فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران / سال نهم/ شماره ۳۲/ پاییز ۱۳۸۶/ صفحات ۱۳۷-۱۶۰

# بررسی تابع تقاضای گازطبیعی (خانگی و تجاری) در ایران

دکتر غلامرضا کشاورز حداد*
محمد میرباقری‌جم**

تاریخ ارسال: ۱۳۸۵/۴/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۶/۱۱/۱

## چکیده

*علاوه بر تغییرات دما و شرایط جوّی- که عامل اصلی نوسانات فصلی تقاضای انرژی محسوب می‌شوند- عوامل دیگری نظیر شوک‌های فصلی غیرقابل مشاهده بر نوسانات فصلی تقاضای انرژی تأثیر می‌گذارند. همچنین غیر از عوامل اقتصادی قابل مشاهده نظیر قیمت و درآمد، عوامل غیراقتصادی همانند تغییر سلیقه مصرف‌کنندگان و پیشرفت تکنولوژی و عوامل دیگری که قابل مشاهده نیز نیستند، بر روند اصلی تقاضای انرژی اثر می‌گذارند. به کارگیری روش مدل ساختار سری زمانی* (STSM)*، این امکان را می‌دهد که بتوان هر دو مؤلفه روند تصادفی و فصلی تصادفی را در تقاضای انرژی به منظور برآورد صحیح کشش‌های درآمدی و قیمتی، وارد و مدلسازی کرد. سپس با استفاده از فیلتر کالمن با روش حداکثر راستنمایی، برآوردهای ناریب پارامترهای تابع تقاضا محاسبه می‌شود. در ایران برای اولین بار، برآورد تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی و تجاری کشور با روش* (STSM) *انجام شده است. در تابع تقاضای برآورد شده مؤلفه روند مشاهده نمی‌شود. ماهیّت مؤلفه فصلی تصادفی بوده و کشش مصرف سرانه گاز طبیعی نسبت به دما ۰/۲۶- درصد برآورد شده است. کشش‌های بلندمدت قیمتی و درآمدی نیز به ترتیب حدود ۰/۱۳- و ۰/۱۷ درصد محاسبه شده است.*

**طبقه‌بندی JEL:** Q41, Q42, Q48, C32

**واژگان کلیدی:** تقاضای گاز طبیعی، نوسانات فصلی، روند اصلی و مدل ساختار سری زمانی.

---

*. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف **E-mail:**G.K.Haddad@sharif edu
**. پژوهشگر اقتصاد **E-mail:** mohammad.mirbagherijam@gmail.com

**مقدمه**

پس از وقوع بحران نفتی سال‌های دهه ۱۹۷۰، در کشورهای تولیدکننده گاز طبیعی نظیر روسیه، آمریکا و کشورهای منطقه خاورمیانه، از گاز طبیعی در مقیاس بیشتری استفاده می‌شود. در کشورهای دیگری نیز استفاده از گاز طبیعی به عنوان سوخت جایگزین به علّت تمیزی، راحتی سوخت، ارزش گرمازایی بالا و در دسترس‌بودن، افزایش‌یافته است. انتظار می‌رود نقش گاز طبیعی در تأمین انرژی کشورها در نتیجه افزایش تقاضای انرژی، افزایش یابد.

عوامل مختلفی از جمله تغییرات جوی، وضعیت اقتصاد و جایگزینی سوخت در تقاضای کوتاه‌مدت گاز طبیعی مؤثر است. در بلندمدت، تجدید ساختار صنعت الکتریسیته و گاز، تغییرات دموگرافیک و مراکز جمعیتی یک کشور، قانون کارایی انرژی و پیشرفت تکنولوژی بر تقاضای گازطبیعی بخش‌های خانگی و تجاری مؤثر است. حجم تقاضا برای گاز طبیعی همواره به صورت دوره‌ای است؛ تقاضای گاز در ماههای سرد سال بیشتر از ماههای گرم سال می‌باشد. بیشتر نوسانات فصلی تقاضای حامل انرژی گاز طبیعی در بخش خانگی و تجاری مربوط به تغییرات دما است.

در برآورد تابع تقاضای انرژی در بخش خانگی و تجاری و حامل انرژی گاز طبیعی، مطالعات مختلفی انجام شده است. کلمنتس و مادلنر[1] (۱۹۹۹) با بررسی تقاضای انرژی در بخش خانگی کشور انگلیس، با روش هم‌انباشتگی و تصحیح خطا نشان داده‌اند که حرکت کوتاه‌مدت تقاضای انرژی بیشتر فصلی است. لستر-جاج-نیومیا (۲۰۰۳) با روش مدل ساختار سری زمانی به بررسی روند اصلی و نوسانات فصلی تقاضای انرژی در بخش‌های مختلف کشور انگلیس پرداخته‌اند. آنها همچنین با روش هم‌انباشتگی و تصحیح خطا کشش‌های بلندمدت قیمتی و درآمدی تقاضا را برآورد کرده و به مقایسه این دو روش پرداخته‌اند. لیو و کابودان[2] (۲۰۰۳) با روش برنامه‌ریزی ژنتیک[3] (GP) سیستم معادلات چند رگرسیونی[4] تقاضای کوتاه‌مدت کشور آمریکا برای گاز طبیعی را پیش‌بینی کرده و مصرف گاز هر چهار بخش خانگی، تجاری، صنعتی و برق را برآورد کرده‌اند. در مدل آنها تقاضای هر بخش تابعی از قیمت گاز، قیمت حامل انرژی جایگزین، شرایط اقتصادی و متغیر نماینده دما است. سارک و ستمن[5](۲۰۰۳) مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی ترکیه را تابعی از درجه گرمایش روزها[6] به دست آورده‌اند. نیل آرس و حیدر آرس[7] (۲۰۰۴) با تفکیک سال به دوره گرمسازی و دوره غیرگرمسازی

1.Clements, M.P., Madlener, R
2 .Kaboudan, M.A., Liu, Q.W.
3.Genetic Programming (GP)
4.Integrated Genetic Programming/ Multiple Regression System of Qquations
5.Sarak, H., Satman, A., 2003
6 .Heating degree days
7. Aras, H., Aras, N., 2004

مصرف گاز طبیعی بخش خانگی را در شهر اسکی شیر ترکیه پیش‌بینی کرده‌اند. متغیر کلیدی در مدل آنها دما به صورت مقدار درجه گرمایش روز است. اس‌جیل[1] و جی‌دفراری[2] (۲۰۰۴) با برآورد تابع توزیع مصرف روزانه و ماهیانه گاز طبیعی مدلی را برای پیش‌بینی مصرف گاز طبیعی در دوره‌های کوتاه‌مدت، و میان‌مدت، ارائه داده‌اند. در مدل آنها مصرف گاز طبیعی تابعی از دمای مؤثر محیط است.

پژوهش‌های یاد شده و سایر کارهای انجام شده در متون تقاضای انرژی را می‌توان در سه دسته قرار داد. دسته اول مطالعاتی که روش هم‌انباشتگی و تصحیح خطا را برای بررسی تأثیر متغیرهای قیمت‌های حامل‌های انرژی و درآمد (تولید یا ستانده) در تقاضای حامل‌های انرژی به کار برده‌اند، از جمله مطالعه کلمنتس و مادلنر، مطالعه لستر-جاج-نیومیا را می‌توان نام برد. دسته دوم پژوهش‌هایی مطالعاتی که از روش معادلات همزمان و داده‌های تابلویی استفاده کرده‌اند؛ برآوردهای پیترو بالسترا و مارس نیرلوی[3] (۱۹۶۶)، برآورد تقاضای گاز آمریکا توسط لیو و کابودان و جز اینها از این دسته است. دسته سوم که بیشتر در سال‌های اخیر انجام شده، روش مدل ساختار سری زمانی بوده که به عنوان روشی برای بررسی همزمان روند اصلی و نوسانات فصلی تقاضای انرژی تقاضای حامل‌های انرژی در بخش‌های مختلف معرفی شده است. مطالعات لستر- جاج- نیومیا (۲۰۰۳)، برآورد تقاضای گازوییل در بخش حمل و نقل انگلیس توسط لستر- ایلگر[4] (۲۰۰۴) در این گروه قرار می‌گیرد. البته، پژوهش‌هایی مطالعاتی نیز با تاکید بر رابطه بین مصرف گاز و درجه دمای هوای منطقه در برآورد تابع تقاضای مصرف گاز طبیعی بخش خانگی و تجاری منطقه‌ای انجام شده است، نظیر پژوهش‌هایی مثل مطالعات نیل آرس و حیدر آرس، سارک - ستمن و اس‌جیل - جی‌دفراری.

لطفعلی پور (۱۳۸۲) تقاضا برای مصرف خانگی گاز طبیعی شهر تهران را برآورد کرده‌اند. مقاله به روش الگوی لگاریتمی حساسیت تقاضا نسبت به دما را در حدود یک درصد برآورد می‌کند. مشیری و شاهمرادی(۱۳۸۵) برآورد تقاضای گاز طبیعی و برق خانوارهای کشور را با استفاده از نمونه بودجه خانوارهای استان تهران و اصفهان برآورد کرده‌اند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که در حال حاضر، گاز طبیعی در سبد مصرفی خانوار کالایی تقریباً بی‌کشش است؛ به‌طوری که افزایش قیمت گاز طبیعی به میزان یک درصد می‌تواند مقدار تقاضای گاز طبیعی را در استان‌های تهران و اصفهان به ترتیب به میزان ۰/۹۶ و ۰/۷۶ درصد کاهش دهد. کشش‌های درآمدی تقاضای گاز طبیعی و برق نیز بین صفر و یک قرار دارند که حاکی از ضروری بودن آنها است.

با برآورد تابع تقاضای گاز طبیعی بخش خانگی و تجاری، امکان پیش‌بینی آینده تغییرات مصرف انرژی در این بخش‌ها به عنوان تابعی از تغییرات آب و هوایی و روندهای دموگرافیک فراهم می‌شود و

---

1. S.Gil
2.J.Deferrari
3.Pietro Balestra and Marc Nerlove (1966)
4.Lester C. Hunt , Edward Elgar

این پیش‌بینی‌ها می‌توانند راهنمای سیاستگذاران برای تصمیم‌گیری بهتر و برنامه‌ریزی برای واردات، صادرات، ذخیره‌سازی و تولید گاز طبیعی و نیز در برقراری توازن بین عرضه و تقاضای گاز طبیعی برای پرهیز از زیان‌های اقتصادی باشند.

از آنجا که بخش خانگی و تجاری کشور بیشترین سهم مصرف گاز طبیعی را در اختیار دارد و این حامل انرژی در تأمین انرژی این بخش‌ها از اهمیت بالایی برخوردار است[1]؛ بنابراین، مطالعه تقاضای این حامل انرژی در بخش‌های یادشده جایگاه ویژه‌ای دارد. به همین دلیل، تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی و تجاری ایران را با روش مدل ساختار سری زمانی برآورد می‌کنند. با به کارگیری این روش در برآورد تقاضا، روی دو واقعیّت موجود در تقاضای انرژی یعنی روند اصلی و ماهیّت نوسانات فصلی متمرکزشده و در برآورد روند اصلی تقاضای انرژی بین عوامل اقتصادی همانند تغییرات قیمت و درآمد (قابل مشاهده) و عوامل غیر اقتصادی مثل تغییر سلیقه مصرف‌کنندگان و پیشرفت تکنولوژی و عوامل دیگری که قابل مشاهده نیستند ولی برخی مواقع اثر قوی بر تقاضای مصرف گاز طبیعی دارند تفاوت قایل می‌شود؛ در نتیجه، از برآوردهای اریب‌دار کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای انرژی پرهیز می‌نماییم. ادامه این نوشتار به این صورت است:

بخش اول در مورد دو واقعیّت موجود در تقاضای انرژی یعنی روند اصلی و نوسانات فصلی تقاضای انرژی بحث و الگوی تحلیلی تحقیق و معرفی روش مدل ساختار سری زمانی همراه با تعریف متغیرهای استفاده‌شده در برآورد تقاضا را ارائه می کند. بخش دوم به تخمین مدل و تفسیر ضرایب و نتایج برآورد می‌پردازد. در بخش سوم نیز خلاصه و نتیجه‌گیری این پژوهش را ارائه می شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

---

۱. به طوری که سال ۱۳۸۳ حامل انرژی گاز طبیعی بیش از ۶۳ درصد انرژی مورد نیاز بخش خانگی و تجاری را تأمین کرده است و سهم این بخش‌ها از کل مصرف گاز طبیعی در بین دیگر بخش‌ها بیش از ۶۵ درصد بوده است.

## ۱. روش تحلیل و ارائه اطلاعات

### ۱-۱. تحلیل الگوی روند اصلی تقاضای انرژی[1] (UEDT)

در گذشته، به طور سنتی با واردکردن روند زمانی در رابطه تقاضای انرژی به طور صریح "پیشرفت تکنولوژی[2]" را یک فرآیند پیوسته و با نرخ ثابت در طول زمان، مدلسازی می‌کردند؛ ولی پیشرفت تکنولوژی همراه یک روند قطعی نیست و بیشتر با گذشت زمان تغییر کرده و ممکن است از عوامل و متغیرهایی تأثیر پذیرد. مقررات قانونی و فشارهای زیست‌محیطی و تعهدات مربوط به استانداردهای کارایی انرژی[3] را می‌توان از جمله عوامل برونزای مؤثر در سطح تکنولوژی تبلوریافته، در نظر گرفت، که همه اینها باعث انتقال به چپ تقاضای انرژی می‌شود. همچنین، افزایش مؤثر قیمت و افزایش درآمد و یا تولید را جزء عوامل درونزای مؤثر در پیشرفت تکنولوژی می‌دانند.

بررسی تغییر تقاضای انرژی به دلیل تغییر درآمد و قیمت و یا به دلیل پیشرفت تکنولوژی، یک بحث چالش‌انگیز است. جونز[4] (۱۹۹۴) کاهش تقاضای انرژی به دلیل پیشرفت تکنولوژی را متفاوت از تعدیل مصرف انرژی (کاهش تقاضای انرژی) به دلیل افزایش قیمت می‌داند. در کوتاه‌مدت با ثابت‌بودن سطح کاربری انرژی، با افزایش قیمت انرژی، مصرف‌کننده تمایل دارد که انرژی کمتری مصرف کرده و مصرف انرژی در بلندمدت، با به کارگیری وسایل با کاربری‌های کارای انرژی، کاهش بیشتری می‌یابد. یعنی هم پیشرفت تکنولوژی که از شوک قیمت، ناشی شده و هم خود قیمت باعث کاهش مصرف انرژی در بلندمدت می‌شود. اندازه‌گیری این تغییرات به عنوان کشش قیمتی، به طور آشکار، قدرمطلق کشش قیمتی بلندمدت را بیش از مقدار واقعی نشان می‌دهد.

در همین چارچوب کوریس[5] (۱۹۸۳)، بینستاک و ویل کوکس[6] (۱۹۸۳) و ولسچ[7] (۱۹۸۹) معتقدند که باید بین اثرات درآمدی بلندمدت و پیشرفت تکنولوژی یک تفاوت قایل شد. افزایش درآمد در کوتاه‌مدت، با ثابت بودن شرایط دیگری نظیر سطح انباشت سرمایه و کاربری انرژی، می‌تواند باعث افزایش تقاضای انرژی شود؛ این افزایش تقاضا قبل از اینکه مصرف‌کننده فرصت تعویض کاربری انرژی را داشته باشد، می‌تواند قابل ملاحظه باشد. با گذشت زمان کاربری‌های انرژی جدید و کارا رایج می‌شود.

---

1.Underlying Energy Demand Trend (UEDT)

۲.(Technical progress) انرژی یک تقاضای مشتقه است، یعنی تقاضا برای خود انرژی صورت نمی‌گیرد بلکه خدماتی که در ترکیب آن با سرمایه و وسایل موجود در یک مکان و زمان معین به مصرف‌کننده ارائه می‌دهد، مورد نظر است. بنابراین مقدار انرژی مصرف شده به منظور دستیابی به یک سطح مطلوب از خدمات، بستگی به سطح تکنولوژی تبلور یافته در وسایل مصرف‌کننده انرژی دارد.

3.Energy efficiency standards
4.Jones (1994)
5.Kouris (1983)
6.Beenstock & willcocks (1983)
7.Welsch (1989)

بدون در نظر گرفتن الگویی که تغییرات تکنولوژی را توضیح دهد، برآورد کشش درآمدی بلندمدت ممکن است کمتر از مقدار واقعی باشد. پس مشابه بحث قیمت باید بین اثرات بلندمدت درآمدی (کشش بلندمدت) و پیشرفت فنی در تقاضای انرژی تفاوت قایل شد.

از آنجا که عوامل مختلفی در بهبود تکنولوژی نقش دارند ولی به طور خیلی ساده و سنتی می‌توان متغیرهایی به نمایندگی از متغیر بهبود تکنولوژی، در تابع تقاضای انرژی آورد که این متغیرها رفتار تغییرات تکنولوژی را در مدل در نظر بگیرند؛ به طور مثال، در بخش حمل و نقل نسبت "مایل بر گالن" در طول زمان برای یک موتور معین را می‌توان به عنوان شاخصی از متغیر بهبود تکنولوژی در نظر گرفت و یا در بخش خانگی، میزان انرژی لازم برای افزایش دمای یک فضای خاص تا درجه معین را نماینده متغیر تکنولوژی قرارداد؛ در نبود این گونه اطلاعات، آوردن متغیر روند زمانی از هیچ بهتر است.

علاوه بر پیشرفت فنی که در بالا به اختصار بحث شد، عواملی نظیر تغییر ساختار اقتصادی و تغییر در سلیقه مصرف‌کنندگان نیز در روند اصلی تقاضای انرژی تأثیر دارند. در نبود الگویی که این تغییرات را در تقاضای انرژی مدلسازی کند، این تغییرات به وسیله متغیرهای قیمت و درآمد جمع شده و برآورد کشش‌های درآمدی و قیمتی همراه با اریب می‌شود. به کارگیری الگوی نامناسب نیز موجب برآورد اریب‌داری از کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای انرژی می‌شود. نمودارهای ۲-۱ و ۲-۲ این موضوع را نشان می‌دهند.

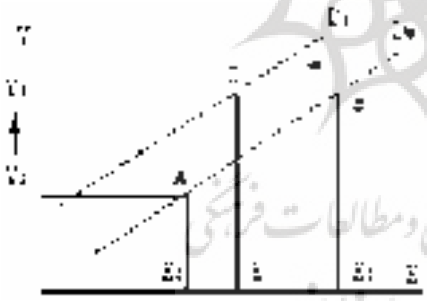
نمودار ۲-۱. افزایش در قیمت و UEDT با شیب نزولی (منفی)

$E_0 - E_1$: اثر قیمت؛

$E_1 - E_2$: اثر UEDT؛

$E_0 - E_2$: اثر برآورد شده قیمت وقتی که UEDT در مدل وارد نشود. بنابراین کشش قیمتی ممکن است بیش از واقع برآورد شود.

نمودار ۲-۲. افزایش در درآمد و UEDT با شیب نزولی (منفی)



$E_0 - E_1$: اثر درآمد؛

$E_1 - E_2$: اثر UEDT؛

$E_0 - E_2$: اثر برآورد شده درآمد وقتی که UEDT در مدل وارد نشود. بنابراین کشش درآمدی ممکن است کمتر از واقع برآورد شود.

نمودار ۲-۱، برآورد تخمین اریب‌دار کشش قیمتی نشان می‌دهد که وقتی، قیمت از تعادل اولیه $p_0$ به $p_1$ افزایش می‌یابد از مقدار تقاضای انرژی تا سطح $E_1$ کاسته می‌شود (نقطه B )؛ این اثر واقعی بلندمدت قیمت را نشان می‌دهد که ناشی از تغییر الگوی مصرف است، به طور مثال مصرف‌کننده در این حالت وسایل گرمایشی اضافی را خاموش می‌کند، حال اگر UEDT منفی[1] باشد، آنگاه منحنی تقاضا به گسسته چپ، $(D_1)$، منتقل و تعادل جدید در نقطه C رخ می‌دهد و تقاضای انرژی حتی تا سطح $E_2$ کاهش می‌یابد؛ مقدار واقعی اثر UEDT از $E_1$ تا $E_2$ است و در صورت نبود UEDT در مدل تقاضا، اثر قیمتی از $E_0$ تا $E_2$ اندازه گرفته می‌شود. بنابراین کشش قیمتی بیش از حد برآورد می‌گردد. در نمودار ۲-۲، با افزایش درآمد مصرف‌کننده تا سطح $Y_1$ ممکن است وی اقدام به خرید وسایل گاز سوز جدید کند. اگر پیشرفت تکنولوژی رخ داده باشد و این وسایل از سطح تکنولوژی بالایی برخوردار باشند، منجر به این می‌شود که تقاضا از $D_0$ به $D_1$ انتقال یابد؛ آنچه که به طور تجربی به عنوان کشش درآمدی اندازه گرفته می‌شود، $E_1 - E_0$ است که این مقدار کمتر از $E_2 - E_0$، اندازه واقعی اثر درآمدی، است.

### ۱-۲. تحلیل الگوی نوسانات فصلی تقاضای انرژی

الگوی فصلی ممکن است قطعی و ثابت باشد[2] و در طول زمان تغییر نکند و یا با گذشت زمان تغییر کند و شکل تصادفی به خود گیرد. بسیاری از پژوهشگران زمانی که با داده‌های تعدیل نشده فصلی کار می‌کنند، اثرات فصلی را با ابزار متغیرهای مجازی فصل‌زدایی می‌کنند. بنابراین، وقتی که اثرات فصلی به تدریج در طول زمان تغییر می‌کند[3]، به کارگیری این رویکرد (متغیرهای مجازی فصلی) به تشخیص‌پذیری نادرست[4] از مدل پویا منجر می‌شود.[5]

---

۱. UEDT منفی یا با شیب نزولی یعنی مثلاً پیشرفت تکنولوژی رخ داده و با ثابت بودن شرایط دیگر، به مصرف حامل انرژی نیاز کمتری است.

۲. الگوی فصلی قطعی یا قابل مشاهده نظیر متغیر دما، تعطیلات تقویمی آخر هفته و دوره مالیاتی و مالی.

۳. دلایل مختلفی وجود دارد که چرا الگوی فصلی با گذشت زمان تغییر می‌کند از جمله تغییر الگوی مصرفی مصرف کننده به طور مثال خوردن بستنی در زمستان، تغیر ساختاری نظیر تغییر سال مالی شرکتها و تغییر تاریخ پرداخت دستمزد ماهانه و جز اینها؛ مدل گام تصادفی فصلی یک مدل ساده‌ای است که در آن الگوی فصلی با گذشت زمان تغییر می‌کند.

4.Misspecification

۵. در پژوهش‌هایی که توسط اندرو هاروی و اسکات هاروی (۱۹۹۴) روی داده‌های درآمد قابل تصرف و مصرف لحظه‌ای انگلیس انجام یافته، نشان داده شده که بکارگیری الگوی فصلی قطعی بجای الگوی فصلی تصادفی منجر

دو روش اصلی در مدلسازی سری‌های زمانی که اطلاعاتی در مورد مؤلفه‌های روند، فصلی و بی‌قاعده[۱] ارائه کند، وجود دارد. روش اول، مدل ARIMA فصلی، نظیر مدل "ایرلاین"[۲] باکس و جنکینس[۳] (۱۹۷۰) است؛ روش دوم که توسط کیتگاوا و جرسش[۴] به کار گرفته شده و به طور وسیع توسط هاروی (۱۹۸۹) بحث شده، به مدل ساختار سری زمانی[۵] (STSM) مشهور است. به تازگی لستر (۲۰۰۳) نیز از این روش در برآورد تقاضای انرژی انگلستان استفاده کرده است. در ادامه، به توضیح روش مدل ساختار سری زمانی می‌پردازیم.

همان طوری که اشاره شد، دو واقعیّت موجود درتقاضای انرژی، یعنی روند اصلی و ماهیّت فصلی را در مدلسازی تقاضای انرژی باید در نظر داشت. به کارگیری روش مدل سری زمانی ساختاری این امکان را به وجود می‌آورد که مؤلفه‌های غیر قابل مشاهده روند و فصلی را در مدل‌های رگرسیونی پویا آورد. این روش یک ابزار مناسب برای برآورد روند اصلی تقاضای انرژی است. روند اصلی تقاضای انرژی ممکن است غیرخطی باشد؛ که این نه تنها ممکن است انعکاسی از پیشرفت فنی، بلکه شاید انعکاسی از عامل-های دیگری نظیر تغییر سلیقه مصرف‌کنندگان و ساختار اقتصادی و غیره باشد؛ اگرچه این تغییرات به طور مستقیم قابل مشاهده نیستند، ولی ممکن است تأثیر فوق‌العاده‌ای روی سری زمانی بگذارد. هنگام استفاده از این روش در برآورد UEDT بین عوامل اقتصادی همانند قیمت و درآمد و عوامل غیر اقتصادی نظیر تغییر سلیقه مصرف‌کنندگان و ساختار اقتصادی و عوامل دیگری که قابل مشاهده نیستند، ولی برخی مواقع اثر قوی بر تقاضای مصرف گاز طبیعی دارند، تفاوت قایل می‌شویم.

با به کارگیری این روش در مدلسازی اثرات فصلی همچنین، اثرات تصادفی فصلی و غیر قابل مشاهده را از اثرات فصلی قابل مشاهده نظیر تغییرات دما و شرایط جوّی که بصورت یک منبع برونزا بر تقاضای مصرف گاز طبیعی اثر می‌گذارد، متمایز می‌کنیم. به طور خلاصه STSM روشی است که این امکان را می‌دهد که هر دو مؤلفه، روند تصادفی و فصلی تصادفی را در تقاضای کل انرژی، به منظور برآورد صحیح کشش‌های درآمدی و قیمتی وارد کرد.

مدل فصلی ذیل را در نظر گیرید:

$$e_t = \mu_t + \gamma_t + \mathbf{Z}_t'\delta + \varepsilon_t \qquad (۱-۲)$$

---

به تشخیص نادرست مدل می‌شود. برای مطالعات بیشتر در این زمینه به مقاله " Seasonality in Dynamic Regression Models" اندرو هاروی و اسکات هاروی مراجعه کنید.

1.Irregular
2.Airline model
3.Box and Jenkins
4.Kitagawa & Gersch
5.Structure Time Series Model (STSM)

که در آن، $e_t$ لگاریتم طبیعی تقاضای مصرف گاز طبیعی بخش‌های خانگی و تجاری، $\mu_t$ مؤلفه روند و $\gamma_t$ مؤلفه فصلی است؛ $\varepsilon_t \sim NID(0,\sigma_\varepsilon^2)$ و $\mathbf{z_t}$ بردار $k\times 1$ متغیرهای توضیحی (لگاریتم قیمت، درآمد و دما) و $\delta$ بردار $k\times 1$ پارامترهای مجهول است. فرض می‌شود، مؤلفه روند به صورت فرآیند تصادفی زیر باشد:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \eta_t \sim NID(0,\sigma_\eta^2) \qquad (۲-۲)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t, \xi_t \sim NID(0,\sigma_\xi^2) \qquad (۲-۳)$$

روابط (۲-۲) و (۲-۳) به ترتیب، سطح روند و شیب روند را نشان می‌دهد. این فرآیند این گونه تفسیر می‌شود که روند این دوره با روند دوره قبل به اضافه عبارت رشد و به اضافه شوک غیرقابل پیش‌بینی برابر است. شکل اصلی روند به وسیله واریانس ابرپارامترهای[1] $\sigma_\eta^2, \sigma_\xi^2$ تعیین می‌شود. وقتی که ابرپارامترهای $\sigma_\eta^2, \sigma_\xi^2$، هر دو صفر باشند (با چشم پوشی از مؤلفه فصلی) مدل، همان مدل سنتی روند قطعی است، یعنی:

$$e_t = \alpha + \beta t + Z_t'\delta + \varepsilon_t \qquad (۲-۴)$$

در جدول ۱، شکل‌های مختلفی که مؤلفه روند مدل می‌تواند به خود گیرد، ارائه شده است. خانه‌های اول، دوم و پنجم (بدون در نظرگرفتن مؤلفه فصلی) همان رگرسیون معمولی است. خانه‌های سوم، ششم و هشتم نیز به نوعی حالت‌های خاصی از مدل عمومی روند تصادفی هستند ولی بازهم در شیب یا سطح، یک شکل تصادفی دارد. مدل را در حالت‌های خانه‌های پنجم و هفتم نمی‌توان برآورد.

**جدول ۱. طبقه‌بندی حالتهای ممکن الگوی روند تصادفی**

| شیب روند | سطح روند | | |
|---|---|---|---|
| | بدون سطح روند $Lvl = 0, \sigma_\eta^2 = 0$ | سطح روند ثابت $Lvl \neq 0, \sigma_\eta^2 = 0$ | سطح روند تصادفی $Lvl \neq 0, \sigma_\eta^2 \neq 0$ |
| بدون شیب $slp = 0, \sigma_\xi^2 = 0$ | (i) رگرسیون معمولی بدون روند زمانی و مقدار ثابت | (ii) رگرسیون معمولی با مقدار ثابت و بدون روند زمانی | (iii) مدل سطحی موضعی[2] (گام تصادفی به اضافه عرض از مبداء) |

1.Hyperparameters
2.Local Level Model

**ادامه جدول ۱. طبقه‌بندی حالتهای ممکن الگوی روند تصادفی**

| شیب روند | سطح روند | | |
|---|---|---|---|
| | بدون سطح روند $Lvl=0,\sigma_\eta^2=0$ | سطح روند ثابت $Lvl\neq 0,\sigma_\eta^2=0$ | سطح روند تصادفی $Lvl\neq 0,\sigma_\eta^2\neq 0$ |
| شیب ثابت $slp\neq 0,\sigma_\xi^2=0$ | (iv) | (v) رگرسیون معمولی با مقدار ثابت و روند زمانی | (v) مدل سطحی موضعی همراه با عرض از مبدا[1] |
| شیب تصادفی $slp\neq 0,\sigma_\xi^2\neq 0$ | (vii) | (viii) مدل روند هموار[3] | (ix) مدل روند موضعی[2] |

مؤلفه فصلی $\gamma_t$ به صورت فرآیند تصادفی ذیل است:

$$S(L)\gamma_t=\omega_t \qquad (۵-۲)$$

که در آن، $\omega_t\sim NID(0,\sigma_\omega^2)$ و $S(L)=1+L+L^2+L^3$ وقتی که $\sigma_\omega^2=0$ (با چشم پوشی ازمؤلفه روند)، مدل به شکل مدل متغیرهای مجازی فصلی قطعی[4] در می‌آید.

تقاضای کل مصرف گاز طبیعی بخش‌های خانگی و تجاری کشور را با به کار بستن شکل عمومی رابطه (۲-۱) به دست می‌آوریم.

$$A(L)\mathrm{e}_t=\mu_t+\gamma_t+B(L)\mathrm{y}_t+C(L)\mathrm{p}_t+\theta\mathrm{TEMP}_t+\varepsilon_t \qquad (۶-۲)$$

به طوری که $A(L)=1-\varphi_1L-\varphi_2L^2-\varphi_3L^3-\varphi_4L^4$، $B(L)=\prod_0-\prod_1L-\prod_2L^2-\prod_3L^3-\prod_4L^4$ و $C(L)=\varphi_0-\varphi_1L-\varphi_2L^2-\varphi_3L^3-\varphi_4L^4$؛ که در آن، $\mathrm{e}_t$ لگاریتم طبیعی مقدار تقاضای مصرف گاز طبیعی بخش‌های خانگی و تجاری، $y_t$ لگاریتم طبیعی درآمد، $p_t$ لگاریتم طبیعی قیمت تقاضای گاز طبیعی بخش‌های خانگی و تجاری و $\mathrm{TEMP}_t$ متوسط دما است. $B(L)/A(L)$ و $C(L)/A(L)$ کششهای بلندمدت درآمدی و قیمتی است و $\theta$ نشان دهنده اثر تغییر دما بر تقاضای گاز طبیعی است.

روابطی که برآورد می‌شود شامل رابطه‌های (۲-۱) تا (۲-۴) است. این روابط با هم تشکیل یک سیستم پویا را می‌دهند و می‌توان این سیستم پویا را به شکل فضای حالت[5] نمایش داد. فرض می‌شود که توزیع تمام عناصر اختلال در روابط یادشده دو به دو مستقل از هم و نرمال با میانگین صفر باشند.

1.Local Level Model with Drift
2.Local Trend Model
3.Smooth Trend Model
4.Deterministic seasonal dummy variable model
5.State space

همان‌طوری که در بالا نیز اشاره کردیم، ابرپارامترهای $\sigma_{\xi}^{2}$، $\sigma_{\eta}^{2}$، $\sigma_{\omega}^{2}$ و $\sigma_{\varepsilon}^{2}$[1] نقش مهمی در تعیین ویژگی‌های مدل دارند و همراه با دیگر پارامترهای مدل به روش حداکثر راستنمایی برآورد می‌شوند. سپس، از این کمیت‌ها با کمک روش فیلتر کالمن[2] برای تخمین بهترین برآورد نهایی $\mu_t$، $\beta_t$ و $\gamma_t$ به ترتیب یعنی سطح روند، شیب روند و مؤلفه فصلی استفاده می‌شود.

### ۱-۳. داده‌ها و روش گردآوری

داده‌های مورد نیاز و استفاده‌شده در چارچوب الگوی تحلیلی تحقیق، داده‌های فصلی مقدار مصرف گاز طبیعی، دمای هوا، قیمت گاز طبیعی و درآمد مصرف‌کننده برای سال‌های ۷۴-۱۳۸۳ است.

*مقدار مصرف حامل انرژی گازطبیعی*، در مدل تابع تقاضا، مصرف سرانه گاز طبیعی برای بررسی عوامل مؤثر در تقاضای خانوارها و واحدهای تجاری تحت پوشش گازرسانی، برآورد شده است. داده‌های مصرف سرانه، به صورت نسبت مصرف کل حامل انرژی گاز طبیعی یک دوره به تعداد کل مصرف‌کنندگان دوره قبل در نظر گرفته می‌شود. *دمای هوا*، متوسط دمای کشور به صورت میانگین وزنی دمای استان‌های مختلف است که در آن وزنها تعداد انشعاب خانگی و تجاری هر استان است.[3] *قیمت*، قیمت‌های واقعی و اسمی حامل انرژی گاز طبیعی و حامل انرژی جایگزین، برق، در بخش‌های خانگی و تجاری را از متوسط قیمت حامل‌های انرژی یادشده همه بخش‌ها بر حسب ریال معادل بشکه نفت خام استخراج کرده‌ایم. *درآمد*، به دلیل عدم انتشار و دسترسی به داده‌های فصلی درآمد سرانه، نسبت تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ (برحسب میلیارد ریال) به جمعیت کل کشور به عنوان شاخصی بجای متغیر درآمد سرانه یک مصرف‌کننده تعریف می‌شود.

## ۲. برآورد مدل

بطور تجربی ضرایب رابطه (۲-۶) با به کارگیری روش حداکثر راستنمایی برآورد می‌شود. روابط (۲-۱) تا (۲-۴) با هم تشکیل یک سیستم پویا را می‌دهند؛ این سیستم پویا را می‌توان به شکل فضای

---

۱. بترتیب $\sigma_{\omega}^{2}$ و $\sigma_{\varepsilon}^{2}$ نیز ابرپارامترهای مولفه فصلی و مولفه بی‌قاعده یا معادله تقاضا محسوب می‌شوند.

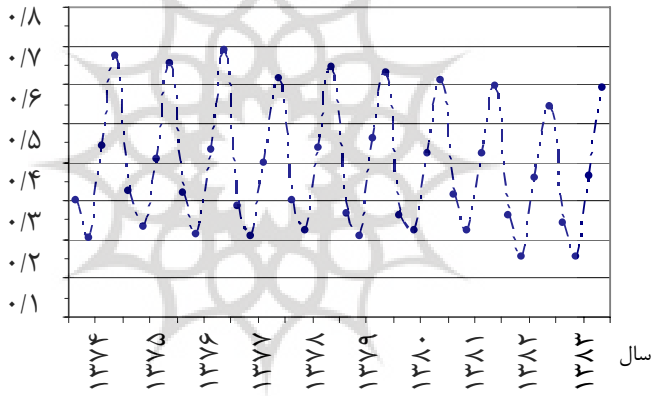
2. Kalman

۳. به طور منطقی می‌توان تعداد انشعاب خانگی و تجاری، تعداد خانوارهای تحت پوشش گازرسانی و جمعیت هر استان را به عنوان وزن در محاسبه دمای کشور به کار برد. کارشناسان شرکت ملی گاز نظر دارند که از تعداد انشعاب یا خانوار و افراد تحت پوشش استفاده شود، ولی به دلیل برآورد مصرف سرانه گاز طبیعی، انتخاب تعداد خانوار تحت پوشش موجب همخطی در سیستم پویا و به غیرمیسر ساختن برآورد مدل منجر می‌شود؛ لذا وزن‌های هر استان را تعداد انشعاب انتخاب کرده‌ایم.

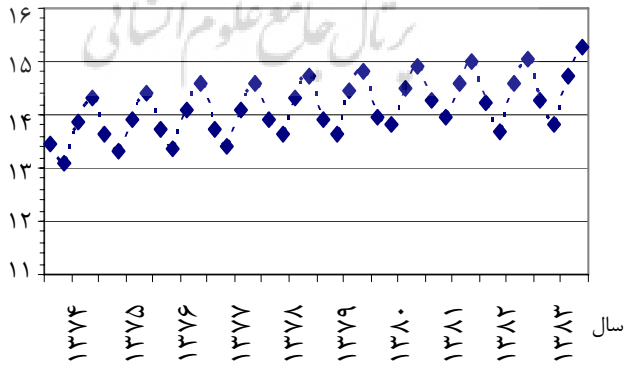
حالت نوشت. ارائه یک سیستم پویا به شکل فضای حالت این امکان را فراهم می‌سازد تا با کمک فیلتر کالمن و به کارگیری روش حداکثرراستنمایی، ابرپارامترهای یاد شده و ضرایب معادلات را برآورد کنیم.

نمودار ۳ نشان می‌دهد که مصرف سرانه گاز طبیعی تقریباً یک روند نزولی است که شیب بسیار ملایمی دارد، و همچنین از نمودار (۳-۲) لگاریتم طبیعی مصرف کل روشن است که مصرف کل با شیب مثبت و صعودی است. صعودی بودن مصرف کل به دلیل گسترش سیستم گاز رسانی بوده اما نزولی بودن مصرف سرانه ممکن است به دلایل مختلفی باشد، از جمله:

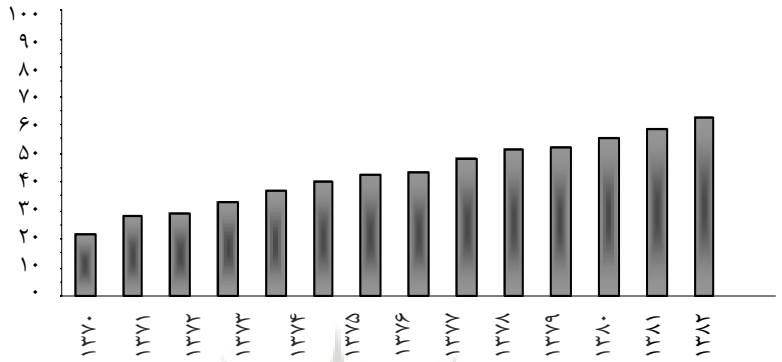
الف) تغییر در سلیقه مصرف‌کنندگان در جهت مصرف سایر انرژی‌ها به جای گاز؛ اما با توجه به صعودی بودن روند سهم حامل انرژی گاز طبیعی در تأمین انرژی بخش‌های یادشده نمودار (۳-۳)، این دلیل تأیید نمی‌شود.




**نمودار ۳-۱. مصرف سرانه گاز طبیعی**




**نمودار ۳-۲. لگاریتم طبیعی مصرف کل گاز طبیعی**




**نمودار ۳-۳. سهم حامل انرژی گاز طبیعی در تامین انرژی بخش خانگی و تجاری**

ب) بهبود تکنولوژی و کارایی مصرف انرژی، تغییر در فرهنگ مصرف که در نتیجه تبلیغات صرفه جویی در مصرف رخ می‌دهد، تغییر در ساختار اقتصادی که باید این را آزمون کنیم.

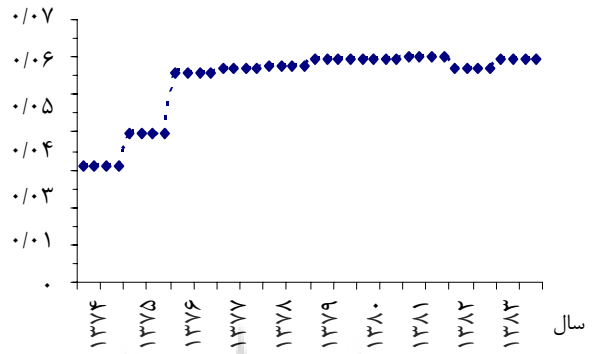
پ) تغییر در روندهای دموگرافیگ زیست‌محیطی (مانند گازرسانی به استان‌هایی که از نظر شرایط آب و هوایی گرم و معتدل به حساب می‌آیند)؛ ولی از آنجا که مراکز جمعیتی کشور غرب و مرکز کشور است، به نظر می‌رسد که تغییر روندهای دموگرافیک در جهت افزایش مصرف گاز انجام می‌شود.

ت) عوامل اقتصادی نظیر افزایش قیمت و درآمد که به مصرف کارا منجر می‌شود؛ به طور مثال، با افزایش درآمد ممکن است خانوارها بخاری‌ها، اجاق گازها و آبگرمکن‌هایی که حامل انرژی کمتری می‌سوزانند، به کارگیرند.

نمودار (۳-۴) نشان می‌دهد که نسبت قیمت اسمی حامل انرژی گاز به قیمت اسمی حامل انرژی برق به عنوان یک حامل انرژی جایگزین در طول زمان روند صعودی دارد؛ احتمالاً با گران‌شدن نسبی گاز، خانوارها مصرف خود را به سمت مصرف بهینه تغییر می‌دهند و در نتیجه، روند مصرف سرانه گاز، شکلی تقریباً نزولی با شیب بسیار ناچیز از خود نشان می‌دهد.[۱]

---

۱. تنها حامل انرژی جایگزینی که در بخش خانگی و تجاری به جای گاز می‌توان تصور کرد، برق است. از سوی دیگر، قیمت انرژی معادل هر بشکه نفت خام گاز طبیعی خیلی کمتر از قیمت حامل انرژی معادل هر بشکه نفت خام، برق در بخشهای یادشده است ولی با گذشت زمان قیمت نسبی گاز به برق افزایش یافته است، لذا خانوار به




**نمودار ۳-۴. نسبت قیمت اسمی گاز به برق**

ث) عوامل دیگر، نظیر افزایش دمای کشور در طول سالهای مختلف در تمام فصل‌ها و یا فصل‌هایی که نیاز به گرمسازی است، اگر چه این عوامل در بعضی وقت‌ها حتی قابل تصور نیز نمی‌باشند. در نظر بگیرید که اگر دمای فصل‌های زمستان و پاییز به نسبت سال‌های قبل، هر ساله افزایش یابد مصرف سرانه با ثابت بودن سایر شرایط، دیگر کاهش می‌یابد. این پدیده به نوعی توصیفی از همان مؤلفه فصلی تصادفی در مدل است. به طور مثال در نظر بگیرید که چرخش ماه‌های قمری در جهتی باشد که تعطیلات مذهبی و رسمی در ماههای گرم سال اتفاق بیافتد و باعث کاهش مصرف حامل انرژی گاز طبیعی شود. البته، نوسانی‌بودن مصرف سرانه به دلیل تغییرات فصلی ناشی از نوسانات دما و شرایط آب و هوایی است.

برای رسیدن به یک مدل مناسب تقاضا، به ترتیب حالت‌های مختلف مربوط به شکل روند جدول (۲-۱) را تخمین زده و مدل مناسب را با توجه به یکسری محدودیتهای لازم در برآورد ضرایب انتخاب می‌کنیم. علاوه بر این بعضی آزمونهای لازم در تایید و تعیین اعتبار مدل انتخابی انجام یافته است. جدول ۲، خلاصه برآورد تابع تقاضای مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی و تجاری ایران را با توجه به مدل انتخابی بیان می‌کند.

---

ناچار سعی در مصرف بهینه گاز طبیعی دارد؛ مثلا ممکن است به تنظیم دمای خانه حساس‌تر شده و حامل انرژی کمتری را مصرف کند.

مدل فصلی تصادفی بدون سطح روند و شیب روند، حالت $(i)$ جدول ۱، مدل مورد تأیید و قبول در برآورد تقاضا است؛ چون در دیگر حالت‌ها ضرایب معناداری در برآورد تقاضا مشاهده نمی‌شود. برای تأیید این موضوع، برآورد ضرایب تقاضا در حالتهای زیر به عنوان مثال در جدول ۳ آورده شده است.

*الف.* مؤلفه روند تصادفی و مؤلفه فصلی تصادفی؛ *ب.* مؤلفه روند تصادفی و مؤلفه فصلی قطعی؛

*ت.* مؤلفه روند قطعی و مؤلفه فصلی تصادفی؛ *ث.* مؤلفه روند و مؤلفه فصلی قطعی؛

*ج.* بدون مؤلفه روند و مؤلفه فصلی تصادفی؛ *ح.* بدون مؤلفه روند و مؤلفه فصلی قطعی؛

**جدول ۲. برآورد تابع تقاضای مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی و تجاری ایران**

| متغیرها: | | تخمین ضرایب |
|---|---|---|
| *دما (درجه سانتیگراد)* | $\mathrm{TEMP_t}$ | -۰/۲۵۹۶۸۵ |
| | | (۰/۰۲۰۱)* |
| *درآمدسرانه* | $y_t$ | ۰/۱۲۷۴۹۹ |
| | | (۰/۰۰۰۲) |
| *قیمت (نسبت قیمت اسمی گاز بر برق)* | $p_t$ | -۰/۰۹۷۶۷۷ |
| | | (۰/۰۳۵۴) |
| *وقفه مصرف (وقفه دوم)* | $e_{t-۲}$ | -۰/۲۵۰۹۱۹ |
| | | (۰/۰۰۶۰) |
| *متغیر مجازی[۱] (شکست ساختاری)* | D | -۰/۲۶۶۹۵۷ |
| | | (۰/۰۰۰۰) |
| کشش‌های بلندمدت: | | |
| *درآمدی* | $B(L)/A(L)$ | ۰/۱۷۰۲ |
| *قیمتی* | $C(L)/A(L)$ | -۰/۱۳۰۳ |
| ابرپارامترها[۲]: | | |
| *ابرپارامتر معادله* | $\sigma_\varepsilon^۲$ | ۰/۰۰۱۲۱۵ |
| *ابرپارامتر مؤلفه فصلی* | $\sigma_\omega^۲$ | ۰/۰۰۰۹۸۳ |

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* تمامی مقادیر داخل پرانتز p- مقدار است.

۱. منظور متغیر مجازی برای شکست ساختاری در مصرف گاز، مقدار یک برای سالهای ۸۲- ۱۳۸۳ و مقدار صفر برای سالهای دیگر است.

۲. از آنجا که در مدل برآورد شده نهایی مولفه روند نیست، ابرپارامترهای سطح و شیب آن برآورد نمی‌شوند.

**ادامه جدول ۲. برآورد تابع تقاضای مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی و تجاری ایران**

| | | |
|---|---|---|
| متغیرها: | | تخمین ضرایب |
| ماهیّت مؤلفه روند: | | عدم وجود روند[۱] |
| ماهیّت مؤلفه فصلی: | | تصادفی |
| ضریب مربوط به مؤلفه فصلی[۲] | | -۰/۲۶۶۹۵۷ |
| | | (۰/۰۰۰۰) |
| برآورد نهایی مؤلفه فصلی[۳] | $\hat{\gamma}_{t\mid t=1383:4}$ | -۰/۰۷۷۹۹۱ |
| | | (۰/۰۸۹۷) |
| آزمونهای تشخیصی[۴]: | | |
| پسماندهای معادله | | |
| *نرمال بودن* | Jarque-Bera | ۲/۶۸۷۷۶۰ |
| | | (۰/۲۶۰۸۳۲) |
| *چولگی* | | ۰/۶۴۶۸۲۸ |
| *کشیدگی* | | ۳/۱۵۴۸۷۸ |
| *خود همبستگی*[۵] | Q-statistics | ۷/۷۱۹۵ |
| | | (۰/۹۵۷) |
| پسماندهای کمکی | | |
| *بی قاعده*[۶] | | |

۱. با برآورد تقاضا در بقیه حالت‌هایی که مولفه روند براساس جدول ۲ می‌تواند به خود گیرد، ضرایب معناداری بدست نمی‌آید و پذیرفتن فرضیه عدم وجود مؤلفه روند در تابع تقاضا میسر می‌شود.

۲. اندازه عددی این مؤلفه مهم نیست، بلکه مثبت یا منفی بودن آن مهم است که نشان دهنده جهت اثر شوک-های فصلی در تغییرات مصرف انرژی است.

۳. مربوط به برآورد نهایی مؤلفه فصلی در فصل چهارم سال ۱۳۸۳ است.

۴. آزمونهای تشخیصی (Diagnostics) به منظور برقراری فرض‌های فیلتر کالمن انجام شده است؛ هنگام استفاده از فیلتر کالمن در برآورد پارامترهای تابع تقاضا لازم است که توزیع جملات اخلال در معادله‌های سیگنال و حالت گوسی (نرمال) باشد. در اینجا رابطه (۲-۱)، رابطه سیگنال سیستم پویا است و رابطه‌های (۲-۲)، (۲-۳) و (۲-۵) روابط حالت سیستم پویا محسوب می‌شوند. برای مطالعه بیشتر در مورد فضای حالت و فیلتر کالمن به کتاب سریهای زمانی همیلتون و مقاله‌های دیگر نام برده شده در قسمت منابع و مأخذ رجوع کنید.

۵. مربوط به خودهمبستگی مرتبه شانزده است؛ خود همبستگی مرتبه‌های کمتر نیز در پسماندهای تخمین تقاضا مشاهده نگردید.

۶. مربوط به آزمون نرمال بودن توزیع جمله اخلال معادله سیگنال است.

**ادامه جدول ۲. برآورد تابع تقاضای مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی و تجاری ایران**

| متغیرها: | | تخمین ضرایب |
|---|---|---|
| *نرمال بودن* | Jarque-Bera | ۰/۷۳۶۵۶۳ |
| | | (۰/۶۹۱۹۲۳) |
| *چولگی* | | ۰/۲۰۴۱۴۶ |
| *کشیدگی* | | ۲/۴۷۵۳۷۱ |
| مؤلفه فصلی | | |
| *نرمال بودن* | Jarque-Bera | ۳/۵۹۶۲۰۱ |
| | | (۰/۱۶۵۶۱۳) |
| *چولگی* | | ۰/۵۴۷۷۵۶ |
| *کشیدگی* | | ۳/۹۷۸۵۵۷ |

**جدول ۳-۲. نتایج برآورد تقاضا در بعضی از حالت‌های مختلف مؤلفه روند**[1]

| متغیرها: | | الف | ب | ت | ث | ج♠ | ح | انتخابی[2] قطعی |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *دما* | $TEMP_t$ | -۰/۱۶۰۶ (n.a.)* | -۰/۱۵۱۹ (n.a.) | -۰/۱۶۰۶ (۰/۱۳۶) | -۰/۱۵۱۷ (۰/۳۸۶) | -۰/۱۸۱۷ (۰/۰۶۶) | -۰/۱۷۵۹ (۰/۳۹۹) | -۰/۱۶۵۴ (۰/۲۱۶) |
| *درآمد سرانه* | $y_t$ | ۰/۳۷۷۳ (n.a.) | ۰/۱۴۵۰ (n.a.) | ۰/۳۷۷۴ (۰/۲۸۶) | ۰/۱۴۵۳ (۰/۷۶۴) | ۰/۰۰۹۰ (۰/۹۵۵) | -۰/۱۴۳۷ (۰/۶۴۸) | ۰/۱۸۳۲ (۰/۰۰۰) |
| *قیمت نسبی* | $p_t$ | -۰/۰۷۱۴ (n.a.) | -۰/۰۱۸۴ (n.a.) | -۰/۰۷۱۴ (۰/۴۴۱) | -۰/۰۱۸۵ (۰/۸۷۵) | -۰/۱۱۴۰ (۰/۰۱۸) | -۰/۰۶۰۶ (۰/۵۵۹) | -۰/۱۱۱۶ (۰/۰۶۴) |
| *وقفه مصرف* | $e_{t-۲}$ | -۰/۳۲۶۷ (n.a.) | -۰/۴۱۴۳ (n.a.) | -۰/۳۲۶۶ (۰/۰۰۳) | -۰/۴۱۵۰ (۰/۰۴۰) | -۰/۲۹۸۴ (۰/۰۰۷) | -۰/۲۴۳۷ (۰/۰۰۰) | -۰/۳۲۲۲ (۰/۰۰۰) |
| *متغیر مجازی* | D | -۰/۲۶۶۳ (n.a.) | -۰/۲۴۷۷ (n.a.) | -۰/۲۶۶۳ (۰/۰۰۰) | -۰/۲۴۷۷ (۰/۰۰۰) | -۰/۲۵۵۵ (۰/۰۰۰) | -۰/۲۵۵۵ (۰/۰۰۰) | -۰/۲۷۷۰ (۰/۰۰۰) |

[1]. در اینجا نتایج حالت‌های دیگر مولفه روند را نیاورده‌ایم. به طور مثال خانه‌های (viii)، (iii) و (ix) جدول ۱ نیز یکی دیگر از حالت‌هایی است که مؤلفه روند، تصادفی است؛ در خانه (viii) شیب روند تصادفی و سطح روند غیرتصادفی، در خانه (iii) سطح روند تصادفی و در خانه (ix) شیب و سطح روند هر دو تصادفی هستند.

♠ آزمون نرمال بودن توزیع پسمانده‌های برآورد تقاضا را در تأیید عدم انتخاب این مدل به عنوان مدل مناسب انجام داده‌ایم و فرضیه صفر مبنی بر نرمال‌بودن توزیع، رد شده است.

۲. نتایج برآورد مدل انتخابی وقتی که مؤلفه فصلی آن به صورت قطعی در نظر گرفته شده است.

* ماتریس واریانس_ کواریانس ضرایب نامشخص است (به علت معکوس ناپذیری ماتریس آرایه‌های آن).

| ابرپارامترها: | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *معادله* | $\sigma_{\varepsilon}^{2}$ | ۰/۰۰۱۲ | ۰/۰۰۳۸ | ۰/۰۰۱۲ | ۰/۰۰۳۰ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۰۳۰ | ۰/۰۰۲۱ |
| *سطح روند*[1] | $\sigma_{\eta}^{2}$ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | --- |
| *شیب روند* | $\sigma_{\xi}^{2}$ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | --- | --- | --- |
| *مؤلفه فصلی* | $\sigma_{\omega}^{2}$ | ۰/۰۰۰۷ | ۰ | ۰/۰۰۰۷ | ۰ | ۰/۰۰۰۹ | ۰ | ۰ |
| ماهیّت مؤلفه روند متناظر با خانه جدول ۱ | | (vi) | (vi) | (v) | (v) | (ii) | (ii) | (i) |

***توضیحات:*** در حالت (أ) و (ب)، ماتریس واریانس_ کواریانس ضرایب نامشخص است؛ در حالت (ت) و (ث) ضرایب متغیرهای دما، درآمد و قیمت نسبی از لحاظ آماری معنادار نیستند ($p$- مقدارهای آنها را مشاهده کنید)؛ در مورد حالت (ج) علاوه بر این که ضریب متغیر درآمد معنادار نیست، آزمون فرضیه صفر مبنی بر نرمال‌بودن توزیع پسماند برآورد تقاضا نیز رد شده است. در مورد حالت (ح) و مدل انتخابی قطعی نیز ضریب متغیر دما به عنوان یک متغیر مهم در تقاضای مصرف گاز معنادار نیست.

### ۱-۲. تفسیر ضرایب

کشش مصرف سرانه گاز طبیعی نسبت به دما در بخش خانگی و تجاری، حدود ۰/۲۶- درصد است؛ یعنی با افزایش (کاهش) یک درصدی در دمای محیط، مصرف گاز ۰/۲۶ درصد در مقایسه با مصرف قبل از تغییر دما (با ثابت ماندن سایر شرایط) کاهش (افزایش) می‌یابد. اندازه این عدد برای سیاستگذار خیلی مهم است؛ چون با عرضه به موقع و مقدار لازم حامل انرژی از زیان‌های اقتصادی جلوگیری می‌نماید.

مصرف سرانه با قیمت نسبی گاز به برق ارتباط معکوس دارد. اگر چه قیمت اسمی حامل انرژی گاز در مقایسه با قیمت حامل انرژی جایگزین (برق) خیلی پایین است[2] (این موضوع انگیزه مصرف کننده را در استفاده از وسایل گازسوز بجای وسایل برقی افزایش می‌دهد)، ولی نسبت این دو با گذشت زمان

---

۱. ابرپارامتر سطح روند برای خانه (i) برآورد نمی‌شود؛ همچنین ابرپارامتر شیب روند برای خانه‌های (i) و (ii) برآورد نمی‌شوند.

۲. متوسط قیمت مصرف حامل انرژی معادل هر بشکه نفت خام، گازطبیعی در بخش خانگی و تجاری در سال ۱۳۸۳ حدود ۷۶۸۵ ریال می‌باشد. در حالیکه متوسط قیمت حامل انرژی معادل هر بشکه نفت خام، برق در بخشهای مذکور ۱۲۸۷۷۲ ریال است.

روند صعودی داشته است؛ در نتیجه، مصرف‌کننده این افزایش نسبی قیمت را در رفتار مصرفی خود با صرفه‌جویی در مصرف دنبال می‌کند. کوچک‌بودن کشش بلندمدت قیمتی (در حدود ۰/۱۳-) نشان می‌دهد که مصرف‌کننده، نمی‌تواند حامل انرژی جایگزین ارزانتر و مناسب‌تری پیدا کند؛ بنابراین با افزایش قیمت، مصرف‌کننده تغییر قابل ملاحظه‌ای در میزان مصرف حامل انرژی خود ایجاد نمی‌کند.[۱]

مصرف سرانه حامل انرژی گاز با درآمد سرانه رابطه مستقیم دارد. کشش بلندمدت درآمدی تقریباً ۰/۱۷ است. افزایش یک درصدی درآمد مصرف‌کننده در حال حاضر، تأثیری حدود ۰/۱۷ درصد افزایش تقاضا در بلندمدت دارد؛ یعنی گاز طبیعی در سبد سوختی یک مصرف کننده ایرانی یک کالای ضروری است. در بخش خانگی، افزایش درآمد خانوار، انگیزه را در خرید وسایل گازسوز اضافی و جدید بیشتر می‌کند و در نتیجه تقاضا افزایش می‌یابد؛ حتی ممکن است این وسایل جدید (جایگزین وسایل قدیمی) از کارایی بالایی برخوردار باشند که در این صورت به کاهش تقاضای مصرف گاز منجر شود؛ در بخش تجاری نیز واحدهای تجاری با افزایش سطح فعالیت‌های خود نیاز به مصرف گاز بالایی پیدا می‌کنند و در نتیجه، تقاضای گاز در این بخش افزایش می‌یابد. ولی از آنجا که سهم بخش تجاری از مصرف گاز در مقایسه با بخش خانگی ناچیز است[۲]، انتظار می‌رود که در مجموع، افزایش درآمد مصرف‌کننده به افزایش قابل ملاحظه مصرف گاز در این بخش‌ها منجر نشود، کمتر بودن کشش درآمدی بلندمدت نشان‌دهنده این مطلب است. ضریب متغیر مجازی[۳] شکست ساختاری عددی منفی است که نشان‌دهنده قطع گاز در مناطق غرب کشور (مناطقی نسبتاً سرد) در فصول گرمسازی در دو سال اخیر است. ابرپارامتر مؤلفه فصلی، عددی مخالف صفر و در حدود ۰/۰۰۰۹۸۳ برآورد شده است[۴] که نشان‌دهنده آن است که ماهیّت مؤلفه فصلی در برآورد تقاضا تصادفی است. برآورد نهایی ضریب مربوط به مؤلفه فصلی

---

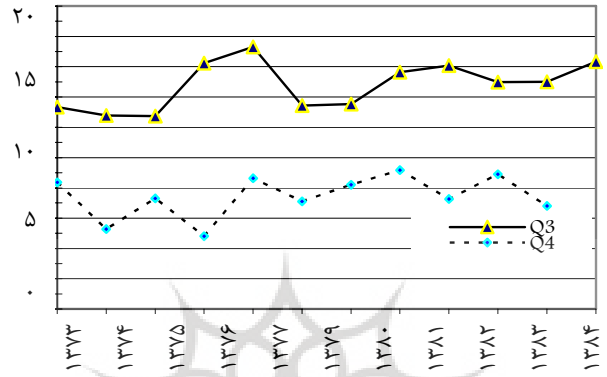
۱. یک تغییر در قیمت گاز در کوتاه‌مدت بر مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی تاثیر چندانی نخواهد گذاشت؛ چون هزینه‌های انتقال به استفاده از سایر سوختها بجای گاز بسیار بالا است. وسایل گازسوز فقط برای سوخت گاز طراحی شده‌اند و همزمان برای استفاده از سوختهای دیگر طراحی نشده‌اند. علاوه براین، از آنجا که تقاضا برای گرمسازی محیط احتمالاً بسیار کم کشش است، انتظار داریم که کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضای حامل انرژی گاز طبیعی بسیار کوچک باشد.

۲. در سال ۱۳۸۲ بخش خانگی و تجاری به ترتیب ۵۷٪ و ۶٪ از کل مصرف نهایی گاز طبیعی را به خود اختصاص داده‌اند، در سال ۱۳۸۳ مصرف این دو بخش از هم تفکیک نشده است؛ به ترازنامه انرژی سالهای ۸۲ و ۸۳ مراجعه کنید.

۳. متغیر مجازی را به این صورت تعریف کرده‌ایم که مقدار یک برای دو سال ۱۳۸۲ و ۱۳۸۳ و مقدار صفر برای بقیه سالها اختیار کند. در دو سال اخیر افت فشار گاز در فصول سرد به این منجر شده است که گاز مناطق غرب کشور برای مدتی قطع باشد.

۴. این عدد واریانس جمله خطا را در رابطه مولفه فصلی نشان می‌دهد و عدد کوچکی محسوب نمی‌شود. (به مقدار برآورد ابرپارامترها در جدول یک صفحه ۹۸مقاله لستر [۱۱] رجوع کنید.)

رقم ۰/۲۶۶- است و نشان‌دهنده این موضوع است که با گذشت زمان، تغییر در اثرات فصلی در جهت کاهش مصرف گاز طبیعی بوده است؛ افزایش دمای هوا در سال‌های اخیر، این مسأله را تأیید می‌کند؛ به نمودار (۳-۵) متوسط دمای هوای تهران نگاه کنید.




**نمودار ۳. متوسط دمای هوای تهران (فرودگاه مهرآباد)**

آزمون‌های تشخیصی پسماندهای کمکی جدول ۲، نرمال بودن جملات اخلال در معادله تقاضا[1] و مؤلفه فصلی را بیان می‌کند؛ این آزمون‌ها برای نشان دادن برقراری فرض‌های فیلتر کالمن در برآورد پارامترها انجام می‌شود. قسمت پسماندهای معادله آزمون‌های تشخیصی جدول ۳ نشان می‌دهد که پسماندهای تقاضای برآوردشده، توزیع نرمال داشته و با وقفه‌های خود، همبستگی ندارد.

### ۲-۲. تفسیر نتایج

در مصرف سرانه گاز طبیعی در بخش خانگی و تجاری کشور (با توجه به رابطه برآورد شده) مؤلفه روند مشاهده نمی‌شود (نه به صورت مؤلفه روند قطعی و نه مؤلفه روند تصادفی)؛ وقتی که مؤلفه روند در مشخص‌نمایی تابع آورده می‌شود، ضرایب بی‌معنا می‌شوند. پس نتیجه می‌گیریم که تنها متغیرهای دما، قیمت نسبی گاز به برق و درآمد بر میزان تقاضای یک مصرف‌کننده نمونه تأثیر دارند. افزون بر این، نبود روند اصلی در تقاضای انرژی این‌گونه توجیه می‌شود که اثر بهبود در کارایی مصرف انرژی در این بخش‌ها ممکن است با تغییر سلیقه و ترجیحات مصرف‌کننده (در جهت افزایش مصرف) حذف شده

---

۱. معادله تقاضا همان معادله مشاهدات (سیگنال) و معادله‌های سطح روند، شیب روند و مولفه فصلی همان معادله انتقال (حالت) در فضای حالت است.

باشد. وجود وقفه دوم مصرف در مدل بیانگر آن است که تقاضا به سرعت در جهت تعادل بلندمدت خود تعدیل نمی‌شود[۱].

مؤلفه فصلی در مدل تصادفی است، یعنی با گذشت زمان اثرات فصلی تغییر می‌کند؛ سازمان هواشناسی افزایش دما در سال‌های اخیر را تایید می‌کند[۲]. این موضوع باعث می‌شود که مصرف در یک فصل خاص (به طور مثال زمستان یا پاییز) امسال، با ثابت در نظر گرفتن شرایط دیگر، کمتر از مصرف در همان فصل سال قبل باشد[۳].

## ۳. نتیجه‌گیری

با در نظر گرفتن دو واقعیت مهم موجود در تقاضای انرژی یعنی روند اصلی و ماهیت فصلی در برآورد تابع تقاضای انرژی، و دانستن اینکه ممکن است روند اصلی تقاضای انرژی به دلایلی نظیر پیشرفت تکنولوژی، تغییر سلیقه مصرف کنندگان و جز اینها، غیرخطی باشد؛ روش مدل ساختار سری زمانی (STSM) را برای برآورد تابع تقاضای انرژی بکار می‌گیریم. با به کارگیری این روش در برآورد روند اصلی تقاضای انرژی بین عوامل اقتصادی نظیر تغییرات قیمت و درآمد (قابل مشاهده) و عوامل غیراقتصادی نظیر تغییر سلیقه مصرف کنندگان، پیشرفت تکنولوژی و سایر عوامل غیر قابل مشاهده، تفاوت قایل می‌شویم. در نتیجه، از برآوردهای اریب‌دار کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای انرژی پرهیز می‌شود. همچنین، در مدلسازی اثرات فصلی، اثرات تصادفی فصلی و غیرقابل مشاهده را از اثرات فصلی قابل مشاهده نظیر تغییرات دما و شرایط جوّی متمایز می‌کنیم.

از برآورد تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی و تجاری کشور با به کارگیری روش STSM، کشش بلندمدت درآمدی در حدود ۰/۱۷ برآورد شده و اشاره به آن دارد که گاز طبیعی در سبد سوختی یک مصرف کننده ایرانی یک کالای ضروری محسوب می‌شود. همچنین کشش بلندمدت قیمتی در حدود ۰/۱۳- محاسبه شده است؛ و کوچک بودن آن نشان می‌دهد که مصرف‌کننده به جای گاز طبیعی حامل انرژی جایگزین ارزان‌تر و مناسب‌تری نمی‌تواند پیدا کند. مؤلفه فصلی در مدل

۱. در نظر بگیرید که شوکی دو دوره قبل اتفاق افتاده باشد ( افزایش قیمتی صورت گرفته باشد) و به این منجر شود که مصرف گاز طبیعی در آن دوره مقداری افزایش یابد؛ از آنجا که براساس تابع تقاضای برآورد شده، مصرف دوره جاری تابعی از وقفه دوم خود است، اثر آن شوک بر مصرف دوره جاری نیز تأثیر می‌گذارد. یعنی تقاضا با وقفه در جهت تعادل بلندمدت خود تعدیل می‌شود.

۲. برای تأیید این موضوع به طور مثال می‌توان نمودار دمای فصل‌های مختلف یکی از شهرها (تهران) را در سالهای مختلف بررسی کرد.

۳. در فصل‌های غیرگرمسازی مثل بهار و تابستان مصرف گاز بیشتر برای پخت و پز و تهیه آب گرم استفاده می‌شود؛ وقتی که با گذشت زمان دمای هوا به نسبت سالهای قبل افزایش یابد، آب آبگرمکن خانوار گرم‌تر باقی می‌ماند و مصرف گاز کمتری خواهیم داشت.

برآوردشده، تصادفی بوده؛ و با گذشت زمان تغییرات اثرات فصلی در جهت کاهش مصرف سرانه گاز طبیعی بوده است. کشش مصرف سرانه نسبت به دما در حدود ۰/۲۶- برآورد شده است. به دلیل حذف اثر پیشرفت تکنولوژی و بهبود در کارایی مصرف انرژی با تغییر سلیقه و ترجیحات مصرف کننده (در جهت افزایش مصرف) مؤلفه روند در مصرف سرانه گاز طبیعی (نه مؤلفه روند قطعی و نه مؤلفه روند تصادفی) مشاهده نمی‌شود. با توجه به نتایج یاذشده می‌توان گفت که برنامه‌های سیاستگذار در بهینه‌سازی مصرف سوخت و تشویق به استفاده از وسایل انرژی کارآ می‌تواند در روند مصرف گاز طبیعی مؤثر باشد؛ و با افزایش قیمت حامل انرژی گاز طبیعی، گسترش شبکه‌های گازرسانی در تمام نقاط کشور، توجه به نوسانات فصلی تقاضا و عرضه گاز طبیعی به میزان لازم در هر دوره، گام عملی در مصرف بهینه سوخت در کشور برداشته می‌شود. برای پیش‌بینی دقیق مصرف گاز طبیعی در بخشهای خانگی و تجاری هر یک از مناطق کشور می‌توان از این پژوهش استفاده کرد؛ ولی به دلیل گستردگی وسعت جغرافیای و تنوع آب و هوایی کشور، توصیه می‌شود برای هر یک از مناطق کشور مشابه این پژوهش نوسانات فصلی و روند اصلی مصرف گاز طبیعی مدلسازی شود؛ و با پیش‌بینی دقیق مصرف گاز سیاستگذاران را در برقراری توازن بین عرضه و تقاضا به منظور پیش‌گیری از زیان‌های اقتصادی یاری کرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

## منابع

لطفعلی پور، محمدرضا؛ باقری، احمد (پاییز ۱۳۸۲)؛ تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی مصارف خانگی شهر تهران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران- شماره ۱۶، صفحات ۱۵۱-۱۳۳.

مشیری سعید و اکبر شاهمرادی (۱۳۸۵) برآورد تقاضای گاز طبیعی و برق خانوارهای کشور: مطالعه خرد مبتنی بر بودجه خانوار تحقیقات اقتصادی فروردین و اردیبهشت(۷۲) صص ۳۰۵-۳۳۵.

وزارت نیرو(سالهای مختلف). معاونت انرژی، دفتر برنامه‌ریزی انرژی، ترازنامه انرژی کشور در سالهای مختلف.

Aras, H., Aras, N., (2004). Forecasting residential Natural Gas Demand. Energy Sources 26,PP, 463-472.

Bentzen, J., Erupted, T., January (1993). Short- and Long-run Elasticities in Energy Demand a Cointegration Approach. J.Eergy Eonomics 15, 1, pp. 9-16.

Bishop, G., Welch, G., An Introduction to the Kalman Filter University of North Carolina at Chapel Hill, Department of Computer Science, Chapel Hill, NC 27599-3175.

Clements, M.P., Madlener, R., (1999). Seasonality, Cointegration, and Forecasting UK Residential Energy Demand. Scottish J. Polit. Econ. 46,PP 185-206.

Gil, S. and Deferrari, J., June (2004).Generalized Model of Prediction of Natural Gas Consumption; Journal of Energy Resources Technology 126,PP 90-98.

Hamilton, James D. (1994), Time Series Analysis. prinston university press.

Harvey A., Scott A., (1994), Seasonality in Dynamic Regression Models, The Economic Journal, 104, 427, PP. 1324-1345.

Harvey, A. C. (1989). Forecasting Structural Time Series and the Kalman filter. Cambridge: Cambridge University Press.

Hunt, L.C., Judge, G., Ninomiya, Y. Modelling Underlying Energy Demand Trends, in: Hunt, L.C., (Ed.),Energy in a Competitive Market: Essays in Honour ofColin Robinson, Edward Elgar, in press.

Hunt, L.C., Judge, G., Ninomiya, Y., (2000). Modelling Technical Progress: An Application of the Stochastic Trend Model to UK Energy Demand, Surrey Energy Economics Discussion Paper, No. 99.Surrey Energy Economics Centre (SEEC), Department ofEconomics, University of Surrey, Guildford,UK.

Hunt, L.C., Judge, G., Ninomiya, Y., (2003). Underlying Trends and Seasonality in UK Energy Demand: a Sectoral Analysis. Energy Economics 25,PP 93-118.

Hunt, L.C., Ninomiya, Y., (2003). Unraveling Trends and Seasonality: A

Structural Time Series Analysis of Transport Oil Demand in the UK and Japan. The Energy Journal, 24, 3, pp.63-96.
Kaboudan, M.A., Liu, Q.W., (2003). Forecasting Quarterly US Demand for Natural Gas.
Liu, L. M. and M. W. Lin.(1991). Forecasting Residential Consumption of Natural Gas Using Monthly and Quarterly Time Series. International Journal of Forecasting 7, 3-16.
Madlener, R. (1996a). Econometric analysis of residential energy demand: a survey. The Journal of energy Literature, II, 2. pp. 3-32.
Overview of Natural Gas, http://www.Natural Gas.org.
Sarak, H., Satman, A., (2003). The Degree-day Method to Estimate the Residential Heating Natural Gas Consumption in Turkey: a case study. Energy 28, 929-939.
Tyler H., J., April (1999). A Cointegration Analysis of U.S. Energy Demand Elasticities.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی