383			
_3--C	-1.24E+08			
_4--C	7.83E+08			
_5--C	1.91E+08			
_6--C	-1.17E+08			
_7--C	1.22E+08			
_8--C	-1.41E+08			
_9--C	-4161835.			
_10--C	-1.22E+08			
_11--C	-74705399			
_12--C	9157556.			
_13--C	-82753245			
_14--C	-58728011			
_15--C	-74070555			
_16--C	-72082619			
_17--C	-67072929			
_18--C	-1.19E+08			
_19--C	-53803567			
_20--C	-9070153.			
_21--C	-54986230			
_22--C	68202603			
_23--C	-65269896			
_24--C	-61767158			
_25--C	-55081708			
<i>GLS Transformed Regression</i>				
R-squared	0.704949	Mean dependent var	1.27E+08	
Adjusted R-squared	0.704456	S.D. dependent var	2.28E+08	
S.E. of regression	1.24E+08	Sum squared resid	9.16E+18	
Durbin-Watson stat	0.584783			
<i>Unweighted Statistics including Random Effects</i>				
R-squared	0.717561	Mean dependent var	1.27E+08	
Adjusted R-squared	0.717089	S.D. dependent var	2.28E+08	
S.E. of regression	1.21E+08	Sum squared resid	8.76E+18	
Durbin-Watson stat	0.610895			

پیوست ۲

Dependent Variable: INDU
 Method: Pooled Least Squares
 Date: 08/03/09 Time: 20:28
 Sample: 1986:01 1987:12
 Included observations: 24
 Total panel (balanced) observations 600

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TEMP?	-62975.39	209109.7	-0.301160	0.7634
<i>Fixed Effects</i>				
_1--C	90959691			
_2--C	13517471			
_3--C	13094312			
_4--C	2.39E+08			
_5--C	5.73E+08			
_6--C	22786998			
_7--C	1.25E+08			
_8--C	24147972			
_9--C	4.89E+08			
_10--C	15371821			
_11--C	28972571			
_12--C	4.03E+08			
_13--C	47624507			
_14--C	22029736			
_15--C	9899827.			
_16--C	1.34E+08			
_17--C	46077193			
_18--C	10205664			
_19--C	8089369.			
_20--C	22105975			
_21--C	14625830			
_22--C	26199996			
_23--C	1.49E+08			
_24--C	22924919			
_25--C	29850604			
R-squared	0.916969	Mean dependent var	1.02E+08	
Adjusted R-squared	0.913353	S.D. dependent var	1.61E+08	
S.E. of regression	47411591	Sum squared resid	1.29E+18	
Durbin-Watson stat	0.402706			



پیوست ۳

Dependent Variable: HOME
 Method: GLS (Variance Components)
 Date: 10/17/09 Time: 17:13
 Sample: 1986:01 1987:12
 Included observations: 24
 Total panel (unbalanced) observations 552

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.58E+08	42856890	6.022297	0.0000
TEMP?	-8308732.	578200.9	-14.36997	0.0000
Random Effects				
1--C	1.98E+08			
2--C	14906340			
3--C	-1.18E+08			
4--C	8.84E+08			
5--C	2.08E+08			
6--C	-1.11E+08			
7--C	1.30E+08			
8--C	-1.35E+08			
9--C	-48793760			
10--C	-1.16E+08			
11--C	-84818738			
12--C	14922499			
13--C	-76528632			
14--C	-67184357			
15--C	-67803775			
16--C	-65815093			
17--C	-60775583			
18--C	-1.13E+08			
19--C	-47451196			
20--C	-2491531.			
21--C	-51459862			
22--C	75152638			
23--C	-58957548			
24--C	-55428780			
25--C	-70489264			

GLS Transformed Regression

R-squared	0.743117	Mean dependent var	1.32E+08
Adjusted R-squared	0.742650	S.D. dependent var	2.35E+08
S.E. of regression	1.19E+08	Sum squared resid	7.81E+18
Durbin-Watson stat	0.704417		

Unweighted Statistics including Random Effects

R-squared	0.753107	Mean dependent var	1.32E+08
Adjusted R-squared	0.752658	S.D. dependent var	2.35E+08
S.E. of regression	1.17E+08	Sum squared resid	7.51E+18
Durbin-Watson stat	0.732919		

پیوست ۴

Dependent Variable: INDU
 Method: GLS (Variance Components)
 Date: 10/17/09 Time: 17:16
 Sample: 1986:01 1987:12
 Included observations: 24
 Total panel (unbalanced) observations 552

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	94558141	31763375	2.976955	0.0030
TEMP	-58534.73	233775.6	-0.250389	0.8024
Random Effects				
_1--C	-2917282.			
_2--C	-80549852			
_3--C	-81163879			
_4--C	1.47E+08			
_5--C	4.74E+08			
_6--C	-71517638			
_7--C	30475542			
_8--C	-70172394			
_9--C	4.00E+08			
_10--C	-78902763			
_11--C	-65819291			
_12--C	2.99E+08			
_13--C	-46799781			
_14--C	-71411375			
_15--C	-84365703			
_16--C	39007011			
_17--C	-48344815			
_18--C	-84064185			
_19--C	-86182525			
_20--C	-72218226			
_21--C	-79759655			
_22--C	-68149294			
_23--C	54275722			
_24--C	-71384220			
_25--C	-63844812			

GLS Transformed Regression

R-squared	0.900816	Mean dependent var	93670123
Adjusted R-squared	0.900636	S.D. dependent var	1.53E+08
S.E. of regression	48175454	Sum squared resid	1.28E+18
Durbin-Watson stat	0.383962		

Unweighted Statistics including Random Effects

R-squared	0.904620	Mean dependent var	93670123
Adjusted R-squared	0.904447	S.D. dependent var	1.53E+08
S.E. of regression	47242691	Sum squared resid	1.23E+18