

تأثیر افزایش قیمت گاز بر مصرف خانگی مشترکین گاز شهرستان سمنان پس از اجرای مرحله اول طرح هدفمندی یارانه‌ها*

دکتر آزاده محربابیان

استادیار دانشکده اقتصاد و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز

Mehravianazadeh@yahoo.com

ساجد کاشفی

کارشناس ارشد اقتصاد انرژی

sajed.kashefi@gmail.com

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۵/۰۱ تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۹/۰۸

چکیده

یکی از مهم‌ترین چالش‌های اقتصاد ایران موضوع پرداخت یارانه‌های دولتی به ویژه در حوزه انرژی می‌باشد. اجرای مرحله اول قانون هدفمندی یارانه‌ها با هدف اصلاح الگوی مصرف انرژی با شوک قیمتی ۵ برابری در قیمت گاز طبیعی همراه بود. مطالعه حاضر به بررسی تأثیر اجرای این قانون بر مصرف مشترکین خانگی شهرستان سمنان (به عنوان شهرستان پایلوت اقلیم ۳ آب و هوایی) پرداخته است. برای این منظور تابع مصرف گاز طبیعی مشترکین خانگی شهرستان سمنان به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته GMM و با استفاده از متغیرهای قیمت گاز طبیعی، وقفه مصرف سرانه، دما، وقفه درآمد سرانه، قیمت انرژی برق و متغیر مجازی DG از فرودین ۱۳۸۵ تا اسفند ۱۳۹۱ برآورد شده است. هرچند این مطالعه با توجه به کشش‌های قیمتی و درآمدی تابع برآورد شده است، حساسیت قابل توجه مصرف‌کنندگان به تغییرات قیمتی گاز طبیعی را نشان میدهد ولی شکست ساختاری در الگوی مصرف مشترکین گاز طبیعی مشاهده نشده است.

طبقه‌بندی JEL: Q31, Q38, Q41, Q48

کلیدواژه‌ها: هدفمندی یارانه‌ها، مصرف خانگی گاز طبیعی، گشتاورهای تعمیم‌یافته، متغیر مجازی، شکست ساختاری

* این مقاله از پایان نامه کارشناسی ارشد ساجد کاشفی تحت راهنمایی دکتر آزاده محربابیان استخراج شده است.

۱. مقدمه

قیمت هر نوع کالا و خدمات از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر تقاضای آن می‌باشد. در کشور ما تعریفه گاز طبیعی همچون سایر حامل‌های انرژی با پرداخت یارانه توسط دولت همراه می‌باشد. طبق گزارش منتشرشده از سوی آژانس بین‌المللی انرژی^۱ ایران، روسیه، عربستان، هند و چین از لحاظ میزان یارانه‌های پرداختی به انرژی به ترتیب پنج کشور نخست دنیا به شمار می‌روند.^۲ پرداخت یارانه دولتی به گاز طبیعی و دیگر فراورده‌های نفتی از قبیل بنزین، گازوئیل و نفت سفید و به عبارتی ارزان بودن انرژی آثار منفی اقتصادی چون افزایش مصرف انرژی، کاهش کارایی آن، کاهش بازده سرمایه‌گذاری و به تبع آن کاهش قدرت رقابت‌پذیری صنایع و تولیدات داخلی را به همراه دارد. با آغاز اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها با هدف اصلاح الگوی مصرف انرژی در شیوه قیمت‌گذاری گاز طبیعی در همه انواع مصرف گاز طبیعی از جمله مصرف بخش خانگی تغییر ایجاد گردید. همزمان با اجرای این قانون در ۲۸ آذر ۱۳۸۹ محل سکونت مشترکان از نظر آب و هوایی به چهار اقلیم سرد^۱، سرد^۲، معتدل (اقلیم^۳) و گرم (اقلیم^۴) تقسیم‌بندی شد و در این بخش، ۱۲ دامنه جدید مصرف گاز مطابق با نوع اقلیم تعریف و اجرایی گردید. قیمت گاز در این دامنه‌های ۱۲ گانه به ترتیب ۳۰۰، ۵۰۰، ۷۰۰، ۹۰۰، ۱۱۰۰، ۱۶۰۰، ۱۹۰۰، ۲۲۰۰، ۲۵۰۰، ۲۸۰۰، ۳۲۰۰ و ۳۵۰۰ ریال به ازای هر مترمکعب معیار محاسبه قرار گرفت. بر این اساس با فرمول جدید قیمت‌گذاری گاز خانگی، ۱۲ ماهه سال به دو بخش هفت‌ماهه ابتدایی (ماهه‌ای گرم) و پنج‌ماهه پایانی سال (ماهه‌ای سرد) تقسیم‌بندی گردید که الگوهای مصرف این حامل انرژی در هر یک از این دو دوره زمانی تفاوت‌هایی با یکدیگر دارند. با توجه به اجرای سیاست شهرستانی- منطقه‌ای در محاسبه گاز بهای مشترکان بخش خانگی، متوجه مصرف گاز طبیعی در ۳۶۳ شهر ایران مطابق با چهار اقلیم آب و هوایی تعیین گردید که مطابق با این الگو شهرهای سردسیر مجاز به مصرف گاز بیشتری نسبت به شهرهای گرمسیری گردیدند.^۳

با توجه به اینکه بر اساس تقسیم‌بندی صورت پذیرفته از سوی شرکت ملی گاز ایران، اکثر مشترکین خانگی سطح کشور از نظر برآورد قیمت گاز در اقلیم ۳ واقع گردیده‌اند.

^۱ International Energy Agency

^۲ <http://www.ft.Com/cms/s/0/27c0ff92-7192-11df-8eec-00144feabdc0.html?ftcamp=rss>

^۳ امور تعرفه‌ها و قراردادهای شرکت ملی گاز ایران: <http://mgd.nigc.ir/MGD2/Default.aspx?PID=278>

لذا بررسی تأثیر افزایش قیمت‌ها بر مصرف مشترکین خانگی شهرستان سمنان که یکی از شهرستان‌های زیرمجموعه اقلیم ۳ می‌باشد، به عنوان مطالعه آزمونه‌ای در این زمینه انتخاب گردید. در ادامه ضمن بیان مبانی نظری این تحقیق برخی از مطالعات خارجی و داخلی انجام شده در موضوع تقاضای انرژی به ویژه گاز طبیعی مرور خواهد گردید. سپس با بررسی روش شناسی تحقیق، مدل برآورد شده این مطالعه ارائه و در پایان به تشریح و تحلیل نتایج آن پرداخته می‌شود.

۲. ادبیات نظری و پیشینه تحقیق

بخش انرژی همواره به عنوان یکی از بخش‌های کلیدی و اثرگذار در اقتصاد کشور مطرح بوده و تحلیل اثرات متقابل این بخش با سایر بخش‌های تولیدی و نحوه تأثیر تصمیمات و سیاست‌گذاری مربوط به آن بر بخش‌ها و عوامل اقتصادی مختلف نظیر خانوارها بسیار مهم است. بنابر نتیجه مطالعات انجام‌شده بین رشد و توسعه اقتصادی و مصرف انرژی رابطه تنگاتنگی وجود دارد (توگچو و همکاران، ۲۰۱۲). یکی از پارامترهای مؤثر در میزان تقاضا و مصرف انرژی، قیمت آن است. بنابراین بررسی روند قیمت انواع مختلف حامل‌های انرژی از اهمیت خاصی برخوردار می‌باشد. یارانه‌های انرژی علاوه بر تحملی هزینه به مالیات‌دهندگان با کاهش قیمت نهایی مصرف، می‌تواند ضمن تشویق مصرف بیشتر انرژی در بخش مصرف‌کنندگان خانگی و تولیدی، انگیزه‌های رفتن به سمت استفاده بهره‌ور از انرژی را به شدت کاسته و مانع ورود خدمات انرژی پاک‌تر گردد.

۲-۱. مبانی نظری تحقیق

الگوهای تقاضای انرژی در بخش خانگی عمده‌اً بر اساس نظریه مصرف‌کننده طراحی می‌شود. یکی از راه‌های استخراج توابع تقاضای انرژی استفاده از توابع مطلوبیت می‌باشد. تابع مطلوبیت مستقیم یک مصرف‌کننده را که نشان‌دهنده ارزش حاصل از مصرف کالاهای مختلف است، می‌توان به این صورت نشان داد:

$$U = U(Q_1, Q_2, \dots, Q_n, Z) \quad (1)$$

که در آن Q_i نشان‌دهنده سطح مصرف کالای i در یک دوره زمانی و Z مجموعه‌ای از پارامترها است که نشان‌دهنده سلایق مصرف‌کننده و سایر عوامل است. مجموعه قیمت‌های P_1, P_2, \dots, P_n برای n کالای مصرفی و درآمد مصرف‌کننده I قید بودجه را به صورت زیر تعریف می‌کنند:

$$\sum P_i Q_i \leq I \quad (2)$$

بیشینه‌سازی مطلوبیت مصرف کننده U مقید به قید بودجه مجموعه‌ای از توابع تقاضای مارشالی را برای هر کدام از کالاهایی که توسط خانوار مصرف می‌شود به دست می‌دهد.

$$Q_i = Q_i(P_1, P_2, \dots, P_n; I; Z) \quad (3)$$

بدین ترتیب، چنانچه تابع تقاضا برای یک سوخت معین (گاز) را در نظر بگیریم، می‌توان معادله (۳) را به شکل ساده شده زیر نوشت:

$$Q_g = Q_g(P_g, P_e, P_o, P; I; Z) \quad (4)$$

که در آن زیرنویس g نماد گاز و زیرنویس‌های e و o به ترتیب نماد برق و نفت و شاخص سطح عمومی قیمت‌های میانگین است که نشان‌دهنده قیمت سایر کالاهای است.

از آنجاکه تقاضا نسبت به قیمت و درآمد همگن از درجه صفر است، می‌توان نوشت:

$$Q_g = Q_g\left(\frac{P_g}{P}, \frac{P_e}{P}, \frac{P_o}{P}; \frac{I}{P}; Z\right) \quad (5)$$

بنابراین با استفاده از نظریه ترجیحات مصرف کننده، تابع تقاضا برای هر یک از سوخت‌ها به صورت تابعی از قیمت واقعی آن سوخت، قیمت واقعی سوخت‌های جایگزین و درآمد واقعی مصرف کننده به دست می‌آید. متغیر Z نشان‌دهنده سایر عوامل مؤثر بر تقاضا مانند تغییرات سلیقه و مانند آن است.

فرم تابعی معادله‌ای مانند (۵) می‌تواند بسیار متنوع باشد. Q_g می‌تواند مصرف خانوار یا مصرف سرانه باشد، تابع تقاضا می‌تواند خطی، یا خطی لگاریتمی، یا لگاریتمی غیرخطی باشد. همچنین فرم تابعی می‌تواند دربرگیرنده متغیرهای وقفه‌ای نیز باشد.

برای یک مصرف کننده خانگی که تابع مطلوبیت مستقیم آن به صورت $U = U(B, N)$ است و در آن B مقدار مصرف سایر کالاهای خدمتی و خدمات به غیر از انرژی (شامل گاز طبیعی و جانشین‌های آن) و N کل مقدار مصرف شده خدمات انرژی حامل گاز طبیعی G و حامل‌های جانشین S می‌باشد.

در حالت کلی، $N = N(G, S)$ ، خدمات انرژی تابعی از خدمات گاز طبیعی و خدمات انرژی جانشین است. قید بودجه مصرف کننده را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$Y = P_b B + P_g G + P_s S \quad (6)$$

که Y درآمد، P_b قیمت کلیه کالاهای خدمتی به جز انرژی و P_g قیمت خدمات انرژی گاز طبیعی و P_s قیمت خدمات انرژی جانشین است. بنابراین، برای حل مسئله حداقل‌سازی مطلوبیت مصرف کننده می‌توان از تابع لاگرانژ به صورت زیر استفاده کرد:

$$\text{Max } L = U(B, N(G, S)) + \lambda (Y - P_b B - P_g G - P_s S) \quad (7)$$

که در آن λ ضریب لاگرانژ است.

حال فرض کنید که تابع مطلوبیت مصرف‌کننده را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$U = B f_1 N f_2 \quad (8)$$

و همچنین تابع N به صورت $N = \exp(s^{h_1} G^{h_2})$ می‌باشد که در h_1 ، h_2 ، f_1 و f_2 همگی پارامتر هستند.

پس از انجام یک بهینه‌یابی دو مرحله‌ای، به تابعی به فرم زیر دست می‌یابیم.

$$E = K P_s^{t_1} P_s^{t_2} Y^{t_3} \quad (9)$$

در اکثر مطالعات صورت پذیرفته درزمنیه تقاضای گاز و همچنین بهزعم عمدۀ کارشناسان این بخش، متغیر دما نقش تعیین‌کننده‌ای در مدل‌سازی تابع تقاضای این حامل دارد. لذا متغیر دما به معادله فوق اضافه می‌شود (محمدی، ۱۳۷۹). البته شاخص‌های گوناگونی از این متغیر در مطالعات مختلف در نظر گرفته شده است. همچنین در اکثر مطالعات مذکور جامعه مورد بررسی در حد شهر یا منطقه است که این می‌تواند به علت تعیین دقیق‌تر اثر متغیرهایی نظیر دما و روندهای جمعیتی و... باشد.

علاوه بر تغییرات قیمت و درآمد، عواملی چون تغییرات ساختار اقتصادی و تغییر سلیقه بر رفتار مصرف کنندگان تأثیر خواهد گذاشت. با توجه به فقدان متغیر مشخص برای ورود این تغییرات به مدل‌های برآورد شده در مطالعاتی که پیش از این صورت گرفته است، برای لحاظ چنین عواملی، از تغییرات قیمت و درآمد استفاده شده است که منجر به تخمین اریب‌دار از کشش‌های قیمتی و درآمدی می‌شود.

از این‌رو در این تحقیق با توجه به مفاهیم نظری موجود و با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی، یک مدل سنجی از تقاضای گاز طبیعی مشترکین گاز طبیعی با استفاده از متغیرهای قیمت گاز طبیعی، قیمت کالای جانشین (برق)، درآمد سرانه، دما، و مصرف گاز طبیعی دوره قبل ارائه می‌شود و در قالب آن به تجزیه و تحلیل و استنباط‌های آماری پرداخته می‌شود.

۲-۲. مطالعات تجربی

تحقیقات در مورد انرژی، تاریخی طولانی دارد و مطالعات زیادی در این زمینه انجام شده است. اولین مطالعات مربوط به تقاضای گاز طبیعی به اواسط دهه ۱۹۶۰ برمی‌گردد. در اینجا به برخی مطالعات مهم در این زمینه اشاره می‌شود:

۲-۱. مطالعات خارجی

پیندینک^۱ (۱۹۷۹)، تقاضای گاز طبیعی همراه سایر منبع انرژی با استفاده از تابع ترانسلوگ و سهم مخارج انرژی را برای ۹ کشور صنعتی طی سال‌های ۱۹۶۰-۱۹۷۴ برآورد نمود. کشش قیمتی بلندمدت در این پژوهش برای کلیه کشورها برابر ۱/۷ و در دامنه ۱/۲۸-۲/۰۹ (هلند) و (آلمن غربی) بود. وی معتقد است اثر انرژی بر رشد اقتصادی، به نقش انرژی در ساختار تولید بستگی دارد. از نظر وی، در صنایعی که انرژی به عنوان نهاده واسطه‌ای به کار می‌رود، کاهش مصرف انرژی درنتیجه افزایش قیمت آن بر امکانات و میزان تولید اثر گذاشته و تولید ملی را کاهش می‌دهد. وی برای نشان دادن آن از تابع هزینه کل استفاده کرده و تحلیل خود را بر اساس کشش هزینه تولید نسبت به قیمت انرژی انجام می‌دهد.

آرسنال، برنارد و لاپلانت^۲ (۱۹۹۵)، تابع تقاضای انرژی بخش خانگی ایالت کبک^۳ کانادا را طی سال‌های ۱۹۶۲ تا ۱۹۹۰ با روش OLS برآورد کردند. در الگوی به کاررفته مصرف انرژی تابعی از قیمت واقعی انرژی، درآمد قابل تصرف واقعی خانوارها، متوسط درجه حرارت روزانه معروفی شده است. نتایج تحقیقات مؤید این مطلب است که تقاضای انرژی در بخش خانگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت نسبت به قیمت انرژی بی کشش و ضریب کشش قیمتی در کوتاه‌مدت کمتر از مقدار متناظر آن در بلندمدت است.

مادالا و همکاران^۴ (۱۹۹۷)، تقاضای انرژی را به تفکیک برق و گاز طبیعی برای ۴۹ ایالت امریکا در سال‌های ۱۹۷۰-۱۹۹۰ با استفاده از دو روش حداقل مربعات و بیزین که آن را شرین کیج^۵ نامیده‌اند برآورد کرده‌اند. آن‌ها با استفاده از داده‌های تلفیقی^۶ و مدل اثر ثابت^۷، کشش‌های بلندمدت قیمتی ۰.۳۸۱-۰.۳۸۱ و درآمدی ۰.۱۰۴ برآورد نمودند. لذا از نظر آن‌ها برق و گاز طبیعی از نظر مصرف‌کنندگان کالاهایی ضروری محسوب می‌شوند. اکمل و اشترن^۸ (۲۰۰۱)، تقاضای انرژی در استرالیا را طی دوره ۱۹۶۹-۱۹۹۹ را با روش OLS بررسی کرده‌اند. در این مطالعه از مدل نظام تقاضای تقریباً ایده‌آل استفاده شده است و کشش‌های قیمتی خودی و متقطع برای برق، گاز طبیعی، انرژی‌های

¹ Pindyck

² Arsenault, Bernard and laplante

³ Quebec

⁴ Maddala et al

⁵ Shrinkage

⁶ Panel Data

⁷ Fixed Effect

⁸ Muhammad Akmal and David Ian Stern

متفرقه، و سایر کالاهای برآورده شده‌اند. نتایج مدل آن‌ها حاکی از جانشینی بین گاز طبیعی و سایر منابع انرژی است. از سوی دیگر گاز طبیعی و سایر منابع انرژی در این مدل کالاهای لوکس تلقی می‌شوند و درواقع افزایش یک درصدی درآمد خانوار استرالیایی، تقاضای گاز طبیعی را بیش از یک درصد افزایش می‌دهد.

حیدر آرس و نیل آرس^۱ (۲۰۰۴)، برای بررسی تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی شهر اسکی شهر^۲ ترکیه از روش ساختار سری زمانی استفاده نموده و تأکید بیشتری بر رابطه بین مصرف گاز و درجه دمای منطقه نموده‌اند. به نظر می‌رسد که استفاده از یک مدل تکی برای کل سال، کاراتر از استفاده از مدل‌های مختلف برای هر فصل باشد. ولی وقتی که اختلاف میزان مصرف گاز در هر دوره به علت متفاوت بودن انگیزه‌های مصرف در هر دوره باشد منطقی است که سال را به دو دوره نیاز گرمایشی و عدم نیاز گرمایشی تقسیم کنیم. در این حالت کاهش معنی‌داری در خطای پیش‌بینی نسبت به مدل تک دوره‌ای مشاهده می‌شود. مصرف گاز طبیعی در دوره نیاز گرمایشی از تغییرات جوی بیشتر تأثیر می‌گیرد. ولی در دوره عدم نیاز گرمایشی که از گاز بهمنظور پخت‌وپز و گرم کردن آب استفاده می‌شود کمتر از شرایط جوی تأثیر می‌پذیرد. نتیجه کلی این تحقیقات این است که دما به عنوان یک متغیر مهم و تأثیرگذار در تقاضای انرژی بخش‌های مختلف بهویژه در تقاضای بخش خانگی مطرح می‌شود. بیشتر نوسانات فصلی تقاضای انرژی مربوط به تغییرات دماست که در بعضی از مطالعات به صورت میانگین دوره‌ای و در برخی دیگر به صورت درجه گرمایش در مدل تقاضا وارد شده است.

ارکان اردوگ^۳ (۲۰۰۹)، در بررسی تابع تقاضای گاز ترکیه در دوره ۱۹۸۸-۲۰۰۵ بر ویژگی‌های این تقاضا و برآورد قیمت کوتاه‌مدت و بلندمدت و کشش درآمد از تقاضای گاز طبیعی بخشی در ترکیه تمرکز نموده است. در این مقاله رشد آینده تقاضا با استفاده از مدل ARIMA پیش‌بینی شده و نتایج به دست آمده با پیش‌بینی‌های رسمی مقایسه شده است. وی با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی، مصرف گاز در بخش صنعت، خانوار و تولید برق را مورد بررسی قرار داد و سه معادله با ضرایب و پارامترهای مختلف برآورد نمود. این مطالعه نشان داد که تقاضای گاز طبیعی کم‌کشش است و مصرف کنندگان نسبت به تغییر قیمت و درآمد تغییر زیادی در مصرف خود ایجاد نمی‌نمایند که این مسئله نشان‌دهنده فقدان جایگزین مناسب برای گاز طبیعی است.

¹ Haydar Aras, Nil Aras

² Eskişehir

³ Erkan Erdogan

پین و همکاران^۱ (۲۰۱۱)، به برآورد تقاضای گاز طبیعی بخش مسکونی ایالت ایلینویز آمریکا با استفاده از توابع خود بازگشت (اتورگرسیو) با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای داده‌های سالانه ۱۹۷۰-۲۰۰۷ پرداختند. این مطالعه یک رابطه تعادلی بلندمدت بین مصرف گاز طبیعی سرانه و قیمت واقعی بخش مسکونی گاز طبیعی، درآمد سرانه واقعی قابل تصرف شخصی، قیمت واقعی برق مسکونی، قیمت واقعی نفت سوخت و درجه حرارت را نشان می‌دهد. برآورد کشش بلندمدت نیز بیانگر آن بود که تنها قیمت واقعی بخش مسکونی گاز طبیعی، قیمت واقعی برق مسکونی و درجه حرارت از نظر آماری معنادار است.

دلاور و همکاران^۲ (۲۰۱۳)، در مطالعه خود به بررسی تأثیر درآمد، قیمت واقعی گاز طبیعی و روند اصلی تقاضای انرژی بر مصرف گاز طبیعی در کشورهای OECD- اروپا با استفاده از روش سری زمانی ساختاری و داده‌های سالانه دوره ۱۹۷۸-۲۰۱۱ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که به ترتیب اهمیت، درآمد، روند اصلی تقاضای انرژی و قیمت گاز طبیعی بر مصرف گاز طبیعی در OECD- اروپا مؤثر می‌باشد و کشش درآمد بلندمدت و کشش قیمتی ۰/۱۶ و ۱/۱۹ بود. علاوه بر این، بر اساس برآوردها، مصرف گاز طبیعی کشورهای OECD- اروپا تا سال ۲۰۲۰ بین ۵۷۲ و ۶۴۶ میلیارد مترمکعب پیش‌بینی شده است.

۲-۲-۲. مطالعات داخلی

در دهه اخیر با توجه به اهمیت گاز طبیعی و مزایای آن مطالعاتی در ایران انجام شده که در این بخش به برخی از مهم‌ترین آن‌ها می‌پردازیم.

رضایی (۱۳۷۸)، در مطالعه‌اش با عنوان «برآوردهای سیستم تقاضای حامل‌های انرژی در بخش خانگی» تقاضای حامل‌های اصلی انرژی در بخش خانگی شامل برق، گازوئیل، گاز طبیعی، گاز مایع و نفت سفید را در دوره زمانی ۱۳۶۲-۷۳ مورد بررسی قرار داده است. از مدل سیستم مخارج خطی (LES) و آمارهای سالانه هزینه‌ی خانوار مرکز آمار ایران جهت برآورد حساسیت تقاضای حامل‌های انرژی مذکور استفاده شده است. با توجه به نتایج این مطالعه، حامل‌های گازوئیل، گاز مایع و نفت سفید به دلیل این که دارای کشش درآمدی کوچک‌تر از یک هستند کالای ضروری و حامل‌های برق و گاز طبیعی، کالاهای لوکس خواهند بود.

¹ Payne et al.

² Dilaver et al.

لطفعلی‌پور و باقری (۱۳۸۲)، با پژوهشی تحت عنوان بررسی تابع تقاضای گاز طبیعی (خانگی و تجاری) در ایران به تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی مصارف خانگی شهر تهران پرداختند. در این مطالعه، تقاضای گاز طبیعی به عنوان یکی از حاملان انرژی در بخش خانگی در نظر گرفته شده است. به این منظور، تابع تقاضای کل گاز طبیعی و متوسط مصرف گاز طبیعی هر خانوار در شهر تهران با استفاده از اطلاعات مربوط به سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۷۴ که به صورت فصلی جمع‌آوری شده‌اند، تخمین و در نهایت کشش‌های درآمدی و قیمتی گاز طبیعی محاسبه شده است. در این پژوهش از آمار سری‌های زمانی استفاده شده است. برای برآورد الگوها از روش اقتصادسنجی بر پایه نظریه‌های اقتصاد خرد استفاده کرده، به این صورت که تک‌تک معادلات موردنظر با به کارگیری روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و استفاده از نرم‌افزار TSP برآورد و تخمین زده شده‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن بود که کشش قیمتی تقاضا برای گاز طبیعی در بخش خانگی ناچیز است، بدین معنی که تقاضای گاز طبیعی نسبت به تغییرات نه چندان زیاد قیمت حساس نیست. دلیل این امر، تعداد محدود جانشین‌های این حامل انرژی است. ضمن آنکه کنترل قیمت آن در سطح پایین‌تر از سوی دولت که موجب پایین بودن قیمت نسبی و ناچیز بودن قیمت واقعی گاز طبیعی نیز می‌شود، در کم اثر بودن تغییرات قیمت بر میزان مصرف گاز طبیعی نقش دارد. کشش درآمدی تقاضا برای گاز طبیعی بخش خانگی نیز کمتر از واحد است. این امر، مبین ضروری بودن مصرف گاز طبیعی در سبد مصرفی خانوارهای تهرانی است. به این ترتیب، بخشی از اثرات کاهشی افزایش قیمت گاز طبیعی، به دلیل ضروری بودن آن در تقاضای گاز طبیعی خنثی می‌شود. مهم‌ترین عامل مؤثر بر میزان مصرف گاز هر خانوار، میزان متوسط درجه حرارت به ویژه در ماههای سرد سال است.

کشاورز حداد و میرباقری جم (۱۳۸۶)، مطالعه‌ای تحت عنوان «تخمین تقاضای گاز طبیعی (صرف خانگی و تجاری در ایران)» انجام دادند. در این تحقیق نشان داده شد علاوه بر تغییرات دما و شرایط جوی -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 فناوری و عوامل دیگری که قابل مشاهده 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. نتایج تحقیق نشان می‌دهد در مصرف سرانه گاز طبیعی بخش خانگی و تجاری روند مشاهده نمی‌شود. لذا تنها متغیرهای دما، قیمت نسبی گاز به برق و درآمد بر میزان تقاضای یک مصرف‌کننده نمونه اثر می‌گذارد.

ابونوری و همکاران (۱۳۸۷)، در مقاله خود با عنوان تجزیه و تحلیل و بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای گاز خانگی و تجاری، تابع تقاضای گاز طبیعی بخش خانگی و تجاری در استان گیلان را با استفاده از داده‌های فصلی در سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۸۷، با روش مربعات معمولی برآورد کرده و همچنین، برای آزمون مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد KPSS استفاده کرده‌اند. درنهایت کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت قیمتی مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی- تجاری به ترتیب $-0/32$ و $-0/64$ درصد و کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت متقاطع (ارتباطی) تقاضا در بخش خانگی- تجاری به ترتیب $-0/43$ و $-0/86$ درصد برآورد نموده‌اند.

کاظم دهباشی (۱۳۸۹)، تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی استان سمنان را با روش OLS برآورد نموده است. در این تحقیق متغیر وابسته، مصرف سرانه گاز طبیعی و متغیرهای مستقل، قیمت گاز طبیعی، قیمت کالای جانشین (برق)، قیمت کالای مکمل (بخاری گازسوز)، متوسط دمای مرکز استان و درآمد خانوار می‌باشد. برای هر متغیر ۱۲۰ مشاهده، در فاصله سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۷ آورده شده است. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که گاز طبیعی در این استان با کشش‌های قیمتی و درآمدی $-0/36$ و $-0/37$ یک کالای کمکش و ضروری برای تمام گروه‌های درآمدی مردم است. همچنین تغییرات آب و هوایی اثر قابل توجهی بر مصرف گاز طبیعی دارد. گاز طبیعی کالای جانشین و کالای مکمل ندارد و برق یک جانشین ضعیف برای گاز خانگی محسوب می‌شود.

۳. روش تحقیق و معرفی مدل

هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر افزایش قیمت گاز طبیعی ناشی از اجرای مرحله اول طرح هدفمندی یارانه‌ها در فاصله زمانی فروردین ۸۵ الی اسفند ۹۱ می‌باشد. با توجه به اینکه مصرف دوره قبل گاز، درآمد، قیمت برق (به عنوان کالای جانشین) و دما به عنوان سایر متغیرهای مؤثر در این مطالعه در نظر گرفته شده‌اند، ارتباط درون زمانی

بین متغیرها را نمی‌توان کنار گذاشت که می‌تواند همبستگی پیاپی جمله اخلال ممکن را به دنبال داشته باشد. به نظر می‌رسد در این شرایط بهترین برآورد کننده ممکن قابل استفاده، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) باشد^۱ که در آن ماتریس کوواریانس برای خودهمبستگی اصلاح شده و استنباطهای آماری معتبر را ممکن می‌سازد.

برای انجام پژوهش‌های مختلف که از طریق روش‌های اقتصادسنجی صورت می‌گیرد به ویژه روش OLS، اساس بر این است که چند فرض کلاسیک برقرار باشد. یکی از این فروض این است که هیچ‌یک از متغیرهای مستقل در الگوی خطی رگرسیون، با خطای استاندارد همبستگی نداشته باشد که در صورت نقض این فرض روش حداقل مربعات کارایی‌اش (پارامترهایی که برآورد می‌کند سازگار نیستند و دارای حداقل واریانس نمی‌باشد) را از دست می‌دهد. در این زمینه گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) توسط هانسن (۱۹۸۲) پایه‌گذاری شده است. آنچه درباره این برآورد کننده اهمیت دارد، این است که این تخمین‌زننده قدرتمند نیازی به اطلاع دقیق از توزیع جملات اخلال^۲ ندارد. در واقع اگر مجموعه‌ای از مشاهدات مربوط به متغیر تصادفی Z که قانون احتمال آن به پارامترهای ناشناخته بستگی دارد، در اختیار باشد یک رهیافت رایج برآورد بر اساس اصل حداکثر راستنمایی است که در آن تخمین‌زن به‌گونه‌ای اختیار می‌شود که برای آن تخمین‌زن انتخاب شده، احتمال مشاهده شدن داده‌ها حداکثر گردد. اما روش GMM، روش دیگری برای برآورد پارامتر β است. به‌طور خلاصه برتری GMM در مقایسه با سایر روش‌ها در این است که برای پی بردن به تابع چگالی کامل^۳ تنها به شرط‌های گشتاوری خاص نیاز دارد و برعکس روش حداکثر راستنمایی و OLS، روش GMM به اطلاعات کامل توزیع داده‌ها نیازی ندارد و تنها گشتاورهای تعریف شده مشتق شده از مدل مورد بررسی برای تخمین‌زن GMM لازم است. فرض اصلی این روش، بر این پایه نهاده شده است که جملات اخلال در معادلات با مجموعه متغیرهای ابزاری^۴ غیر همبسته‌اند و با انتخاب متغیرهای ابزاری صحیح، این روش تخمین، یا اعمال یک ماتریس وزنی^۵ می‌تواند برای شرط ناهمسانی واریانس^۶ و نیز خودهمبستگی ناشناخته، برآورد کننده قدرتمندی بسازد. بنابراین به نظر می‌رسد در این شرایط،

^۱ دلای اصفهانی و همکاران (۱۳۸۶)^۲ Error Term^۳ Full Density^۴ Instrument Variable^۵ Weight matrix^۶ Heteroskedasticity

بهترین برآوردکننده ممکن قابل استفاده، روش گشتاورهای تعمیم‌بافت (GMM) باشد که در آن هانسن ماتریس کوواریانس را برای خودهمبستگی^۱ اصلاح کرده و استنباطهای آماری معتبر را ممکن می‌سازد.

۴. برآورد مدل و آزمون فرضیه‌ها

بررسی شکست ساختاری در داده‌ها از آن بابت مهم است که وجود ریشه واحد و ناپایایی که در اغلب متغیرهای سری زمانی اقتصاد کلان به تأیید می‌رسد، ممکن است به دلیل عدم توجه به شکست عمدی ساختاری در روند این متغیرها بوده باشد. بهمنظور جلوگیری از بروز چنین مشکلی، ابتدا شکست در داده‌ها بررسی می‌شوند. چنانچه بر اساس نتایج آزمون‌های مختلف شکست ساختاری، وجود حداقل یک شکست در داده‌های مورد بررسی رد نشود، وجود شکست ساختاری نتایج آزمون‌های کلاسیک ریشه واحد را زیر سؤال می‌برد و بنابراین نیاز به انجام آزمون‌های ریشه واحدی است که شکست ساختاری در آن‌ها لحاظ شده باشد.

به منظور بررسی شکست ساختاری از آزمون شکست ساختاری درون‌زای بای-پرون^۲ استفاده می‌شود. برای انجام این آزمون، که حداقل تعداد ۵ شکست ساختاری درون‌زا (بدون تعیین تاریخ آن‌ها) در داده، مورد آزمون قرار می‌گیرد، ابتدا ثبات ساختاری در یک معادله که تنها یک متغیر توضیحی (جزء عرض از مبدأ) در معادله رگرسیون آن وجود دارد، در نظر گرفته می‌شود. همچنین وجود همبستگی سریالی در اجزای اخلال و نیز ناهمسانی واریانس مدنظر قرار می‌گیرد. در این آزمون که با استفاده از نرم‌افزار EViews 8 انجام می‌شود، آزمون‌های مختلفی برای تعیین وجود یا عدم وجود شکست به کار گرفته شده است. معیار Sequential³ تعداد شکست‌های ساختاری موجود در داده را نشان می‌دهد و معیاری است که با استفاده از آن می‌توان به وجود یا عدم وجود شکست ساختاری در داده‌ها پی برد. این آزمون برای متغیرهای مصرف، قیمت گاز طبیعی، دما، درآمد و قیمت برق انجام گرفت و نتایج در جدول ذیل گزارش شده‌اند.

نتایج آزمون نشان‌دهنده پنج شکست ساختاری در متغیرهای درآمد و قیمت برق و سه شکست ساختاری در قیمت گاز طبیعی می‌باشد. اما در خصوص متغیرهای مصرف و دما آزمون نشان‌گر عدم شکست ساختاری در داده‌های مذکور می‌باشد.

¹ AutoCOrrrelation

² Bai- Perron

جدول ۴-۱: نتایج آزمون شکست درون‌زای بای-پرون

آزمون	مقادیر محاسبه شده				
	صرف	قیمت گاز طبیعی	دما	درآمد	قیمت برق
Sequential	عدم وجود شکست ساختاری	نشان‌دهنده وجود ^۳ شکست ساختاری	عدم وجود شکست ساختاری	نشان‌دهنده وجود ^۵ شکست ساختاری	نشان‌دهنده وجود ^۵ شکست ساختاری

منبع: با استفاده از نرم افزار Eviews برآورد شده است.

انجام آزمون شکست ساختاری درون‌زای بای-پرون وجود شکست در داده‌های قیمت گاز طبیعی، درآمد و قیمت برق را تأیید می‌کند. به این دلیل برای داده‌های مذکور دیگر نمی‌توان از آزمون‌های ریشه واحدی مانند ADF، PP، NP و KPSS استفاده کرد. بنابراین نیاز به انجام آزمون‌های ریشه واحدی است که شکست ساختاری در آن‌ها لحاظ شده باشد. به این منظور برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد با در نظرگیری دو شکست ساختاری درون‌زای لی-استرازیکیچ^۱ (۲۰۰۳) استفاده می‌شود. آزمون لی و استرازیکیچ (۲۰۰۳) با استفاده از نرم‌افزار GAUSS برای داده‌های تحت بررسی انجام شد. در جدول ۴-۲، K حداقل تعداد وقفه بهینه‌ای است که در الگو لحاظ شده است. همچنین دو زمان TB_1 و TB_2 به صورت درون‌زا در داخل مدل مشخص شده است. اگر قدر مطلق مقادیر محاسباتی از قدر مطلق مقدار بحرانی LS در سطح ۵٪ بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود.

جدول ۴-۲: نتایج آزمون ریشه واحد لی-استرازیکیچ

متغیرها	مقدار محاسبه شده	مدل	TB_1	TB_2	K	نتیجه در سطح ۵٪
درآمد	-۱۴/۴۳۶۲	C	۹۰ شهریور	۹۱ فروردین	۸	I(0)
قیمت	-۷۳/۳۶۱۴	C	۹۰ مهر	۹۱ تیر	۸	I(0)
قیمت برق	-۸/۹۵۲۶	C	۸۹ بهمن	۹۰ آذر	۸	I(0)

منبع: با استفاده از نرم افزار Gauss برآورد شده است.

مقدار بحرانی LS در سطح ۵٪، برای مدل A برابر با $-3/842$ و برای مدل C نیز برابر با $-5/286$ می‌باشد. نتایج آزمون ریشه واحد لی-استرازیکیچ برای متغیرهای درآمد، قیمت گاز طبیعی قیمت برق در جدول ۲ گزارش شدند و نتایج حاکی از رد فرضیه صفر و مانایی متغیرها در سطح ۵٪ می‌باشد.

^۱ Lee and Strazicich

با توجه به نتایج آزمون بای-پرون برای بررسی مانایی داده‌های متغیر مصرف و دما که با شکست ساختاری مواجه نبودند، با استفاده از نرمافزار Eviews آزمون دیکی فولر تعییم‌یافته (ADF) را در مورد هر یک از متغیرها انجام می‌دهیم. اگر قدر مطلق مقادیر به دست‌آمده از آزمون حتی در یکی از سطوح ۰/۵٪ و ۰/۱۰٪ از قدر مطلق مقادیر بحرانی بزرگ‌تر باشد، آنگاه متغیر مورد بررسی در همان سطح مانا می‌باشد. در غیر این صورت با یک یا چند بار تفاضل‌گیری به پایایی متغیر مورد نظر خواهیم رسید. بعد از بررسی مانایی مشخص می‌شود که همه متغیرها در سطح مانا هستند. جدول ۳-۴ مانایی متغیرهای دما و مصرف را نشان می‌دهد.

جدول ۳-۴: نتایج آزمون دیکی فولر تعییم‌یافته (ADF)

نام متغیر	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	مقدار آماره آزمون	نتیجه آزمون
LT	-۲/۸۹۹۱	-۸/۳۲۹۲	در سطح مانا
LCO	-۲/۸۹۷۲	-۱۱/۷۱۲۷	در سطح مانا

منبع: با استفاده از نرم افزار Eviews برآورد شده است.

۴-۱. شرح متغیرها و برآورده مدل

این تحقیق مطالعه موردی تأثیر افزایش قیمت گاز بر میزان مصرف در بخش خانگی شهرستان سمنان پس از اجرای مرحله اول قانون هدفمندی یارانه‌ها را در بر می‌گیرد. اطلاعات و داده‌ها از شماره‌های مختلف ترازنامه انرژی، آمارهای بانک مرکزی ایران، سازمان هواسناسی کشور و شرکت ملی گاز ایران به دست آمده است. این اطلاعات به صورت ماهانه و در دوره زمانی بین فروردین ۱۳۸۵ الی اسفند ۱۳۹۱ می‌باشد. آنگاه با توجه به تغییرات قابل توجه CPI در بازه زمانی این مطالعه، به منظور بررسی دقیق تر اثرات اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها پارامترهای ریالی بر CPI استانی (نسبت به سال پاییه ۱۳۸۳) تقسیم گردیده‌اند. در بسیاری از تحلیل‌های رگرسیونی؛ متغیر وابسته نه تنها تحت تأثیر متغیرهای کمی است بلکه از متغیرهایی که ماهیّت‌آ کیفی می‌باشند (نظیر تحولات سیاسی، تغییرات سیاست‌های اقتصادی دولت ها و...) نیز تعییت می‌کند (گجراتی، ۲۰۰۲). استفاده از این متغیرهای کیفی مدل را جهت تبیین و تحلیل تغییر جهت و شکست ساختاری عوامل بروزنایی چون الگوی مصرف انرژی نیز توانمند می‌سازد. لذا در این مطالعه با فرض امکان ایجاد شکست ساختاری در الگوی مصرف مشترکین گاز طبیعی و جابجایی تابع مصرف مشترکین به تبع اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها و شوک قیمتی ۵ برابری در قیمت گاز طبیعی؛ نسبت به تعریف متغیر مجازی و لحاظ آن در مدل اقدام شده است.

متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه به شرح زیر می‌باشند:

CO: میزان مصرف سرانه گاز در شهرستان سمنان بر حسب متربمکعب

(1) CO: وقفه مصرف سرانه گاز در شهرستان (مصرف دوره قبل) بر حسب متربمکعب
Pa: قیمت واقعی هر متربمکعب گاز طبیعی در بخش خانگی بر حسب ریال (جهت محاسبه این متغیر، قیمت گاز بر CPI ماهیانه (شاخص قیمت خردهفروشی) تقسیم شده است.).

Pea: قیمت واقعی کالای جانشین (برق) (جهت محاسبه این متغیر، قیمت برق بر CPI ماهیانه (شاخص قیمت خردهفروشی) تقسیم شده است).

T: میانگین ماهیانه دمای هوای شهرستان سمنان بر حسب سانتی‌گراد.

(-1) Ia: وقفه درآمد متوسط واقعی (درآمد واقعی دوره قبل) بر حسب ریال. تمامی داده‌های موجود در مراکز آماری و سازمان‌های مربوطه برای درآمد خانوار استانی به صورت سالانه موجود است. لذا به منظور ماهیانه‌سازی و واقعی نمودن این متغیر تمام سال‌ها (۶ سال) بر CPI ماهیانه استان سمنان تقسیم شده است.

DG: متغیر مجازی (دامی) که پیش از هدفمندی یارانه‌ها (DG=0) و پس از هدفمندسازی یارانه‌ها (DG=1) در نظر گرفته شده است.

در مورد دمای هوای شهرستان سمنان، از آنجایی که در برخی از ماهها دمای هوای زیر صفر کاهش یافته است برای محاسبه لگاریتم این متغیر، به ناجار به کلیه داده‌های دما، واحد اضافه گردیده است.

۴-۲. برآورد مدل

جدول ذیل خلاصه نتیجه برآورد مدل به وسیله نرم‌افزار Eviews می‌باشد که در آن متغیرها به صورت لگاریتم و به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) تخمین زده شده است.

جدول ۴-۴ برآورد مدل به روش GMM

متغیر	LOG(CO(-1))	LOG(PA)	LOG(T)	LOG(PEA)	LOG(IA(-1))	DG
ضرایب	-۰/۳۸۷۸	-۱/۲۴۱۳	-۰/۵۱۹۴	-۱/۳۳۵۱	-۱/۶۱۵۸	-۰/۰۸۴۸
t آماره	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۵۳	-۰/۰۰۰۱	-۰/۱۳۰۱	-۰/۰۰۰۰	-۰/۹۵۷۸
R ²	۰/۸۷۹۲		A. R ²	۰/۸۵۴۴	D.W	۱/۹۰۶۵

منبع: با استفاده از نرم افزار Eviews برآورد شده است.

همان‌گونه که در جدول ۴-۴ مشاهده می‌گردد R^2 و R^2 تعدل شده نزدیک به ۱ می‌باشد که نشان‌دهنده خوبی برازش مدل بوده و علامت متغیرهای مستقل از نظر تطابق با انتظارات تئوریک قابل توجه می‌باشد.

در این مدل ضریب مصرف گاز طبیعی بهمانند اکثر قریب به اتفاق مطالعات پیشین خارجی و داخلی رابطه‌ای معکوس و معنی‌دار با قیمت واقعی آن دارد. ضریب دما همان‌گونه که در مطالعه کابودان و حیدر و نیل آرس مطرح گردیده منفی بوده و افزایش دما اثر معکوس در مصرف گاز داشته است. ضریب وقفه درآمد سرانه خانوار معنی‌دار بوده و از این‌جهت مشابه مطالعات مختلف خارجی و داخلی همچون مقالات لستر، اکمل و اشترن، و ارکان اردگدو می‌باشد اما برخلاف نتایج مطالعات مذکور که افزایش درآمد منجر به افزایش مصرف گاز گردیده است. در این مدل ضریب قیمت واقعی برق برخلاف مطالعات اکمل و اشترن، و پین-لومیس-ویلسون جانشینی انرژی برق به جای گاز طبیعی را در مصرف بخش خانگی شهرستان سمنان به اثبات نرسانده است.

با وجود آنکه تأکید گردید نیویی و وست^۱ (۱۹۸۷) از طریق اصلاح ماتریس واریانس-کواریانس تخمین زن GMM را در برابر ناهمسانی و خودهمبستگی مقاوم ساخته‌اند. اما با توجه به نتایج بدست آمده ازتابع مصرف مقدار آماره دوربین واتسون برابر ۱/۹۱ است. چون تابع دارای وقفه متغیر مستقل است لذا آماره دوربین واتسون قادر اعتبار است. آماره h دوربین که برابر با $82/0$ می‌باشد نشان‌دهنده عدم وجود خودهمبستگی در مدل می‌باشد.

۴-۳. آزمون فرضیه‌ها

۴-۳-۱. آزمون والد

درواقع با این آزمون می‌توان این مسئله را آزمون نمود که آیا ضرایب متغیرها صفر بوده است یا خیر. برای انجام این آزمون باید به تعداد متغیرهای موجود در مدل قیدهایی به صورت زیر تعریف گردد:

$$C(1)=0, C(2)=0, \dots$$

حال اگر احتمال آزمون صفر باشد به این معناست فرض صفر که صفر بودن ضرایب بوده رد خواهد شد و لذا ضرایب صفر نبوده و باید آن متغیرها در مدل وارد گرددند.

^۱ Newey and West

جدول ۴-۵: نتیجه آزمون والد

Wald Test:		
Test Statistic	Value	Probability
F-statistic	۸۷/۹۶۹۱	. /
Chi-square	۶۱۵/۷۸۳۸	. /
Null Hypothesis: C(1)=0, C(2)=0, C(3)=0, C(4)=0, C(5)=0, C(6)=0, C(7)=0		

منبع: با استفاده از نرم افزار Eviews برآورد شده است.

با توجه به نتیجه آزمون فوق فرضیه صفر بودن ضرایب رد می‌شود. لذا کلیه متغیرها باید در مدل وارد گردند.

۴-۳-۲. آزمون فرضیه قیدهای بیش از حد مشخص نمایی (سارگان)

در واقع این آزمون اعلام می‌کند که ابزاری‌های انتخاب شده جهت تخمین پارامترها در بهترین شرایط قرار دارند و شروط گشتاوری را برقرار می‌سازند.

جدول ۴-۶: نتیجه آزمون قیدهای بیش از حد مشخص نمایی (سارگان)

R-squared	.۰/۸۷۹۲	Mean dependent var	۴/۹۸۴۸
Adjusted R-squared	.۰/۸۵۴۴	S.D. dependent var	.۰/۸۲۱۶
S.E. of regression	.۰/۴۰۷۲	Sum squared resid	۱۱/۷۷۳۱
Durbin-Watson stat	۱/۹۰۶۵	J-statistic	۹/۷۸۲۴
Instrument rank	۱۹	Prob(J-statistic)	.۰/۴۵۹۸

منبع: با استفاده از نرم افزار Eviews برآورد شده است.

با توجه به نتیجه به دست آمده برای آزمون سارگان $\text{Prob}(\text{J-statistic})=0/46$ می‌توان اعلام نمود، متغیرهای ابزاری انتخاب شده، جهت تخمین پارامترها در بهترین شرایط قرار داشته و شروط گشتاوری را برقرار می‌سازد.

۵. نتیجه‌گیری

همان‌گونه که در مدل نهایی مشاهده می‌گردد مصرف گاز طبیعی رابطه‌ای معکوس با قیمت آن دارد به عبارت دیگر با یک واحد افزایش قیمت واقعی در هر مترمکعب گاز طبیعی، مصرف آن $1/24$ درصد کاهش می‌یابد.

در الگوی لگاریتمی ضریب قیمت نشان‌دهنده کشش کالا می‌باشد. این ضریب نشان می‌دهد افزایش قیمت کالا چه تأثیری در مقدار مصرف کالا دارد. اگر قدر مطلق این ضریب بین صفر و یک باشد کالا کم کشش است و اگر بزرگ‌تر از یک باشد کالا پر کشش می‌باشد. از آنجایی که این ضریب در معادله برآورد شده از یک بیشتر است، نشان می‌دهد که حساسیت خانوارها در شهرستان سمنان در مقابل افزایش قیمت گاز

طبیعی افزایش یافته و عکس العمل شدیدتری نسبت به برخی از مطالعات مشابه پیشین نشان می‌دهند. لذا این افزایش کشش قیمتی را می‌توان از اثرات اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها دانست.

ضریب متغیر وقفه مصرف گاز طبیعی رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار با مصرف دوره جاری دارد. این بدان معناست که الگوی مصرف خانوارهای شهرستان سمنان از روند مشخصی پیروی می‌نماید و تغییرات مصرف به صورت آنی رخ نخواهد داد.

دما به عنوان یک عامل تأثیرگذار در مصرف گاز طبیعی محسوب می‌گردد. مدل برآورده نیز مبین همین موضوع می‌باشد یعنی افزایش یک درجه‌ای دما باعث کاهش ۰/۵۲ درصد در مصرف گاز می‌گردد.

ضریب وقفه درآمد سرانه خانوار معنی‌دار بوده و یک درصد افزایش درآمد سرانه دوره قبل خانوار، منجر به کاهش ۱/۶۱ درصد در مصرف گاز طبیعی می‌گردد. لذا با توجه به اینکه بخش عمده‌ای از مصرف بخش خانگی گاز طبیعی صرف گرمایش محیط، گرمایش آب و پختوپز می‌گردد، این بدان معناست که با اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها افزایش درآمد مصرف‌کنندگان منجر به اقداماتی در راستای بهینه‌سازی مصرف گاز طبیعی گردیده است. این اقدامات می‌تواند شامل تهیه و استفاده مشترکین گاز از تجهیزات و لوازم خانگی با راندمان انرژی بالاتر و همچنین استفاده از راهکارهای کاهش اتلاف انرژی در ساختمان‌های مسکونی باشد.

برق به عنوان کالای جانشین در مدل وارد گردیده است ولی ضریب آن از نظر آماری معنی‌دار نگردیده است. این بدان معناست که در این مطالعه رابطه معناداری بین قیمت برق و مصرف گاز طبیعی به دست نیامده و درنتیجه این مطالعه جانشینی انرژی برق به جای گاز طبیعی را به اثبات نرسانده است.

با آنکه ضریب متغیر مجازی وارد شده در مدل به بررسی تأثیر اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها بر الگوی مصرف مشترکین می‌پردازد، علامت منفی را نشان می‌دهد و به نوعی اثبات‌کننده فرضیه می‌باشد، اما از آنجایی که ضریب به دست آمده از نظر آماری معنادار نمی‌باشد، لذا این مطالعه شکست ساختاری در الگوی مصرف مشترکین و جابجایی تابع مصرف مشترکین را به عنوان یکی از عوامل برونزا به اثبات نرسانده است.

هرچند این مطالعه شکست ساختاری در الگوی مصرف مشترکین را به اثبات نرسانده است اما اثر شوک قیمتی ناشی از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها در افزایش حساسیت مصرف‌کنندگان نسبت به تغییرات قیمت گاز قابل توجه می‌باشد.

اصلاح الگوی مصرف انرژی یکی از اهداف اصلی اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها بود. اما نتایج این تحقیق نشان داد که اجرای فاز اول قانون هدفمندی یارانه‌ها و شوک قیمتی ۵ برابری ایجاد شده در قیمت گاز طبیعی هرچند موجب افزایش حساسیت مشترکین گاز طبیعی به قیمت‌های آن گردیده است اما شوک قیمتی ایجاد شده بدون فراهم نمودن بستر و سایر الزامات اصلاح الگوی مصرف و به تنها یکی، منجر به شکست ساختاری در الگوی مصرف مشترکین خانگی شهرستان سمنان نگردیده است. لذا هرچند ادامه سیاست‌های قیمتی تا آزادسازی قیمت گاز طبیعی در گام‌های بعدی اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها از راهکارهای اصلی اصلاح الگوی مصرف مشترکین می‌باشد اما بدون پیش‌بینی و اجرای راهکارهای مکمل در اجرای فازهای بعدی قانون هدفمندی یارانه، اصلاح الگوی مصرف هدفی دور از دسترس می‌نماید.

فهرست منابع:

- ابونوری، عباسعلی، محمدی، تیمور و هادی پرهیزی گشتی (۱۳۸۷)، تجزیه و تحلیل و بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای گاز خانگی و تجاری در استان گیلان، *فصلنامه علوم اقتصادی*، ۵: ۱۲۱-۱۲۶.
- حسینی، سید شمس الدین و امین، مالکی (۱۳۸۴)، روش پرداخت یارانه و معیارهای انتخاب آن، بررسی تجربه کشورهای منتخب و ایران، *بررسی‌های بازارگانی*، ۱۳: ۱۶-۲۵.
- شیرین بخش، شمس الله (۱۳۸۴)، کاربرد eviews در اقتصادسنجی، *تهران نشر پژوهشکده امور اقتصادی*.
- فرخی، فنایی شیخ‌الاسلامی، محمد علی و حبیب رجبی مشهدی (۱۳۸۷)، مدل‌سازی تقاضای گاز طبیعی در استان خراسان، اولین همایش ملی نفت، گاز و پتروشیمی، مجموعه مقالات شیمی.
- کاظم دهباشی، سعیده (۱۳۸۹)، برآورد تابع تقاضای گاز خانگی مطالعه موردی استان سمنان، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی*.
- کشاورز حداد، غلامرضا و محمد میرباقری جم (۱۳۸۶)، بررسی تابع تقاضای گاز طبیعی (خانگی و تجاری) در ایران، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۲(۹): ۱۳۳-۱۶۰.
- لطغلى پور، محمدرضا و احمد باقری (۱۳۸۲)، تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی مصارف خانگی شهر تهران، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۶(۵): ۱۳۳-۱۵۱.
- مرادی، علیرضا (۱۳۸۵)، کاربرد eviews در اقتصادسنجی، *تهران: نشر دانشگاهی*.

معاونت اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۶)، بررسی آثار اقتصادی هدفمند کردن یارانه حامل‌های انرژی گزارش اول، (ویرایش پنجم).

Aras, H. and N. Aras (2004), Forecasting Residential Natural Gas Demand, Energy Sources, 26: 463-472

Arsenault, E., Bernard J. and G. Laplante (1995), A Total Energy Demand of Quebec: Forcasting Properties, Energy Economics, 17: 163-171.

BP Statistical Review of World Energy, (2013).

Clements, M.P. and R. Madlener (1999), Seasonality, Cointegration and Forecasting UK Residential Energy, Scottish Journal of Political Economy, 46(2): 185-206.

Damodar N.Gujarati (2002), Basic Econometrics (4th) Edition, City University of New York.

Dilaver, Ö., Dilaver, Z. and L. C. H (2013), What Drives Natural Gas Consumption in Europe? Analysis and Projections, Surrey Energy Economics Centre, School of Economics Discussion Papers 143.

Erdogdu, E. (2009), Natural gas demand in Turkey.

Huas, R. and L. Schipper (1998), Residential Energy Demand in OECD-Countries and the Role of Irreversible Efficiency Improvements, Energy Economics, 20: 421-442.

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

Huntington. HG. (2007), Industrial Natural Gas Consumption in the United States: An Empirical Model for Evaluting Future Trends, Energy Economics, 29: 743-759.

Lee, J. and M.C. Strazicich (2003), Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks, Review of Economics and Statistics, 85(4): 1082-1089.

Maddala, G.S., Trost, R.P., Li, H. and J. Frederick (1997), Estimation of Short-Run and Long-Run. Elastioities of Energy Demand from Panel Data. Using Shrinkage Estimators, Journal of Business & Economic Statistics, 15(1): 90-100.

Muhammad A. and D.I. Stern (2001), Residential Energy Demand in Australia: An Application of Dynamic OLS, The Australian National University.

Payne., J E., Loomis, D. and R. Wilson (2011), Residential Natural Gas Demand in Illinois: Evidence from the ARDL Bounds Testing Approach, Journal of Regional Analysis and Policy, 41(2): 138-147.

Pindyck, RS. (1979), *The Structure of World Energy Demand*, Cambridge Mass: MIT Press.

Tugcu. C.T, Ozturk, I. and A. Aslan (2012), Renewable and non-renewable energy Consumption and economic growth relationship revisited: Evidence from G7 Countries, *Energy Economics* (Impact Factor: 2.54).

پیوست:

جدول ۱ : داده‌های مورد استفاده در مطالعه

متغیر مجازی	درآمد واقعی (ریال)	دماه اصلاح شده (سلسیوس)	CPI	درآمد سالانه (ریال)	تعداد مشترک	قیمت برق (ریال)	قیمت گاز (ریال)	صرف سرانه (متر مکعب)	ماه
۰	۳۷۹۲۷۰	۲۱	۱۳۰	۴۹۱۷۱۳۱۵	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۸۰	۱۵۸	فروردین ۸۵
۰	۳۷۷۹۳۵	۲۸	۱۳۰	۴۹۱۷۱۳۱۵	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۸۰	۱۰۰	اردیبهشت ۸۵
۰	۳۸۳۰۴۰	۳۱	۱۲۸	۴۹۱۷۱۳۱۵	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۸۰	۷۴	خرداد ۸۵
۰	۳۸۹۷۶۹	۳۵	۱۲۶	۴۹۱۷۱۳۱۵	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۸۰	۵۹	تیر ۸۵
۰	۳۸۳۹۶۸	۳۵	۱۲۸	۴۹۱۷۱۳۱۵	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۸۰	۵۷	مرداد ۸۵
۰	۳۸۲۲۲۰	۳۱	۱۲۹	۴۹۱۷۱۳۱۵	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۸۰	۶۶	شهریور ۸۵
۰	۳۸۱۲۶۶	۲۶	۱۲۹	۴۹۱۷۱۳۱۵	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۸۰	۱۱۰	مهر ۸۵
۰	۳۸۱۳۷۹	۱۸	۱۲۹	۴۹۱۷۱۳۱۵	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۸۰	۲۲۸	آبان ۸۵
۰	۳۸۲۴۵۸	۸	۱۲۹	۴۹۱۷۱۳۱۵	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۸۰	۴۱۸	آذر ۸۵
۰	۳۸۲۶۸۶	۵	۱۲۸	۴۹۱۷۱۳۱۵	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۸۰	۴۹۷	دی ۸۵
۰	۳۸۵۶۸۴	۱۰	۱۲۷	۴۹۱۷۱۳۱۵	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۸۰	۴۴۸	بهمن ۸۵
۰	۳۹۶۳۵۸	۱۱	۱۲۴	۴۹۱۷۱۳۱۵	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۸۰	۳۵۰	اسفند ۸۵
۰	۴۱۹۲۴۹	۱۷	۱۳۵	۵۶۴۳۰۹۵۶	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۱۱۳	۲۸۶	فروردین ۸۶
۰	۴۱۶۷۷۲	۲۶	۱۳۵	۵۶۴۳۰۹۵۶	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۱۱۳	۱۸۳	اردیبهشت ۸۶
۰	۴۱۴۲۲۴	۳۲	۱۳۶	۵۶۴۳۰۹۵۶	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۱۱۳	۱۱۲	خرداد ۸۶
۰	۴۱۲۲۰۶	۳۴	۱۳۷	۵۶۴۳۰۹۵۶	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۱۱۳	۷۷	تیر ۸۶
۰	۴۱۳۴۱۴	۳۳	۱۳۷	۵۶۴۳۰۹۵۶	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۱۱۳	۷۲	مرداد ۸۶
۰	۴۰۳۳۶۶	۳۱	۱۴۰	۵۶۴۳۰۹۵۶	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۱۱۳	۸۱	شهریور ۸۶
۰	۳۹۵۷۲۹	۲۳	۱۴۳	۵۶۴۳۰۹۵۶	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۱۱۳	۱۳۱	مهر ۸۶
۰	۳۸۸۹۱۱	۱۸	۱۴۵	۵۶۴۳۰۹۵۶	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۱۱۳	۲۴۷	آبان ۸۶
۰	۳۸۲۰۶۵	۱۰	۱۴۸	۵۶۴۳۰۹۵۶	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۱۱۳	۴۲۸	آذر ۸۶
۰	۳۷۶۴۵۷	۱	۱۵۰	۵۶۴۳۰۹۵۶	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۱۱۳	۵۲۱	دی ۸۶
۰	۳۶۸۵۸۹	۵	۱۵۳	۵۶۴۳۰۹۵۶	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۱۱۳	۴۶۲	بهمن ۸۶
۰	۳۵۶۰۳۱	۱۵	۱۵۹	۵۶۴۳۰۹۵۶	۲۱۴۱۳	۱۰۳	۱۱۳	۳۰۶	اسفند ۸۶
۰	۴۷۸۱۳۰	۲۳	۱۶۴	۷۸۶۰۴۵۲۷	۲۱۴۱۳	۱۲۵	۱۱۳	۱۸۴	فروردین ۸۷
۰	۴۶۶۲۱۹	۲۷	۱۶۹	۷۸۶۰۴۵۲۷	۲۱۴۱۳	۱۲۵	۱۱۳	۱۰۳	اردیبهشت ۸۷
۰	۴۳۹۳۷۷	۳۲	۱۷۹	۷۸۶۰۴۵۲۷	۲۱۴۱۳	۱۲۵	۱۱۳	۷۳	خرداد ۸۷
۰	۴۵۱۷۵۰	۳۵	۱۷۴	۷۸۶۰۴۵۲۷	۲۱۴۱۳	۱۲۵	۱۱۳	۶۴	تیر ۸۷
۰	۴۴۸۶۵۶	۳۴	۱۷۵	۷۸۶۰۴۵۲۷	۲۱۴۱۳	۱۲۵	۱۱۳	۶۳	مرداد ۸۷
۰	۴۳۵۲۴۱	۳۱	۱۸۱	۷۸۶۰۴۵۲۷	۲۱۴۱۳	۱۲۵	۱۱۳	۸۰	شهریور ۸۷

تأثیر افزایش قیمت گاز بر مصرف خانگی مشترکین گاز شهرستان سمنان ...

.	۴۲۸۱۲۹	۲۶	۱۸۴	۷۸۶۰۴۵۲۷	۲۱۴۱۳	۱۲۵	۱۱۳	۱۳۶	مهر ۸۷
.	۴۲۹۲۹۸	۱۵	۱۸۳	۷۸۶۰۴۵۲۷	۲۱۴۱۳	۱۲۵	۱۱۳	۲۳۱	آبان ۸۷
.	۴۲۰۵۷۰	۱۱	۱۸۷	۷۸۶۰۴۵۲۷	۲۱۴۱۳	۱۲۵	۱۱۳	۳۸۳	آذر ۸۷
.	۴۲۲۷۴۴	۷	۱۸۶	۷۸۶۰۴۵۲۷	۲۱۴۱۳	۱۲۵	۱۱۳	۴۳۳	دی ۸۷
.	۴۲۶۲۷۲	۱۰	۱۸۴	۷۸۶۰۴۵۲۷	۲۱۴۱۳	۱۲۵	۱۱۳	۳۹۳	بهمن ۸۷
.	۴۲۳۰۶۰	۱۵	۱۸۶	۷۸۶۰۴۵۲۷	۲۱۴۱۳	۱۲۵	۱۱۳	۳۰۹	اسفند ۸۷
.	۴۲۳۲۷۳	۱۷	۱۸۹	۸۱۷۵۸۶۳۱	۲۱۴۱۳	۱۱۹	۸۲	۲۲۹	فروردین ۸۸
.	۴۲۸۰۵۶	۲۴	۱۹۱	۸۱۷۵۸۶۳۱	۲۱۴۱۳	۱۱۹	۸۲	۱۴۱	اردیبهشت ۸۸
.	۴۱۵۲۲۹	۳۰	۱۹۷	۸۱۷۵۸۶۳۱	۲۱۴۱۳	۱۱۹	۸۲	۹۱	خرداد ۸۸
.	۴۱۴۱۷۷	۳۵	۱۹۷	۸۱۷۵۸۶۳۱	۲۱۴۱۳	۱۱۹	۸۲	۶۷	تیر ۸۸
.	۴۱۱۴۶۸	۳۶	۱۹۹	۸۱۷۵۸۶۳۱	۲۱۴۱۳	۱۱۹	۸۲	۶۲	مرداد ۸۸
.	۴۰۸۱۸۱	۳۰	۲۰۰	۸۱۷۵۸۶۳۱	۲۱۴۱۳	۱۱۹	۸۲	۷۵	شهریور ۸۸
.	۴۰۸۱۸۱	۲۴	۲۰۰	۸۱۷۵۸۶۳۱	۲۱۴۱۳	۱۱۹	۸۲	۱۱۸	مهر ۸۸
.	۴۰۵۷۵۰	۱۸	۲۰۲	۸۱۷۵۸۶۳۱	۲۱۴۱۳	۱۱۹	۸۲	۲۲۶	آبان ۸۸
.	۴۰۳۵۴۷	۹	۲۰۳	۸۱۷۵۸۶۳۱	۲۱۴۱۳	۱۱۹	۸۲	۳۴۹	آذر ۸۸
.	۴۰۲۹۵۰	۱۱	۲۰۳	۸۱۷۵۸۶۳۱	۲۱۴۱۳	۱۱۹	۸۲	۳۹۶	دی ۸۸
.	۳۹۹۴۰۷	۱۰	۲۰۵	۸۱۷۵۸۶۳۱	۲۱۴۱۳	۱۱۹	۸۲	۳۵۵	بهمن ۸۸
.	۳۹۴۵۸۸	۱۷	۲۰۷	۸۱۷۵۸۶۳۱	۲۱۴۱۳	۱۱۹	۸۲	۲۷۵	اسفند ۸۸
.	۴۵۸۹۰۶	۲۰	۲۱۰	۹۶۳۲۴۳۹۸	۲۱۴۱۳	۱۲۹	۱۳۲	۱۸۷	فروردین ۸۹
.	۴۵۸۷۳۰	۲۶	۲۱۱	۹۶۳۲۴۳۹۸	۲۱۴۱۳	۱۲۹	۱۳۲	۹۵	اردیبهشت ۸۹
.	۴۵۲۰۱۵	۳۲	۲۱۳	۹۶۳۲۴۳۹۸	۲۱۴۱۳	۱۲۹	۱۳۲	۶۶	خرداد ۸۹
.	۴۴۸۰۲۰	۳۷	۲۱۵	۹۶۳۲۴۳۹۸	۲۱۴۱۳	۱۲۹	۱۳۲	۵۶	تیر ۸۹
.	۴۴۰۸۴۴	۳۳	۲۱۹	۹۶۳۲۴۳۹۸	۲۱۴۱۳	۱۲۹	۱۳۲	۵۷	مرداد ۸۹
.	۴۳۴۸۷۳	۳۰	۲۲۲	۹۶۳۲۴۳۹۸	۲۱۴۱۳	۱۲۹	۱۳۲	۶۷	شهریور ۸۹
.	۴۲۵۰۸۶	۲۷	۲۲۷	۹۶۳۲۴۳۹۸	۲۱۴۱۳	۱۲۹	۱۳۲	۱۰۳	مهر ۸۹
.	۴۲۴۷۱۱	۱۸	۲۲۷	۹۶۳۲۴۳۹۸	۲۱۴۱۳	۱۲۹	۱۳۲	۲۰۵	آبان ۸۹
.	۴۲۰۲۶۴	۱۳	۲۲۹	۹۶۳۲۴۳۹۸	۲۱۴۱۳	۱۲۹	۱۳۲	۳۱۹	آذر ۸۹
۱	۴۱۳۵۸۷	۷	۲۲۳	۹۶۳۲۴۳۹۸	۲۱۴۱۳	۱۲۹	۵۲۷	۳۹۷	دی ۸۹
۱	۴۰۳۵۳۷	۸	۲۳۹	۹۶۳۲۴۳۹۸	۲۱۴۱۳	۱۲۹	۵۲۷	۳۹۲	بهمن ۸۹
۱	۳۸۸۷۱۸	۱۲	۲۴۸	۹۶۳۲۴۳۹۸	۲۱۴۱۳	۱۲۹	۵۲۷	۲۷۶	اسفند ۸۹
۱	۴۹۳۴۴۴	۲۰	۲۵۳	۱۲۴۹۸۹۴۶۸	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۷۰۰	۱۵۹	فروردین ۹۰
۱	۴۷۷۷۷۸	۲۷	۲۶۲	۱۲۴۹۸۹۴۶۸	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۷۰۰	۷۶	اردیبهشت ۹۰
۱	۴۶۸۶۵۲	۳۵	۲۶۷	۱۲۴۹۸۹۴۶۸	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۱۲۰۰	۳۵	خرداد ۹۰
۱	۴۷۰۹۴۸	۳۶	۲۶۵	۱۲۴۹۸۹۴۶۸	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۱۲۰۰	۲۷	تیر ۹۰
۱	۴۷۳۰۸۷	۳۶	۲۶۴	۱۲۴۹۸۹۴۶۸	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۱۲۰۰	۳۳	مرداد ۹۰
۱	۴۶۳۷۸۳	۳۰	۲۷۰	۱۲۴۹۸۹۴۶۸	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۱۲۰۰	۵۳	شهریور ۹۰

۱	۴۵۴۱۷۷	۲۵	۲۷۵	۱۲۴۹۸۹۴۶۸	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۱۲۰۰	۹۶	۹۰ مهر
۱	۴۴۸۱۰۲	۱۴	۲۷۹	۱۲۴۹۸۹۴۶۸	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۷۰۰	۲۲۳	۹۰ آبان
۱	۴۴۲۵۹۷	۷	۲۸۲	۱۲۴۹۸۹۴۶۸	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۷۰۰	۳۵۱	۹۰ آذر
۱	۴۳۲۲۹۰	۷	۲۸۹	۱۲۴۹۸۹۴۶۸	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۷۰۰	۳۸۴	۹۰ دی
۱	۴۲۲۲۴۰۴	۶	۲۹۶	۱۲۴۹۸۹۴۶۸	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۷۰۰	۳۸۳	۹۰ بهمن
۱	۴۰۴۷۵۹	۹	۳۰۹	۱۲۴۹۸۹۴۶۸	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۷۰۰	۳۰۱	۹۰ اسفند
۱	۵۶۲۷۹۸	۲۰	۳۱۷	۱۷۸۴۰۷۰۸۵	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۷۰۰	۱۵۹	۹۱ فروردین
۱	۵۴۴۰۹۰	۲۵	۳۲۸	۱۷۸۴۰۷۰۸۵	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۷۰۰	۶۷	۹۱ اردیبهشت
۱	۵۳۵۲۷۵	۳۱	۳۳۳	۱۷۸۴۰۷۰۸۵	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۱۲۰۰	۴۶	۹۱ خرداد
۱	۵۳۳۸۳۳	۳۴	۳۳۴	۱۷۸۴۰۷۰۸۵	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۱۲۰۰	۳۹	۹۱ تیر
۱	۵۲۹۰۸۴	۳۴	۳۳۷	۱۷۸۴۰۷۰۸۵	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۱۲۰۰	۳۷	۹۱ مرداد
۱	۵۱۲۹۵۹	۳۰	۳۴۸	۱۷۸۴۰۷۰۸۵	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۱۲۰۰	۴۰	۹۱ شهریور
۱	۴۸۹۷۲۶	۲۵	۳۶۴	۱۷۸۴۰۷۰۸۵	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۱۲۰۰	۵۷	۹۱ مهر
۱	۴۶۹۶۱۶	۱۸	۳۸۰	۱۷۸۴۰۷۰۸۵	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۷۰۰	۱۴۳	۹۱ آبان
۱	۴۵۷۶۸۹	۱۱	۳۹۰	۱۷۸۴۰۷۰۸۵	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۷۰۰	۲۶۳	۹۱ آذر
۱	۴۴۴۸۶۳	۶	۴۲۰	۱۷۸۴۰۷۰۸۵	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۷۰۰	۳۳۰	۹۱ دی
۱	۳۹۲۲۷۷	۱۲	۴۵۵	۱۷۸۴۰۷۰۸۵	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۷۰۰	۲۶۶	۹۱ بهمن
۱	۳۶۰۸۶۴	۱۵	۴۹۴	۱۷۸۴۰۷۰۸۵	۲۱۴۱۳	۳۳۵	۷۰۰	۷۹	۹۱ اسفند

منبع:

آمارهای اقتصادی بانک مرکزی ایران (درآمد و CPI)

آمار اداره کل هواشناسی استان سمنان (دما)

آمار شرکت گاز استان سمنان (صرف سرانه و تعداد مشترک)

ترازنامه انرژی سال ۱۳۹۰ (قیمت گاز و قیمت برق)

The Effect of Gas Price Increase on Household Consumption in Semnan after the First Stage Implementation of Targeted Subsidies

Azadeh Mehrabian

Assistant Professor, Faculty of Economics & Accounting,
Islamic Azad University, Central Tehran Branch
Mehravianazadeh@yahoo.com

Sajed Kashefi

M.A of Energy Economics,
Islamic Azad University, Central Tehran Branch
sajed.kashefi@gmail.com

Abstract:

Government subsidies are one of the most important challenges in Iran's economy, especially concerning the field of energy. The main objective of this paper is to examine the impact of natural gas price shocks on consumption of Semnan household Gas subscribers. Thus, the function of household consumption of natural gas customers in Semnan city was estimated by Generalized Moments Method (GMM), during April 1385 and March 1391. Variables consisted are natural gas prices, lag of per capita consumption, temperature, lag of per capita income, the price of electricity. According to the estimated price and income elasticity, consumers have significant sensitivity to changes in natural Gas prices however structural break has not been observed in the pattern of natural Gas consumption.

JEL Classification: Q31, Q38, Q41, Q48

Keywords: Targeted Subsidies, Household Consumption, Natural Gas, GMM, Structural Break