ارائه الگوی قیمت‌گذاری رمزی برای گاز طبیعی در بخش خانگی و روش تخمین رگرسیون فازی

محمدحسین پورکاظمی[۱] سعید فراهانی‌فرد[۲] رسول نادری[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۹/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۸/۲۵

چکیده

قیمت‌گذاری کالاها و خدمات تولیدی توسط دولت از مهم‌ترین مباحث اقتصادی است، چون هر نوع تغییر قیمت از یک طرف بر رفاه مصرف‌کنندگان تأثیر می‌گذارد و از طرف دیگر کمیت و کیفیت تولید کالاها و خدمات را متأثر می‌سازد.

در این مقاله که برای قیمت‌گذاری گاز طبیعی ایران انجام گرفته است، هدف ارائه قیمتی است که دولت در اجرای طرح هدفمند کردن یارانه‌ها می‌تواند آن را به صورت گزینه‌ای مناسب در نظر بگیرد. این قیمت‌ها دو مزیت دارند: اولاً سعی در حداکثر کردن رفاه اقتصادی جامعه (مجموع مازاد رفاه تولیدکننده و مازاد مصرف‌کننده) دارد، ثانیاً مشکلی که تولیدکننده در تأمین هزینه‌های تولیدی خود (در روش قیمت‌گذاری هزینه نهایی) به دلیل بازدهی‌های فزاینده نسبت به مقیاس دارد، برطرف می‌گردد.

---

۱. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشگاه شهید بهشتی؛ Email: h_pourkazemi@yahoo.com.au

۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه علوم اقتصادی؛ Email: saeed.farahanifard@gmail.com

۳. کارشناس ارشد مهندسی صنایع- سیستم‌های اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه علوم اقتصادی، (نویسنده مسئول)؛ Email: Naderi.rasul@yahoo.com

این مقاله، درصدد محاسبهٔ قیمت بهینهٔ گاز طبیعی برای بخش خانگی در ایران از طریق روش قیمت‌گذاری رمزی‌می‌باشد. بدین منظور از روش رگرسیون فازی (به دلیل دقت بالا و نداشتن برخی محدودیت‌های رگرسیون کلاسیک) و داده‌های سال‌های ۱۳۵۶ تا ۱۳۹۰ برای تخمین تابع تولید و بازدهی نسبت به مقیاس استفاده شده‌است. همچنین برای تخمین تابع تقاضا و کشش آن از روش ARDL و داده‌های سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۹ استفاده شده‌است. نتایج حاکی از آن است که قیمت‌های جاری گاز طبیعی بهینه نمی‌باشند و با وجود اجرای طرح هدفمند کردن یارانه ها، باز هم قیمت‌ها پایین می‌باشند.

واژگان کلیدی: قیمت‌گذاری رمزی، انحصار طبیعی، صرفه‌های ناشی از مقیاس، رگرسیون فازی، روش ARDL.

JEL: C22, Q41

۱. مقدمه

در دنیای واقعی، به ویژه در اقتصاد ایران بسیاری از کالاها و خدمات تحت شرایط رقابت کامل تولید و مصرف نمی‌شوند، بلکه بعضی از کالاها دولتی و در شرایط انحصار، تولید یا مصرف می‌شوند. به عنوان مثال، در ایران، برخی تأسیسات عمومی مثل آب، برق، گاز و تلفن هنوز تحت شرایط انحصاری یا انحصار چند جانبه اداره می‌شوند، بنابراین تعیین قیمت بهینه در این شرایط از جمله مهم ترین مباحث اقتصادی است. از این جهت سیاست قیمت‌گذاری بایستی با توجه به کلیه ابعاد تأثیر گذارنده بر آن به گونه‌ای تنظیم شود تا از ایجاد شوک‌های ناگهانی بر قیمت و در نتیجه متأثر نمودن شدید تقاضای مصرف‌کنندگان جلوگیری به عمل آورد. بدین منظور استفاده از روشی که ضمن سازگاری با شرایط صنعت مورد نظر، موجبات کارائی اقتصادی را نیز فراهم کند ضرورت می‌یابد. از آنجا که صنعت گاز ایران حالت انحصاری دارد و از طرفی‌شرایط بهینه پارتو در تمام بخش‌های اقتصادی فراهم نیست، قیمت‌گذاری مناسب آن است که صنعت را با زیان روبه رو نکند و رفاه اجتماعی را نیز حداکثر نماید.

همچنین قیمت‌گذاری یکی از ابزارهای مهم در امر برنامه‌ریزی‌های بلند مدت به شمار می‌آید که موجبات تخصیص کارای منابع را فراهم می‌آورد، و نیزکنترل تقاضا و عدم اتلاف منابع را به دنبال دارد.بدین منظور در مقاله حاضر سعی در محاسبه قیمت گاز طبیعی در بخش خانگی از طریق روش رمزی شده است. هدف مقاله، دستیابی به تعرفه‌گاز طبیعی برای بخش خانگی در ایران می‌باشد، به طوری که ضمن تأمین رفاه مشترکین گاز طبیعی، موجبات تأمین منابع لازم برای‌سرمایه‌گذاری تولیدکننده گاز طبیعی را نیز فراهم نماید.

در این مقاله از روش قیمت‌گذاری‌رمزی که دارای قابلیت‌های فوق است استفاده شده است. اگرچه توابع تولید مختلفی در زمینه تخمین روابط بین متغیرهای توضیحی و مقدار تولید وجود دارد، لیکن در مورد گاز، به دلیل سادگی و تصریح خوب، از تابع تولید کاب داگلاس استفاده شده است.

۲. مبانی نظری

در کشورهای مختلف، سیاست‌های قیمت‌گذاری متفاوتی برای فعالیت‌های بخش عمومی که غالباً از شرایط بنگاه‌های انحصاری تبعیت می‌کنند، اتخاذ شده‌است. از جمله می‌توان به قیمت‌گذاری بلوک ثابت[۱]، قیمت‌گذاری بلوک کاهنده[۲] و بلوک فزاینده[۳]، قیمت‌گذاری هزینه متوسط[۴]، قیمت‌گذاری هزینه نهایی[۵] (بهینه اول[۶])، قیمت‌گذاری بر اساس برابر سازی[۷]، قیمت‌گذاری حداکثر بار[۸]، قیمت‌گذاری بر اساس ارزش[۹] و قیمت‌گذاری رمزی[۱۰] اشاره نمود. در ادامه به قیمت‌گذاری رمزی (به دلیل استفاده از این روش در مقاله حاضر) پرداخته می‌شود.

از لحاظ نظری ثابت می‌شود که اگر شرایط بهینگی اول در سایر بخش‌های اقتصاد برقرار باشد، آنچه رفاه را به حداکثر می‌رساند، روش قیمت‌گذاری هزینه نهایی(MC)[۱۱] است. به این معنی که اگر قیمت، مساوی هزینه نهایی برقرار شود، اضافه رفاه به معنی مجموع مازاد مصرف‌کننده و مازاد تولیدکننده در حداکثر است. ولی مشکل این شیوه قیمت‌گذاری این است که در صورتی رفاه در قالب این روش به حداکثر می‌رسد که تمام شرایط بهینه پارتو در بخش‌های دیگر اقتصاد تأمین شده باشد. نظریات اقتصاد خرد، خاطر نشان می‌سازد که انحصارگر تمایل دارد قیمت کالایش را بالاتر از هزینه‌نهایی تولید آن تعیین کند، و مقادیر کمتری نسبت به حالت رقابتی کالا عرضه کند، چرا که در غیر این صورت سودش کاهش می‌یابد. براساس این نظریات وقتی می‌توان بنگاهی را وادار نمود که‌قیمت کالای خود را برابر هزینه نهایی تولید قرار دهد که دارای شرایط رقابتی باشد. صنعت مورد مطالعه دارای

1. Fixed block Pricing
2. Diminished block Pricing
3. Progressive block Pricing
4. Average-cost pricing
5. Marginal Cost Pricing
6. First Best
7. Parity Pricing
8. Peak Load Pricing
9. Value-Based Pricing
10. Ramsey Pricing
11. Marginal Cost Pricing

بازده صعودی نسبت به مقیاس است، بنابراین‌انحصاری بوده، و از طرفی شرایط بهینه پـــارتو در تمام بخش‌های اقتصاد فراهم نیست. پس نمی‌توان از شیوه قیمت‌گذاری هزینه نهایی برای این مطالعه بهره برد.

بنابراین، چنین بنگاه‌هایی، ناگزیر به اعمال شیوه‌هایی از قیمت‌گذاری هستند که ضمن عدم زیان‌دهی، رفاه اجتماعی را نیز حداکثر نماید. به این منظور راه حلی که پیشنهاد می‌شود اضافه کردن‌یک قید بودجه است،به‌طوری‌که بنگاه در نقطه سر به سر قرار گیرد. به بیانی دیگر، تدوین‌کنندگان‌مقررات باید یک مجموعه بهینه از قیمت‌ها را به نام "قیمت‌های بهینه دوم" با توجه به قید سر به سری تعیین نمایند. (Berry,2000) ایـــن قیمت‌ها به قیمت‌های رمزی معروف شده اند. با توجه به این که صنعت گاز گروهی از مصرف‌کنندگان را شـامل می‌شود و تقاضای هر گروه به هم وابسته نمـی‌باشـند، از ایـن‌رو کشـش‌هـای متقـاطع تقاضـا صفر می‌باشند. به صورت نمادین، مازاد مصـرف کننـده بـا CS^Tو مـازاد تولیـد کننـده بـا PS^T نمایش داده شده‌است.

بنابراین، مجموع اضافه رفاه مصرف‌کننده‌هایCS^T عبارت است از:

$$CS^T = \sum_{i=1}^{m}\left[\int_0^{q_i} P_i\,(q_i)q_i - p_i q_i\right] \qquad (۱)$$

از طرفی تابع هزینه کل بنگاه تولیدکننده کالای qبه شکل زیر تعریف می‌شود :

$$TC = TC(q_1, q_2, q_3, \dots, q_m) \qquad (۲)$$

فرض می‌شود که تابع هزینه مشتق‌پذیر و بر حسب Q فزاینده بوده و نشان دهندهٔ بازدهی فزاینده‌نسبت به مقیاس است (فرض سازگاری با روش رمزی). بنابراین برای هر سطـــــــح محصول، $Q = [q_1 , q_2,..., q_m]$ هزینه‌ها بوسیله قیمت‌گذاری هزینه نهایی پوشش داده نمی‌شود، به‌طوری که مشاهده می شود:

$$\sum_{i=1}^{m} q_i \,.\, MC(q_i) \le TC(Q) \qquad (۳)$$

بنابراین سود برای بنگاه بـــه شـــکل زیر تعریف می‌شود. از طرفی این مقدار همان مازاد تولیدکننده[1] است.

$$\pi = PS^T = \sum_{i=1}^{m} p_i q_i - TC(q_1, q_2, q_3, \dots, q_m) \quad (۴)$$

بنابراین کل رفاه (TW) به عنوان مجموع کل منافع خالص مصرف‌کننده و تولیدکننده به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$TW = PS^T + CS^T \quad (۵)$$

$$TW = \sum_{i=1}^{m}\left[\int_0^{q_i} P_i\,(q_i)dq_i - p_i q_i\right] + \sum_{i=1}^{m} p_i q_i - TC(q_1, q_2, q_3, \dots, q_m) \quad (۶)$$

در این صورت قیمت‌های بهینه دوم و منحصر به فرد آن‌هـــــــایی هستند که کل رفاه را مشروط بـه‌قید سر به سری (π=0) حداکثر می‌نمایند. به بیان دیگر:

$$MAX: TW = \sum_{i=1}^{m}\left[\int_0^{q_i} P_i(q_i)dq_i - p_i q_i\right] + \sum_{i=1}^{m} p_i q_i - TC(q_1, q_2, q_3, \dots, q_m) \quad (۷)$$

با ساده‌سازی مشاهده می‌شود:

$$MAX: TW = \sum_{i=1}^{m}\int_0^{q_i} P_i(q_i)\,dq_i - TC(q_1, q_2, q_3, \dots, q_m) \quad (۸)$$

مشروط به

$$\sum_{i=1}^{m} P_i q_i = TC(q_1, q_2, q_3, \dots, q_m) \quad (۹)$$

1. Producer Surplus

با تشکیل تابع لاگرانژ مشاهده می‌شود:

$$MAX: L = \sum_{i=1}^{m} \int_{0}^{q_i} P_i(q_i)\, dq_i - TC(q_1, q_2, q_3, \dots, q_m) + \lambda\left(\sum_{i=1}^{m} p_i q_i - TC(q_1, q_2, q_3, \dots, q_m)\right) \quad (۱۰)$$

شرط مرتبه اول برای حداکثر سازی L برحسب q_i با مشتق‌گیری جزئی به‌دست می‌آید:

$$\frac{\partial L}{\partial q_i} = P_i(q_i) - MC_i(q_i) + \lambda\left[p_i + q_i.\frac{\partial p_i}{\partial q_i} - MC_i(q_i)\right] = 0 \quad (۱۱)$$

$$[P_i(q_i) - MC_i(q_i)](1+\lambda) + q_i.\frac{\partial p_i}{\partial q_i}.\lambda = 0 \quad (۱۲)$$

با مرتب سازی مشاهده می شود:

$$[P_i(q_i) - MC_i(q_i)](1+\lambda) = -q_i.\frac{\partial p_i}{\partial q_i}.\lambda \quad (۱۳)$$

و با تقسیم هر دو طرف بر$(1+\lambda)$ و p_i مشاهده می شود:

$$\frac{P_i(q_i) - MC_i(q_i)}{p_i} = -\frac{\lambda}{1+\lambda}.\frac{q_i}{p_i}.\frac{\partial p_i}{\partial q_i} \quad (۱۴)$$

با توجه به اینکه کشش تقاضای یک کالا به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$E_{q,p} = \frac{\partial q}{\partial p}.\frac{p}{q} \leq 0 \quad (۱۵)$$

مشاهده می شود:

$$\frac{P_i(q_i) - MC_i(q_i)}{p_i} = \frac{\lambda}{1+\lambda}.\frac{1}{E_i} \quad (۱۶)$$

به عبارت دیگر:

$$p_i = MC_i(q_i).\frac{(1+\lambda).E_i}{(1+\lambda).E_i - \lambda} \quad (۱۷)$$

قیمت p_iکه از رابطه (۱۷) بـــه‌دســـت می‌آید، قیمت بهینه دوم یا رمزی برای کالای مورد

نظر مربوط به مصرف کننده ا می‌باشد.

محاسبه قیمت‌های رمزی نیازمند داشتن هزینه نهایی و همچنـــــــــین کشش قیمتی تقاضا می‌باشد که در ادامه به محاسبه آن‌ها از

طریق برآورد تابع تقاضا و عرضه پرداخته می‌شود. (لطفعلی پور،۱۳۸۸)

۳. پیشینهٔ تحقیق

از زمان معرفی مدلقیمت‌گذاری رمزی توسط فرانک رمزی و بویتکس (به ترتیب در سال‌های ۱۹۲۷ و ۱۹۵۶)، در زمینه قیمت‌گذاری کالاها و خدمات تولیدی توسط صنایع بابازدهی‌های فزاینده نسبت به مقیاس و به ویژه دولت، با استفاده از این مدل کارهای زیادی در بسیاری از کشورهای جهان از جمله ایران صورت گرفته است که مهم‌ترین آن‌ها مواردی می‌باشد که در زمینه‌های برق، گاز، آب، تلفن، محموله‌های پستی، بزرگراه ها، حمل و نقل (دریایی، زمینی، هوایی)، ارتباطات و بسیاری موارد دیگر صورت گرفته است. در این مطالعه خلاصه‌ای از مهم‌ترین کارهای انجام شده در خارج و داخل اشاره می‌شود.

از جمله مهم‌ترین کارهای خارجی انجام شده در این زمینه می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

فنگ کی[1] و لیزی ژانگ[2]، در مقاله‌ای با عنوان "کاربرد قیمت‌گذاری رمزی در حل سوبسیدهای مقطعی در تعرفه‌های صنعت برق چین" بیان می‌کنند: تعرفه‌های برق چین بوسیله نرخ‌های بالا برای مصرف‌کنندگان صنعتی و تجاری مشخص می‌شود که این امر امکان استفاده از سوبسید برای بخش‌های شهری را فراهم می‌کند. در این مطالعه برخی روش‌های اقتصادسنجی برای تخمین کشش‌های تقاضایی برای مصرف‌کنندگان شهری و صنعتی برمبنای داده‌های ۲۲ ایالت در چین برای سال‌های ۲۰۰۵- ۲۰۰۳ مورد استفاده قرار گرفته‌اند. در ادامه تعرفه‌های برق رمزی در چین بدست آمده‌اند. مقایسه بین تعرفه‌های برق جاری و تعرفه‌های رمزی نشان می‌دهد که تعرفه‌های جاری، معیار شبه بهینه رمزی را ارضا

1. Fang Qi
2. Lizi Zhang

نمی‌کند. نتایج عملی نشان‌دهنده این است که سوبسیدهای بین بخشی در تعرفه‌های مقطعی ضررهای کارایی را نتیجه می‌دهد. همچنین نشان داده شده‌است که کاهش و یا حذف سوبسیدهای بین بخشی همراه با افزایشی در تعرفه‌های بخش شهری و نیز یک کاهش اندک در تعرفه‌های برق صنعتی تحت تعرفه‌های قیمت‌گذاری رمزی می‌تواند کارایی‌های اقتصادی و رفاه اجتماعی را بهبود بخشد.

بابو ناهاتا[1] و آلکسی ایزیومو[2] مقاله‌ای با عنوان "کاربرد مدل رمزی در اقتصاد انتقال[3]: مطالعه موردی روسیه" را ارائه کردند. در این مطالعه با استفاده ازمدل رمزی برای تجزیه و تحلیل این که آیا قیمت برق که توسط انحصارطبیعیِ نووسیبیرسک‌انرگو[4] به صورت عمده دریک منطقه صنعتی فدراسیون روسیه گرفته می‌شود بهینه می‌باشند، یا نه مورد استفاده قرار می‌گیرد. برآوردهایاین مقاله ازکشش‌های تقاضا برای دو گروه عمده ازمصرف‌کنندگان، یعنی خانواده‌ها وکاربران صنعتی، نشان می‌دهد که قیمت‌های موجود از نظراجتماعی بهینه نمی‌باشند. بر مبنای نتیجه‌گیری‌های این مقاله کاهش قیمت برای کاربران صنعتی وافزایش قیمت برای خانواده‌ها می‌تواند تا حدی این قیمت‌ها را به مقادیر بهینه آن نزدیک‌تر نماید.

رستمدجان حکیم‌اُو[5] و استفانی شولز[6] در مقاله‌ای با عنوان «محاسبه قیمت‌های رمزی برای فرودگاه‌های آلمان» بیان می‌کنند: قیمت‌های رمزی برای فرودگاه‌های با مشکل تأمین هزینه بهینه می‌باشد، اما برای فرودگاه‌های شلوغ و پر تردد ناکافی می‌باشد، پس جالب است تا بررسی کنیم که تعرفه‌های جاری آیا به مقادیر بهینه نزدیک می‌باشند، اگر نه چرا متفاوت می‌باشند؟ در این مقاله لیستی از هزینه پروازها برای پنج فرودگاه آلمان با استفاده از قیمت‌گذاری رمزی محاسبه شده‌است. این مقاله بر روی هزینه‌های فاصله‌های مختلف در سه نوع متفاوت هواپیما تمرکز می‌کند. در این مقاله از یک شیوه جدید برای محاسبه قیمت‌های رمزی که یکی از اجزاء اساسی قیمت‌گذاری رمزی می‌باشد،استفاده شده‌است.

---

1. Babu Nahata
2. Alexei Izyumov
3. Transition economy
4. Novosibirskenergo
5. Rustamdjan Hakimov
6. Stefanie Scholz

قیمت‌های محاسبه شده با قیمت‌های وزنی‌ای که توسط فرودگاه‌ها گرفته می‌شود مقایسه می‌شوند. علل اختلاف تعرفه‌های جاری با تعرفه‌های محاسبه شده از لحاظ وابستگی به فاکتورهای مختلف بررسی می‌شود. نتیجه این مقاله این است که قیمت‌های رمزی در وابستگی با میزان فاصله با سرعت بیشتری نسبت به تعرفه‌های واقعی رشد می‌کنند. شکاف بین بهینه نظری و حالت عملی نیاز دارد که درک شود و با استفاده از سیاست‌های مناسب از بین برده شود.

از مهم‌ترین تحقیقات داخلی که در این زمینه صورت گرفته، «قیمت‌گذاری بهینه گاز طبیعی در شرکت خراسان بزرگ با استفاده از روش رمزی» مطالعات لطفعلی‌پور و غمخوار است که به محاسبه قیمت‌های بهینه گاز طبیعی برای بخش‌های مختلف اقتصاد شامل بخش‌های خانگی، تجاری- عمومی و بخش صنعتی از طریق روش قیمت‌گذاری رمزی پرداخته‌اند. پژویان و محمدی در مطالعه «قیمت‌گذاری بهینه رمزی برای صنعت برق ایران» با استفاده از مدل رمزی قیمت‌های بهینه برای کاربری‌های مختلف در دو دوره اوج مصرف و خارج آن محاسبه کرده اند. فلاحی و انصاری مقاله‌ای تحت عنوان " قیمت‌گذاری آب شرب شهری با استفاده از مدل رمزی" ارائه کرده‌اند و در آن برای محاسبه الگو از داده‌های مصرف آب مشترکین شهر نیشابور در دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۸۰ استفاده شده است. برای تعیین قیمت‌های جدید، ابتدا الگوی رمزی اصلاح و مدل اصلاح شده با تعیین سه‌بلوک مصرفی برای خانوار محاسبه شده است.

٤. مدل تحقیق و روش برآورد

ابتدا مدل خود توضیحی با وقفه‌های گسترده که برای تخمین تابع تقاضای بخش خانگی و منطق فازی را که اساس تخمین تابع تولید می‌باشند مورد بررسی قرار داده و در ادامه به ارائه مدل تحقیق پرداخته خواهد شد که شامل دو قسمت عمده به شرح زیر می‌باشد:

- بخش تقاضای گاز شامل تابع تقاضای بخش خانگی.
- بخش عرضه گاز شامل تابع تولید گاز و تابع هزینه مرتبط با آن.

سپس با استفاده از رابطه قیمت‌گذاری رمزی که شامل ترکیب هزینه نهایی حاصل از تابع

تولید و کشش قیمتی حاصل از تابع تقاضا است، قیمت رمزی به دست خواهد آمد.

٤-١. روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده(ARDL[1])

در این مطالعه با استفاده از داده‌های سری زمانی و تکنیک‌های هم‌جمعی در اقتصادسنجی به خصوص الگوی پویای خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) و سازوکار تصحیح خطا (ECM)[2] به برآورد مدل تقاضای گاز پرداخته شده‌است که شرح آن در ادامه خواهد آمد.

شین و پسران ثابت می‌کنند که اگر بردار هم‌جمعی حاصل از به کارگیری روش حداقل مربعات بر یک الگوی خود توضیح،

با وقفه‌های توزیعی که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده باشد، علاوه بر این که برآودگر حداقل مربعات از توزیع نرمالی

برخوردار خواهد بود، در نمونه‌های کوچک از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار می‌شود.

فرم کلی الگوی $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ را می‌توان به صورت زیر بیان کرد: (تشکینی،۱۳۸۴)

$$\emptyset(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,q_i)X_{it} + \delta W_t + \alpha_t \qquad (۱۸)$$

$$\emptyset(L,P) = 1 - \emptyset_1 L - \emptyset_2 L^2 - \cdots - \emptyset_p L^p \qquad (۱۹)$$

$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \cdots + \beta_{iq_i}L^{q_i} \quad , i = 1,2,3,\dots,k \qquad (۲۰)$$

که در آن:

1. Auto Regressive Distributed Lag Method
2. Error Correction Model

L = عملگر تأخیر زمانی مرتبه اول است.

Y_t= متغیر وابسته موجود در مدل.

X_{it}= بردار متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل.

K = تعداد متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل.

$(q_1, q_2, q_3, \dots, q_k)$= تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به هریک از متغیرهای توضیحی.

P = تعداد وقفه بهینه مربوط به متغیر وابسته مدل.

W_t= بردار متغیرهای قطعی همچون عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون زا یا متغیرهای برون زا با وقفه‌های ثابت.

برآورد توابع مورد نظر با استفاده از نرم افزار Microfit قابل انجام است. این نرم افزار معادله مزبور را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمام مقادیر $p = 0,1,2, \dots, m$ و $q_i = 0,1,2, \dots, m$ و $i = 1,2,3, \dots, k$ یعنی تعداد $(m+1)^{k+1}$ رگرسیون مختلف تخمین می‌زند. تعداد حداکثر وقفه‌ها یعنی d در ابتدا توسط پژوهشگر تعیین شده و تمام مدل‌ها در دوره یکسان $(t = m+1, \dots, n)$ برآورد می‌شوند. به این معنی که در الگوی برآوردی به تعداد m از مشاهدات اولیه هنگام تخمین حذف می‌شود یا به عبارتی به تعداد m درجه آزادی از دست داده می‌شود. در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهایآکاییک[1]، شوارتز-بیزین[2]، حنان-کوئین[3] یا ضریب تعیین تعدیل شده به انتخاب وقفه‌های بهینه مدل پرداخته می‌شود.

از میان معیارهای مذکور، پسران و شین معیار شوارتز- بیزین را برای تصریح بهینه وقفه‌های مدل پیشنهاد می‌کنند. این معیار با توجه به کوچک بودن حجم نمونه، در تعداد وقفه‌ها صرفه جویی می‌کند تا در نهایت درجات آزادی کمتری از دست داده شود. در این مقاله نیز از این معیار برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه استفاده شده‌است. نرم افزار Microfit براساس ضرایب برآورد شده مربوط به مدل ARDL انتخابی، ضمن ارائه نتایج

1. AIC
2. SBC
3. HQC

حاصل از آزمون تشخیص، ضرایب بلند مدت و خطای استاندارد جانبی آن‌ها را برآورد می‌کند. علاوه براین نرم افزار مورد بحث، مدل تحصیح خطای مطابق با مدل انتخابی را ارائه می‌کند.

به منظور استخراج مدل تحصیح خطا، براساس الگوی $ARDL(p, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k)$ در معادله دوم بالا متغیرهای $W_t, Y_t, X_{1t}, \dots, X_{kt}$ برحسب مقادیر با وقفه و تفاضل مرتبه اول آنها در نظر گرفته می‌شود و مدل تصحیح خطا ECM به صورت زیر حاصل می‌شود.

$$\Delta Y_t = -\emptyset(L, \hat{P}) EC_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{i0} \Delta X_{it} + \acute{\delta} \Delta W_t - \sum_{j=1}^{\hat{P}-1} \emptyset^* \Delta Y_{t-j} - \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{\hat{q}_t - 1} \beta_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} + U_t \qquad (۲۱)$$

مدل تصحیح خطای مزبور به منظور ارتباط نوسانات کوتاه مدت متغیرها با نوسانات بلند مدت آن‌ها استفاده می‌شود. جمله تصحیح خطا $\mathbf{EC_{t-1}}$ همان جمله خطای حاصل از برآورد معادله بالاست که با یک وقفه زمانی وارد مدل گردیده است. معادله بالا به روش OLS برآورد شده و با انجام آزمون‌های لازم، ساختار پویای کوتاه مدت مدل مشخص می‌شود. در مدل تصحیح خطای مزبور، ضریب $\mathbf{EC_{t-1}}$ نشان دهندهٔ سرعت تعادل به سمت تعادل بلند مدت است. این ضریب نشان می‌دهد چه سهمی از عدم تعادل در متغیر وابسته $\mathbf{Y_t}$ طی دوره قبل، در دوره جاری تصحیح می‌شود. انتظار می‌رود علامت این متغیر منفی و مقدار آن از صفر تا ۱- تغییر کند. به‌طور کلی روش ARDL بر یک استراتژی مدل سازی دو مرحله‌ای به صورت زیر دلالت دارد:

مرحله اول- ابتدا شاخص مربوط به الگوی بلند مدت را با استفاده از آمار مربوط به سطح متغیرها برآورد می‌کنیم و سپس فرضیه عدم وجود هم‌جمعی را بین متغیرهای الگو آزمون می‌کنیم. به این ترتیب به مجموعه‌ای از متغیرها دست خواهیم یافت که با هم هم‌جمع باشند و در نتیجه یک رابطه تعادلی بلند مدت ارائه می‌کنند.

مرحله دوم- جمله تصحیح خطا (که همان جمله خطای رگرسیون الگوی ایستای بلند مدت است) را به عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در الگوی ECM استفاده کرده، آن را برآورد می‌کنیم. ضریب ECM سرعت تعدیل به سمت تعادل را نشان می‌دهد (نوفرستی،۱۳۷۸).

٤-۲. رگرسیون خطی فازی

رگرسیون خطی کلاسیک و رگرسیون خطی فازی براساس دو دیدگاه و دو مفهوم جداگانه گسترش یافته‌اند و تفاوت عمده‌ای بین این دو زمینه وجود دارد. در این دو روش فرض‌های اولیه و روش برآورد پارامترها و کاربردها با هم متفاوت هستند.

تحلیل رگرسیون خطی کلاسیک، ابزاری مفید در مدل سازی ارتباط بین متغیرها برای تشریح و پیش بینی پدیده‌ها بوده و این رگرسیون در صورتی که ارتباط بین متغیرها دقیق باشد، کارا است. اگر چه مدل رگرسیون خطی کلاسیک کاربردهای بسیاری دارد، اما مشکلاتی نیز در استفاده از این مدل می‌تواند ایجاد شود که عبارتند از:

۱. تعداد کم یا نامناسب مشاهدات
۲. مشکلات تعریف تابع توزیع مناسب
۳. ابهام در رابطه بین متغیرهای ورودی و خروجی
۴. ابهام در وقوع یا درجه وقوع رویدادها
۵. بی دقتی و خطا با فرض خطی بودن تابع

بنابراین با توجه به موارد فوق، تحلیل رگرسیون آماری می‌تواند مشکل ساز باشد. لذا این شرایط ما را به سمت استفاده از تحلیل رگرسیون فازی سوق می‌دهد.

رگرسیون فازی ابزار مفیدی برای محققین و مدیران در زمینه برآورد ارتباط بین متغیرهایی که اطلاعات مبهم و برداشت فازی دارند، با استفاده از پارامترهای فازی به دست می‌دهد. رگرسیون خطی فازی یک روش ناپارامتری می‌باشد که صورتی کاملاًمفید در برآورد پارامترها دارد. در صورتی که تعداد داده‌های متغیرها محدود و متغیرها در یک

تقابل کیفی و مبهم و غیر دقیق و فازی باشند. هدف از رگرسیون فازی که بوسیله تاناکا و همکارانش شرح داده شد مدل‌بندی پدیده‌های فازی و مبهم با استفاده از توابع فازی که در اصل توسط لطفی زاده گسترش و تشریح شده‌است، می‌باشد. فرضیه اولیه در رگرسیون خطی فازی این است که انحراف بین مقادیر مشاهده شده و برآورد آن‌ها به درجه فازی بودن پارامترها، که به وسیله ساختار سیستم کنترل می‌شود، وابسته است نه به اندازه‌گیری مدل.

در رگرسیون معمولی انحراف یا خطاها بین مقادیر واقعی و برآورد شده ناشی از دو مؤلفه می‌باشد که یکی خطای اندازه‌گیری و دیگری خطای تصادفی است. ولی در رگرسیون فازی این انحراف‌ها ناشی از فازی بودن ساختار سیستم یا به عبارت دیگر فازی بودن پارامترهای سیستم است.

٤-٣. رگرسیون خطی با ضرایب فازی

رگرسیون فازی برای اولین بار توسط تاناکا و همکارانش شرح داده شد، که در آن بعضی از مفروضات دقیق مدل آماری کاسته شده‌است. مدل یک رگرسیون خطی فازی بصورت زیر است: (شوندی،۱۳۸۵)

$$\tilde{y} = \tilde{A}_0 + \tilde{A}_1 x_1 + \tilde{A}_2 x_2 + \cdots + \tilde{A}_n x_n = \tilde{A}X \qquad (۲۲)$$

که $X = [1, x_1, x_2, \dots, x_n]$ یک بردار از متغیرهای مستقل می‌باشد، و $\tilde{A} = [\tilde{A}_0, \tilde{A}_1, \tilde{A}_2, \dots, \tilde{A}_n]$ یک ضریب بردار فازیبه شکل اعداد فازی مثلثی متقارن است که با $\tilde{A}_i = (a_i^c, s_i) \quad i = 0,1, \dots, n$ نشان داده می‌شود و دارای تابع عضویت به شکل زیرمی‌باشد:

$$\mu_{\tilde{A}_i}(a_i) = \begin{cases} 1 - \dfrac{|a_i - a_i^c|}{s_i} & a_i^c - s_i \le a_i \le a_i^c + s_i \\ 0 & o.w \end{cases} \qquad (۲۳)$$

که در آن a_i مرکز عدد فازی و s_i پهنای عدد فازی است. بنابراین رابطه بالا به صورت

زیر نوشته می‌شود:

$$\tilde{y} = (a_0^a, s_0) + (a_1^a, s_1)x_1 + (a_2^a, s_2)x_2 + \cdots + (a_n^a, s_n)x_n \quad (۲۴)$$

تابع عضویت متغیر خروجی رگرسیون به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\mu_{\tilde{y}}(y) = \begin{cases} 1 - \dfrac{y - (a_0^c + \sum_{i=1}^n a_i^c x_i)}{s_0 + \sum_{i=1}^n s_i |x_i|} x_i \neq 0 \\ 1 \qquad\qquad x_i = 0, y = 0 \\ 0 \qquad\qquad x_i = 0, y \neq 0 \end{cases} \quad (۲۵)$$

در حالت داده‌های غیرفازی، هدف مدل رگرسیون تعیین مقادیر بهینه پارامترها $(\tilde{A})$ است به‌طوری که مجموعه فازی خروجی مدل رگرسیون، شامل (y_i)، دارای درجه عضویت بزرگ‌تر یا مساوی h باشند. یعنی:

$$\mu_{\tilde{y}_i}(y_j) \geq h \quad , j = 1,2,3, \dots, m \quad (۲۶)$$

در اینجا فرض بر این است که معادلات برای m مجموعه از داده‌ها که می‌توانند به وسیله نمونه‌گیری تعیین گردند اعمال می‌شوند.

٤-٤. ارزیابی رگرسیون فازی

مدل‌های رگرسیون فازی با شاخص‌ها و آماره‌های گوناگونی ارزیابی می‌شوند. یکی از شاخص‌های ارزیابی رگرسیون فازی شاخص اطمینان[1] است که با فرمول زیر بیان می‌شود:

$$IC = 1 - \frac{SSE}{SST} \quad (۲۷)$$

که SSE و SST عبارتند از:

$$SSE = 2\sum_{i=1}^{n}(Y_i - Y_i^a)^2 \quad (۲۸)$$

$$SST = \sum_{i=1}^{n}(Y_i - \bar{Y}_i^L)^2 + \sum_{i=1}^{n}(\bar{Y}_i^R - Y_i)^2 \quad (۲۹)$$

1. Index Of Confidence

معمولاً در انتخاب مدل،hهای متفاوت را در نظر گرفته و مدلی انتخاب می‌شود که دارای IC بزرگ باشد. البته میزان ابهام مدل نیز در نظر گرفته می‌شود.

در رابطه بالا Y_i^a مقدار تخمین زده شده متغیر وابسته فازی، $\overline{Y}_i^L$ حد پایین خروجی فازی و $\overline{Y}_i^R$ حد بالای متغیر خروجی فازی می‌باشد.

٤-٥. ارائه الگو

٤-٥-١. الگوی تحلیلی تابع تقاضای گاز طبیعی

یکی از روش‌های مورد استفاده در تحلیل تقاضای انرژی، روش‌های اقتصادسنجی است که به دو صورت تک معادلات و سیستم معادلات همزمان مورد استفاده قرار می‌گیرد. در مدل‌های مبتنی بر تئوری‌های اقتصاد خرد، مبانی نظریه رفتار مصرف‌کننده، ملاک اصلی مدل‌سازی می‌باشد. این مدل‌ها، شکل سیستمی توابع تقاضا بوده و در واقع به مسأله تخصیص کل بودجه مصرف‌کننده به یک مجموعه از کالاهای مختلف مربوط می‌شوند که از طریق شرایط حداکثرسازی تابع مطلوبیت خاص و با توجه به قید بودجه مصرف‌کننده به دست می‌آیند. توابع سیستمی تقاضا به طور همزمان تقاضا را برای هر کالا در ارتباط با قیمت آن و سایر کالاها و درآمد مدنظر قرار می‌دهند. در کارهای تجربی به دلیل مشکل بودن انتخاب فرم مناسب تابع مطلوبیت و استخراج تابع تقاضا از آن،که با مشکلات و پیچیدگی‌هایی همراه است، معمولاً از تابع تقاضا در حالت‌های غیرسیستمی یا منفرد استفاده می‌شود. تابع تقاضای منفرد اولاً همه محدودیت‌های توابع تقاضا در حالت سیستمی را نداشته و ثانیاً الزامی نیست که از شرایط حداکثر کردن تابع مطلوبیت خاصی به‌دست‌آمده باشد. نحوهٔ به‌دست آوردن تابع تقاضای منفرد بدین شکل است که ابتدا بر اساس تئوری، رابطه تابعی میان تقاضای یک کالا با قیمت آن و قیمت یک یا چند کالای مکمل و جانشین، درآمد و سایر عوامل طراحی شده، سپس این رابطه تابعی، برآورد می‌گردد. به لحاظ تجربی می‌توان تابع تقاضای منفرد را به صورت‌های گوناگون خطی،

نمایی، لگاریتمی و نیمه لگاریتمی نشان داد. در تحقیق حاضر جهت برآورد تابع تقاضای گاز طبیعی از روش تقاضای منفرد یا تک معادله استفاده شده است. با توجه به این که هدف اصلی از برآورد تابع تقاضا محاسبه کشش قیمتی آن‌می‌باشد، بنابراین، در برآورد تابع از فرم لگاریتمی تابع تقاضا بهره گرفته شده است. بنابراین با توجه به عوامل مهم مؤثر بر تقاضای گاز طبیعی و با استفاده از آمار و اطلاعات موجود، نوع مدل تقاضای گاز طبیعی به صورت زیر در نظر گرفته شده‌است.

۴-۵-۲. الگوی تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی کشور[۱]

به منظور برآورد تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی، از مدل زیر استفاده شده است:

$$\log SALE^f = c + \alpha_1 \log P_g^f + \alpha_2 \log WP_s^f + \alpha_3 \log CF^f + \alpha_4 \log N^f + U_t \qquad (۳۰)$$

در این رابطه:

$\log SALE^f$: لگاریتم فروش گاز طبیعی در بخش خانگی

$\log P_g^f$: لگاریتم قیمت متوسط گاز طبیعی در بخش خانگی

$\log WP_s^f$: لگاریتم میانگین موزون قیمت سوخت‌های جایگزین گاز طبیعی

$\log CF^f$: لگاریتم متوسط هزینه سالانه خانوار

$\log N^f$: لگاریتم تعداد مشترکین بخش خانگی

و U_t: جمله خطا است.

۴-۵-۳. الگوی تحلیلی تابع تولید گاز طبیعی

همان طور که در قبل اشاره شد، قیمت‌گذاری رمزی تنها درشرایط خاصی که صنعت دارای‌شرایط انحصاری باشد، صدق می‌کند و از طرفی نیازمند رقم هزینه نهایی می‌باشد. بدین لحاظ به‌تحلیل بخش عرضه در صنعت گاز پرداخته می‌شود. بهترین و مناسب‌ترین

---

۱. محمدرضا لطفعلی پور، "قیمت گزاری بهینه گاز طبیعی در شرکت خراسان بزرگ با استفاده از روش رمزی" ، مجله دانش وتوسعه، سال شانزدهم، شماره۲۷ (۱۳۸۸)، ص ۳۳.

تابع تولید، تابعی‌است که علاوه بر آن که نقض‌کننده فـــرض‌هـــای کلاسیک (نظیر عدم هم‌خطی بین متغیرهای‌توضیحی، عدم ناهمسانی واریانس، عدم خودهمبستگی بین اجزاء اخلال) نبـــوده و دارای ضرایب‌تعیین بالاتری نیز باشد و ضرایب بـــه‌دســـت آمده برای پارامترهای مدل از لحاظ آماری معنی‌دار وقابل توجیه باشند. با توجه به اینکه تابع تولید ترانسلوگ دارای همخطی بالا بین متغیرهای‌توضیحی و توابع با کشش جانشینی ثابت دارای پارامترهای غیر خطی هستند، در این تحقیق از تابع‌تولید با کشش جانشینی واحد کاب- داگلاس، بـه دلیل سادگی و تصریح خوب آن استفاده شـــده‌است کـه بـه فـرم زیـر است:

$$Q = AL^{\alpha}K^{\beta} \qquad (۳۱)$$

فرم لگاریتمی تابع برای حالت دو نهاده‌ای کار و سرمایه به‌شکل زیر می‌باشد:

$$\log Q = \log A + \alpha \log L + \beta \log K + U_t \qquad (۳۲)$$

که در این رابطه:

$logQ$: لگاریتم میزان تولید برحسب میلیون متر مکعب

$logL$: لگاریتم هزینه دستمزد نیروی کار برحسب میلیون ریال

$logK$: لگاریتم سطح سرمایه فیزیکی ثابت به میلیارد ریال

$logA$: عدد ثابت (بهره‌وری کل عوامل تولید) می‌باشد.

همان گونه که اشاره شد، هزینه نهایی مبنایی برای قیمت‌گذاری است. بـدین منظـور تـابع هزینه کل برآورد گردیده و می‌تـوان از آن تـابع هزینـه نهـایی را اسـتخراج نمـود. امـا عـدم دسترسی به اطلاعات هزینه به دلیـل ایـن کـه ایـن آمـار و اطلاعـات عمـدتاً جـزو اطلاعـات محرمانه یک صنعت به شمار می‌آیند و از طرفی نبود اطلاعات کافی برای یـک دوره نسـبتاً طولانی، استفاده از این روش را دچار مشکل می‌سازد، لذا استفاده از روش‌هـای دیگـری را می طلبد تا ضمن محاسبه هزینه نهایی نیازمند اطلاعات هزینه‌ای کمتری باشد.

با استفاده از تابع کاب- داگلاس فوق و با توجه به این که متناظر با هر تابع تولیدی، یـک تابع هزینه قرار دارد که از حل همزمان سه معادله زیر بدست می‌آید:

1. $Q = AL^{\alpha}K^{\beta}$

$$2.\ MRTS_{i,j} = \frac{r_i}{r_j} \quad ; \quad i,j = 1,2 \quad ; \quad i \neq j$$

$$3.\ TC = r_1 L + r_2 K$$

از حل سه معادله به‌طور همزمان ، تابع هزینه زیر به دست می‌آید:

$$TC = aQ^{\frac{1}{\alpha+\beta}} \qquad (۳۳)$$

که در آن عبارت a عبارت است از:

$$a = (\alpha+\beta)\left(\frac{r_1^{\alpha} r_2^{\beta}}{A\ \ \alpha^{\alpha}\beta^{\beta}}\right)^{\frac{1}{\alpha+\beta}} \qquad (۳۴)$$

حال با ساده کردن رابطه (۳۳) مشاهده می شود:

$$TC = B.r_1^{\frac{\alpha}{\delta}}.r_2^{\frac{\beta}{\delta}}.Q^{\frac{1}{\delta}} \qquad (۳۵)$$

که در این رابطه:

r_1 : قیمت هر واحد نیروی کار به ریال.

r_2 : قیمت هر واحد سرمایه به ریال.

δ : برابر مجموع $\delta=\alpha+\beta$ ، که درجه بازدهی نسبت به مقیاس است.

B : عدد ثابت می‌باشد.

اگر از این تابع هزینه لگاریتم گرفته شود، مشاهده می شود:

$$\ln TC = \ln B + \frac{\alpha}{\delta}\ln r_1 + \frac{\beta}{\delta}\ln r_2 + \frac{1}{\delta}\ln Q \qquad (۳۶)$$

بنابراین:

$$\text{کشش هزینه به ستاده} = \frac{MC}{AC} = \frac{1}{\delta} \Rightarrow MC = \frac{1}{\delta}(AC) \qquad (۳۷)$$

این نتیجه بیان می‌کند که چنان‌چه ارقام مربوط به AC، یعنی هزینه متوسط موجود باشد، می‌توان با تقسیم رقم حاصله بر درجه بازدهی نسبت به مقیاس به رقم هزینه نهایی رسید.

در قسمت بعد با توجه به مدلی که ارائه می شود، ابتدا تابع بخش تقاضای گاز را با استفاده از روش ARDL تخمین زده و به تفسیر نتایج حاصل پرداخته می شود. سپس بخش عرضه گاز مورد بررسی قرار خواهد گرفت و با استفاده از رگرسیون فازی که تخمین بسیار مناسبی از آن را ارائه می‌دهد به تخمین تابع تولید گاز پرداخته خواهد شد. در نهایت نیز با بدست آوردن کشش از تابع تقاضا و هزینه نهایی از تابع تولید و با استفاده از نرم‌افزار MAPLE قیمت رمزی بدست خواهد آمد.

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

برای برآورد تابع تقاضا و تابع تولید، از آمار سری زمانی صورت‌های مالی شرکت ملی گاز ایران و ترازنامه‌های انرژی، برای سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۹ برای تابع تقاضا و ۱۳۵۶تا ۱۳۹۰ برای تابع تولید استفاده شده‌است.

۵-۱. پایایی متغیرها

در رگرسیون مربوط از متغیرهای فروش گاز طبیعی (منظور فروش به بخش خانگی یا همان مصرف بخش خانگی) بر حسب میلیون بشکه معادل نفت خام ($SALE^f$)، قیمت متوسط واقعی گاز طبیعی به ریال بر متر مکعب (P_g^f)، تعداد مشترکین (N^f)، میانگین موزون قیمت سوخت‌های جایگزین گاز طبیعی به ریال بر لیتر (WP_s^f) که به شکل میانگین وزنی قیمت حامل‌های انرژی (نفت گاز ، نفت سفید و ...) محاسبه شده و متوسط هزینه سالانه خانوار(CF^f) استفاده شده‌است.

بسیاری از متغیرهای سری زمانی در اقتصاد پایا نمی‌باشند. از این رو قبل از بکارگیری متغیرها در مدل باید نسبت به پایایی یا ناپایایی متغیرها اطمینان حاصل کرد. برای شناسائی سری زمانی پایا از سری زمانی ناپایا از آزمون‌های متفاوتی از جمله آزمون پایایی براساس همبستگی نگار و آزمون‌های ریشه واحد استفاده می‌شود. در اینجا از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته یکی از آزمون‌های ریشه واحد استفاده گردیده است. نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته برای تمامی متغیرها درجدول ۱ آمده است. تعداد تفاضل‌های متغیر وابسته را که لازم است برای از بین بردن خودهمبستگی بین جملات اخلال در رگرسیون لحاظ کرد،

توسط ملاک‌های آکائیک،شوارز-بیزین و حنان-کوئین تعیین می‌شود.

نتایج حاصل از آزمون در جدول حکایت از نامانا (ناپایا) بودن متغیرهای تقاضا دارد.

جدول۱. آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته

متغیر	آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته		وضعیت
	مقدار بحرانی*	آماره آزمون	
$LSALE^f$	-۲/۹۳۸۹۸۶	-۲/۹۹۱۷۸۳	پایا
LP_g^f	-۲/۹۳۸۹۸۶	-۲/۵۳۳۵۰۷	ناپایا
ΔLP_g^f	-۲/۹۴۱۱۴۵	-۵/۹۷۸۴۶۶	پایا
LWP_s^f	-۲/۹۳۸۹۸۶	-۳/۰۶۱۵۲۰	پایا
LCF^f	-۲/۹۳۸۹۸۶	-۱/۶۰۰۹۷۱	ناپایا
ΔLCF^f	-۲/۹۴۱۱۴۵	-۵/۱۳۳۱۷۸	پایا
LN^f	-۲/۹۴۱۱۴۵	-۲/۵۲۹۰۸۴	ناپایا
ΔLN^f	-۲/۹۴۱۱۴۵	-۲/۶۳۹۹۰۷	ناپایا
$\Delta^2 LN^f$	-۲/۹۴۳۴۲۶	-۷/۹۰۰۵۲۸	پایا

* لگاریتم متغیرها مورد آزمون واقع شده اند.

* معنی داری در سطح ۵درصد

منبع: محاسبات تحقیق

در جدول۱ تمام متغیرها به جز فروش گاز طبیعی در بخش خانگی و میانگین موزون قیمت سوخت‌های جایگزین گاز طبیعی (البته به صورت لگاریتمی) در سطح پایا نمی‌باشند. ولی با تفاضل‌گیری از متغیرهای ناپایا، پایایی آن‌ها به اثبات می‌رسد. بنابراین کلیه متغیرهای موجود در مدل، به جز فروش گاز طبیعی در بخش خانگی و میانگین موزون قیمت سوخت‌های جایگزین گاز طبیعی که جمعی از درجه صفر است، همه جمعی از درجه یک یا دو خواهند بود. اما مسئله مهم این است که، در روش ARDL برخلاف رویکرد VAR چند متغیره یوهانسون هیچ الزامی به پایا بودن تمام متغیرها ندارد.

۵-۲. نتایج تجربی

به منظور مشخص‌کردن روابط بلند مدت و تحلیل‌های هم‌جمعی از روش تک معادله‌ای

پسران و شین (۱۹۷۷)، و پسران و همکاران (۱۹۹۶) استفاده شده‌است. در روش ARDL پسران و شین، فرآیند برآورد مدل در دو گام انجام می‌شود.

گام اول وجود هم‌جمعی، یعنی وجود یک رابطه تعادلی بلند مدت در میان متغیرهای مدل آزمون می‌شود. در صورت وجود چنین رابطه بلند مدتی، جمله باقیمانده حاصل از آن (حتی اگر برخی از متغیرها غیر ساکن و پایا از درجه یک باشند)، پایا از درجه صفر خواهد بود. در این صورت برآوردهای سازگار و کارآمدی را می‌توان از کشش تقاضای گاز در بخش خانگی نسبت به متغیرها بدست آورد. در گام دوم، با برآورد مجموعه‌ای از کشش یا ضرایب بلند مدت، مدل سازی پویایی‌های کوتاه مدت صورت می‌گیرد که دستیابی به رابطه تعادلی بلند مدت مربوطه را تضمین می‌کند. نتایج برآورد تابع تقاضای بخش خانگی به روش ARDL در جدول ۲ ارائه شده‌است.

جدول ۲. نتایج تخمین تابع تقاضای گاز بخش خانگی با استفاده از روش ARDL

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LSALE(-1)	۰/۵۳۵۶۴	۰/۰۶۱۰۷۲	۸/۷۷۰۶[۰/۰۰۰]
LSALE(-2)	−۰/۱۵۰۲۳	۰/۰۸۰۱۸۷	−۱/۸۷۳۵[۰/۰۷۷]
LSALE(-3)	−۰/۲۸۸۵۳	۰/۰۷۶۱۵۲	−۳/۷۸۸۸[۰/۰۰۱]
LP	−۰/۱۶۶۷۵	۰/۰۶۳۱۱۹	−۲/۶۴۱۸[۰/۰۱۷]
LP(-1)	−۰/۲۲۴۲۵	۰/۰۸۹۲۶۶	−۲/۵۱۲۱[۰/۰۱۹]
LN	۰/۳۷۰۵۰	۰/۰۹۸۱۱۷	۳/۷۷۶۱[۰/۰۰۱]
LCF	۰/۶۱۴۳۹	۰/۳۰۷۸۳	۱/۹۹۵۹[۰/۰۵۱]
LCF(-1)	−۰/۸۰۱۹۰	۰/۴۴۰۳۰	−۱/۸۲۱۳[۰/۰۸۲]
LCF(-2)	۱/۴۴۲۱	۰/۳۸۰۸۷	۳/۷۸۶۳[۰/۰۰۱]
LCF(-3)	−۱/۰۴۵۵	۰/۲۲۴۲۳	−۴/۶۶۲۵[۰/۰۰۰]
C	−۵/۵۰۹۸	۰/۷۰۲۶۳	−۷/۸۴۱۷[۰/۰۰۰]
DU	−۱/۰۵۳۲	۰/۱۱۹۴۳	−۸/۸۱۹۳[۰/۰۰۰]
R-Squared	۰/۹۹۸۴۲		
DW-statistic	۲/۲۶۲۴		

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول ۲ می‌توان پی برد که ضرایب تمام متغیرهای موجود در مدل از لحاظ آماری معنادار می‌باشند. در مدل برآورد شده تمامی ضرایب بجز ضریب مربوط به قیمت

سوخت‌های جایگزین معنی‌دار و دارای علامت مورد انتظار می‌باشند. دلیل معنی‌دار نشدن ضریب قیمت سوخت‌های جایگزین را می‌توان تفاوت در فن‌آوری مصرف فرآورده‌های نفتی نسبت به گاز طبیعی دانست. چون با افزایش قیمت گاز طبیعی، مصرف‌کنندگان نمی‌توانند به سرعت حامل‌های انرژی را جایگزین گاز طبیعی کنند. با توجه به سبد مصرفی سوخت در بخش خانگی، متوسط قیمت سوخت‌های جایگزین در نظر گرفته شده شامل اقلام نفت سفید، نفت گاز و گاز مایع می‌باشد. لازم به ذکر است، در ابتدا قیمت برق نیز در برآورد بکار برده شد که موجب عدم معنی‌داری این ضریب و برخورداری این ضریب با علامت منفی شد. بایدتوجه داشت که برق نمی‌تواند جایگزین نزدیکی برای گاز طبیعی در مصارف خانگی باشد. اگرچه این امر از لحاظ فنی امکان‌پذیر است لیکن از لحاظ اقتصادی توجیه‌پذیر نیست زیرا ارزش‌حرارتی برق نسبت به فرآورده‌های نفتی پایین‌تر است، بنابراین مصرف آن نیز باید نسبت به‌فرآورده‌های نفتی کمتر باشد. از طرفی با توجه به اینکه قیمت برق در مقایسه با فرآورده‌های نفتی بیشتر است در نتیجه جایگزینی برق به جای فرآورده‌های نفتی، هزینه‌های خانوار را افزایش می‌دهد.R^2 بالای مدل نیز نشان‌دهنده این حقیقت است که ۹۹ درصد تغییرات مصرف گاز در بخش خانگی، توسط متغیرهای موجود در مدل توضیح داده شده اند. حال برای رسیدن به این نکته که آیا رابطه بلند مدت برای این رگرسیون وجود دارد یا نه، از آماره بنرجی[1]، دولادو[2] و مستر[3] استفاده می‌شود، به این صورت که اگر فرض شودα_iها ضرایب با وقفه متغیر وابسته و $S\alpha_i$ انحراف معیارهای مربوط به این ضرایب باشند و نیز $\beta_i q_i$ ضرایب متغیرهای مستقل باشند، اثبات می‌شود که ضرایب متغیرهای مستقل در رابطه بلند مدت از رابطه زیر بدست می‌آیند:

$$\hat{\theta} = \frac{\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + \cdots + \hat{\beta}_{i\hat{q}_i}}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 - \cdots - \hat{\alpha}_{\hat{p}}} \qquad i = 1,2,\ldots,k \tag{۳۸}$$

برای تعریف این متغیرها باید:

1. Banerjee
2. Dolado
3. Mestre

$$\sum_{i=1}^{p} \alpha_i < 1 \qquad (۳۹)$$

پس برای آزمون هم‌جمعی و وجود رابطه بلند مدت باید آزمون فرضیه زیر انجام شود:

$$H_0: \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 \geq 0$$
$$H_a: \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 < 0 \qquad (۴۰)$$

برای این آزمون از آماره بنرجی، دولادو و مستر، به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\alpha}_i}} \qquad (۴۱)$$

که اگر قدر مطلق t بدست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلند مدت پذیرفته می‌شود.[۱]

بلافاصله بعد از تخمین معادله پویا باید آزمون وجود یا عدم وجود رابطه بلند مدت را انجام داد. برای انجام این آزمون باید مجموع ضرایب باوقفه متغیر وابسته، از یک کسر و بر انحراف معیارش تقسیم شود. آماره محاسباتی برابر با ۴/۱۵- به دست می‌آید. به دلیل آن که این عدد (۴/۱۵-)از نظر قدرمطلق از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر (۳/۹۱-) بزرگ‌تر است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلند مدت رد می‌شود و رابطه تعادلی بلند مدت وجود دارد.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های شناختی

Test Statistics	LM Version	F Version
Serial Correlation	CHSQ(1)= ۳/۲۹۶۵[۰/۰۶۹]	F(1, 22)= ۲/۲۸۷۵[۰/۱۴۵]
Functional Form	CHSQ(1)=۰/۰۲۷۷۵۹[۰/۸۶۸]	F(1, 22)= ۰/۰۱۷۴۶۲[۰/۸۹۶]
Heteroscedasticity	CHSQ(1)=۲/۴۹۰۵ [۰/۱۱۵]	F(1, 33)= ۲/۵۲۸۱[۰/۱۲۱]

منبع: محاسبات تحقیق

۱. محمد نوفرستی، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، (تهران: خدمات فرهنگی رسا، ۱۳۷۸)، ص ص ۱۰۲-۹۱.

با توجه به جدول ۳ که آزمون‌های شناختی را به نمایش می‌گذارد، می‌توان مشاهده کرد که رگرسیون مورد نظر از لحاظ همبستگی سریالی، فرم تابع مورد برازش و ناهمسانی واریانس نیز مشکلی ندارد و تمام آماره‌های بدست آمده رضایت بخش می‌باشند.

۵-۳. تحلیل بلند مدت تابع تقاضای گاز در بخش خانگی

در مرحله بعد و بعد از به اثبات رسیدن وجود رابطه تعادلی بلند مدت کار با تخمین این تابع ادامه می یابد که نتایج آن به
صورت جدول ۴ می‌باشد:

جدول ٤. ضرایب تابع تقاضای گاز برای بلند مدت بخش خانگی

Regressor	LP	LN	LCF	C	DU
Coefficient	−۰/۴۷۱۹۲	۰/۶۰۰۸۶	۰/۲۸۹۲۲	−۸/۹۳۵۵	−۱/۷۰۸۱
T-Ratio [Prob]	−۳/۹۲۲۱ [۰/۰۰۱]	۴/۹۴۶۶ [۰/۰۰۰]	۳/۳۹۳۲ [۰/۰۰۲]	−۱۸/۴۵۵۰ [۰/۰۰۰]	−۱۲/۲۳۰۳ [۰/۰۰۰]

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول بالا که نشان‌دهنده ضرایب لگاریتم متغیرهای مدل می‌باشد، مشاهده می‌شود که همه ضرایب کاملاً معنادار هستند. از طرف دیگر علامت این ضرایب نیز از لحاظ تئوریک صحیح می‌باشد، به عبارت دیگر این رابطه همان طور که مطلوب است علامت منفی را برای قیمت و علامت مثبت را برای هزینه خانوار و تعداد مشترکین نتیجه داده است.

با توجه به اینکه تمامی متغیرها به شکل لگاریتمی در مدل لحاظ شده اند، بنابراین ضریب هر متغیر، کشش آن متغیر را نسبت به متغیر وابسته نشان می‌دهد. اما تفسیر ضرایب جدول بدین شرح است که :

ضریب مربوط به قیمت گاز طبیعی نشان‌دهنده این است که با یک درصد افزایش در قیمت، مصرف گاز به اندازه ۰/۴۷۱۹درصد کاهش می‌یابد.

۱. ضریب متغیر هزینه خانوار نشان‌دهنده این است که با یک درصد افزایش در هزینه خانوار، مصرف گاز به اندازه ۰/۲۸۹۲درصد افزایش می‌یابد.

۲. ضریب متغیر تعداد مشترکین نشان‌دهنده این است که با یک درصد افزایش در تعداد مشترکین خانگی، مصرف گاز به اندازه ۰/۶ درصد افزایش می‌یابد.

۳. آخرین مورد نیز متغیر مجازی است که برای برازش بهتر مدل به آن اضافه می‌شود.

٥-٤. تحلیل کوتاه مدت تابع تقاضای گاز در بخش خانگی

در این بخش به بررسی کوتاه مدت تابع تقاضای خانگی پرداخته می شود. ضرایب مربوط به برآورد الگوی تصحیح خطا که بیانگر ارتباط میان متغیر مصرف گاز و متغیرهای مستقل در کوتاه مدت است در جدول۵ ارائه شده‌است.

جدول ٥. تحلیل کوتاه مدت تابع تقاضای گاز بخش خانگی

Regressor	Coefficient	T-Ratio[Prob]
dLSALE1	۰/۳۵۲۲۶	۴/۰۷۵۰[۰/۰۰۰]
dLSALE2	۰/۱۸۸۵۳	۲/۴۷۵۷[۰/۰۲۰]
dLP	−۰/۱۶۶۷۵	−۲/۶۴۱۸[۰/۰۱۷]
dLN	۰/۳۷۰۵۰	۳/۷۷۶۱[۰/۰۰۱]
dLCF	۰/۶۱۴۳۹	۱/۹۹۵۹[۰/۰۵۱]
dLCF1	−۰/۳۹۶۶۳	−۱/۶۸۰۷[۰/۱۰۵]
dLCF2	۱/۰۴۵۵	۴/۶۶۲۵[۰/۰۰۰]
dC	−۵/۵۰۹۸	−۷/۸۴۱۷[۰/۰۰۰]
dDU	−۱/۰۵۳۲	−۸/۸۱۹۳[۰/۰۰۰]
ecm(-1)	−۰/۶۱۶۶۲	−۱۱/۰۳۲۶[۰/۰۰۰]
R-Squared	۰/۹۳۹۴۴	

منبع: محاسبات تحقیق

همان طور که مشاهده می‌شود، تمام متغیرها معنادار هستند ونیز همانند بلند مدت ضرایب دارای علامت‌های مطلوب اقتصادی می‌باشند.

مهم‌ترین ضریبی که در کوتاه مدت مد نظر می‌باشد و تحلیل آن حائز اهمیت است

ضریب ecm(-۱) می‌باشد که سرعت تعدیل تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت را نشان می‌دهد. این ضریب در مدل تخمینی ما برابر با ۰/۶۱۶۶۲- شده که اولاً از لحاظ علامت منفی است که صحیح می‌باشد و ثانیاً نشان‌دهنده این مطلب است که در هر دوره به این میزان از خطای موجود در دوره قبل تصحیح شده و به رابطه بلند مدت نزدیک می‌شود. البته اگر خوبی برازش نیز در نظر گرفته شود، R^2و DW به ترتیب برابر با ۰/۹۳۹۴۴ و ۲/۲۶۲۴ می‌باشند که کاملاً ایده آل هستند.

۵-۵. تحلیل بخش عرضه گاز

۵-۵-۱. تابع تولید

با توجه به توضیحاتی که در مورد مجموعه‌هاو رگرسیون فازی ارائه گردید و با در نظر گرفتن مدلی که برای بخش تولید تعریف خواهد شد به تخمین این تابع با استفاده از روش رگرسیون فازی پرداخته می شود، که تخمین‌های به مراتب بهتری را برای ما در بر خواهد داشت. با توجه به تصریحی که برای تابع تولید به عمل آمد، تابع تولید عبارت است از:

$$Q = AL^{\alpha}K^{\beta} \qquad (۴۲)$$

با گرفتن لگاریتم مشاهده می شود:

$$\ln Q = \ln A + \alpha \ln L + \beta \ln K \qquad (۴۳)$$

حال اگر این رابطه به صورت فازی باز نویسی شود،مشاهده می گردد:

$$\ln Q = (p_0, c_0) + (p_1, c_1) \ln K + (p_2, c_2) \ln L \qquad (۴۴)$$

در این قسمت رگرسیون خطی فازی بالا با ابهام در ضرایب به صورت زیر مشاهده می‌شود. سری زمانی مورد بررسی در این

برآورد مربوط به سال‌های ۱۳۵۶-۱۳۹۰ می‌باشد. متغیرهای لگاریتم نیروی کار، لگاریتم سرمایه (ظرفیت اسمی پالایش) به ترتیب متغیرهای مورد استفاده در این رابطه رگرسیونی می‌باشند. به منظور بدست آوردن ضرایب فازی بالا مسئله برنامه ریزی خطی زیر برای حالت متقارن و h= ۰/۵ حل می گردد، که مشاهده می شود:

C(0): عرض از مبدأ

C(1) ظرفیت اسمی:

C(2) نیروی کار:

Min 35*c(0) – 74.886107*c(1) – 142.8887644*c(2)

s.t.

- P(0) + 1.851258*p(1) + 3.742725*p(2) - 0.5* c(0) - 0.925629*c(1)- 1.8713625*c(2) <= 1.173142
- P(0) + 1.556303*p(1) + 3.7634279*p(2) - 0.5* c(0) - 0.7781515*c(1)- 1.881713*c(2) <= 0.970015
- P(0) + 1.556303*p(1) + 3.770852*p(2) - 0.5* c(0) - 0.7781515*c(1)- 1.885426*c(2) <= 0.953728

سی و دو محدودیت کوچک‌تر مساوی دیگر وجود دارد که برای اختصار از نوشتن آنها صرف نظر می‌شود.

- P(0) + 1.851258*p(1) + 3.742725*p(2) + 0.5* c(0) + 0.925629*c(1)+ 1.8713625*c(2) >= 1.173142
- P(0) + 1.556303*p(1) + 3.7634279*p(2) + 0.5* c(0) + 0.7781515*c(1)+ 1.881713*c(2) >= 0.970015
- P(0) + 1.556303*p(1) + 3.770852*p(2) + 0.5* c(0) + 0.7781515*c(1)+ 1.885426*c(2) > = 0.953728

سی و دو محدودیت بزگ‌تر مساوی دیگر نیز وجود دارد که برای اختصار از نوشتن آنها صرف نظر می‌شود.

پس از تشکیل قیدها و حل مسئله برنامه‌ریزی فوق، پارامترهای رگرسیون خطی فازی بدست می‌آید. در جدول ۶ پارامترهای فازی به ازای hهای متفاوت محاسبه شده‌است.

جدول ٦. پارامترهای فازی در hهای متفاوت، مثلثی متقارن

H	(p_0,c_0)	(p_1,c_1)	(p_2,c_2)	IC
۰/۱	(-۳/۲۰۱و۰/۲۱۷)	(۰/۷۴۱و۰)	(۰/۷۵و۰)	۰/۷۱۹۹۴۲۹۰۲۶۲۵۰۱۱
۰/۲	(-۳/۲۰۱و۰/۲۴۴)	(۰/۷۴۱و۰)	(۰/۷۵و۰)	۰/۷۶۴۷۱۷۶۰۵۰۹۹۶۲۷
۰/۳	(-۳/۲۰۱و۰/۲۷۹)	(۰/۷۴۱و۰)	(۰/۷۵و۰)	۰/۸۰۹۵۰۶۵۸۲۱۰۷۹۱
۰/۴	(-۳/۲۰۱و۰/۳۲۶)	(۰/۷۴۱و۰)	(۰/۷۵و۰)	۰/۸۵۲۹۸۱۳۷۸۵۰۰۳۱۷
۰/۵	(-۳/۲۰۱و۰/۳۹۱)	(۰/۷۴۱و۰)	(۰/۷۵و۰)	۰/۸۹۳۰۰۳۹۲۴۳۹۳۳۸۶
۰/۶	(-۳/۲۰۱و۰/۴۸۸)	(۰/۷۴۱و۰)	(۰/۷۵و۰)	۰/۹۲۸۵۷۵۷۴۹۷۹۲۸۸۷
۰/۷	(-۳/۲۰۱و۰/۶۵۱)	(۰/۷۴۱و۰)	(۰/۷۵و۰)	۰/۹۵۸۵۶۸۶۳۵۷۴۶۷۲۸
۰/۸	(-۳/۲۰۱و۰/۹۷۷)	(۰/۷۴۱و۰)	(۰/۷۵و۰)	۰/۹۸۱۱۷۱۱۵۶۶۷۳۸۷۴
۰/۹	(-۳/۲۰۱و۱/۹۵۴)	(۰/۷۴۱و۰)	(۰/۷۵و۰)	۰/۹۹۵۲۲۵۳۶۳۵۰۶۶۱۴

منبع: محاسبات تحقیق

همان طور که عنوان شد یکی از شاخص‌های ارزیابی رگرسیون فازی شاخص اطمینان است که با فرمول زیر بیان می‌شود:

$$IC = 1 - \frac{SSE}{SST} \qquad (۴۵)$$

معمولاً در انتخاب مدل، hهای متفاوت را در نظر گرفته و مدلی انتخاب می‌گردد که دارای IC بزرگ باشد. البته میزان ابهام مدل را نیز باید در نظر گرفت. نتایج حاصل از تعیین ضرایب در حالت متقارن در جدول فوق نمایش داده شده‌است. چنان که ملاحظه می‌شود با بزرگ شدن مقدار h سطح اعتبار مدل (منظور همان IC است که به نوعی نقش R^2 در رگرسیون کلاسیک را بازی می‌کند) بالا می‌رود و در عین حال، این امر باعث افزایش ابهام کل (منظور از ابهام مدل مقدار تابع هدف می‌باشد که نشان دهندهٔ ابهام کلی است که می‌خواهیم حداقل گردد) مدل نیز می‌شود، لذا برای انتخاب h صحیح به میزان ابهام کل نیز باید توجه داشت. البته می‌توان سطح اعتبار h=۰/۵ را به منزله سطح اعتباری معقول و متداول در نظر گرفت. در داده‌های مورد بررسی سطح اعتبار ۰/۵ به سبب IC بالا و افزایش اندک ابهام مدل معقول به نظر می‌رسد و رگرسیون فازی این امتیاز را دارد که

فاقد فرض‌های محدود کننده رگرسیون کلاسیک است. بنابراین به نظر می‌رسد در نمونه-های کوچک، به علت عدم پایایی فرض‌های رگرسیون کلاسیک، به کار بردن رگرسیون خطی فازی معقول‌تر باشد. اما با توجه به مقادیر بالا همان‌گونه که مشاهده می‌شود با تغییر h میزان p_iها ثابت می‌ماند و تغییری نمی‌کند، و این بدان معناست که این ضرایب به صورت دقیق به دست می‌آیند و تغییر h تغییری در تخمین‌ها به وجود نمی‌آورد. به منظور بررسی ضرایب حالت نامتقارن، h برابر با مقدار یکسان در نظر گرفته شد و برای رسیدن به مدل دلخواه، مدلی که IC شاخص اطمینان بالاتری داشته باشد نسبت به بقیه انتخاب می‌گردد. بررسی نتایج این تغییرات نشان داد که با افزایش مقادیر باز هم تغییری (بهبودی) در مقادیر تخمینی حاصل نمی‌شود و این مسئله حاکی از دقیق بودن تخمین‌ها در حالت متقارن می‌باشد. نتایج این حالت به دلیل غیرضروری بودن در اینجا آورده نشده‌است.

در نهایت تخمین تابع تولید به صورت زیر به دست می‌آید:

$$LnQ = -3.201 + 0.741LnK + 0.75LnL \qquad (۴۶)$$

حال اگر تخمین بالا در نظر گرفته شود، علامت‌های ضرایب آن از لحاظ اقتصادی و تئوریک صحیح می‌باشد و تفسیر این ضرایب بدین شرح است:

۱. ضریب لگاریتم نیروی کار نشان دهندهٔ این مسئله است که یک درصد افزایش در میزان نیروی کار در بخش تولید باعث افزایش ۰/۷۵ درصدی در تولید گاز می‌شود، که این مقدار کشش تولید را نسبت به نهاده نیروی کار نشان می‌دهد.

۲. ضریب لگاریتم سرمایه نشان می‌دهد که یک درصد تغییر در میزان ظرفیت اسمی و سرمایه تولید باعث افزایش ۰/۷۴۱ درصدی در تولید می‌شود، مقدار مطلق این ضریب نسبت به دیگر متغیرها مقدار قابل توجهی دارد که این نشان‌دهنده حساسیت (و کشش تولیدی نهاده سرمایه) بالای تابع نسبت به این متغیر می‌باشد. دلیل آن نیز عمدتاً کمبود ظرفیت‌های تولید گاز و تقاضای بالای این محصول به دلیل برخی از سیاست‌های غلط در قیمت‌گذاری، رواج فرهنگ نامناسب در استفاده و... می‌باشد.

در نهایت از آنجا که مجموع ضرایب عوامل تولید δ در تابع بالا نشان‌دهنده بازدهی

نسبت به مقیاس این صنعت است، مقدار آن به صورت زیر می‌باشد:

$$\delta= \alpha+\beta = ۱/۴۹۱ \qquad (۴۷)$$

این مقدار بزرگ‌تر از یک است و از آنجا که در ابتدای کار مطرح شد، مهم‌ترین فرضی که شالودهٔ قیمت‌گذاری رمزی می‌باشد همین مسئله است که بازدهی نسبت به مقیاس صنعت مورد نظر باید فزاینده باشد، زیرا در صورت وجود بازدهی ثابت یا کاهنده نسبت به مقیاس قیمت‌گذاری هزینه نهایی رفاه اجتماعی را حداکثر می‌کند. پس با این نتیجه‌گیری مجوز استفاده از مدل قیمت‌گذاری رمزی برای صنعت گاز حاصل می گردد.

۵-۵-۲. هزینه نهایی

همان‌گونه که گفته شد، هزینه نهایی مبنایی برای قیمت‌گذاری است. بدین منظور تابع هزینه کل برآورد گردیده و می‌توان از آن تابع هزینه نهایی را استخراج نمود. اما عدم دسترسی به اطلاعات هزینه به دلیل این که این آمار و اطلاعات عمدتاً جزء اطلاعات محرمانه یک صنعت به شمار می‌آیند و از طرفی نبود اطلاعات کافی برای یک دوره نسبتاً طولانی، استفاده از این روش رادچار مشکل می‌سازد، لذا ناچار به استفاده از روش‌های دیگری است، تا ضمن محاسبه هزینه نهایی نیازمند اطلاعات هزینه‌ای کمتری باشد.

بنابراین طبق رابطه بالا می‌توان هزینه نهایی را محاسبه نمود مشروط به اینکه مقادیر δ و AC معلوم باشند.

$$MC = \frac{AC}{\delta} \qquad (۴۸)$$

مقدار δ ،که همان بازده نسبت به مقیاس است از طریق برآورد تابع تولید قابل محاسبه است. مقدار AC نیز از تقسیم هزینه‌های کل بر مقدار تولید آن صنعت به‌دست‌می‌آید.

$$AC = \frac{TC}{Q} \qquad (۴۹)$$

با محاسبه مقدار کشش تولیدی نهاده‌های کار و سرمایه از طریق روش حداقل مربعات نتایج‌زیر به دست‌می‌آید.هزینه متوسط برابر است با:

$$AC = \frac{TC}{Q} = ۹۰۰ \text{ ریال}^{۱} \quad (۵۰)$$

هزینه نهایی نیز برابر مقدار زیر است.

$$MC = \frac{AC}{\delta} = ۶۰۳/۶۲ \text{ ریال} \quad (۵۱)$$

نتایج نشان می‌دهد چنانچه تولید گاز طبیعی یک متر مکعب افزایش یابد، میزان هزینه‌ها ۶۰۳/۶۲ ریال افزایش می‌یابند. با توجه به این که مقدار هزینه نهایی از طریق تابع تولید محاسبه شده است‌می‌توان بر بلند مدت بودن آن اذعان نمود.

۵-۵-۳. محاسبه قیمت رمزی

در قسمت‌های قبل، تابع تقاضا برای بخش خانگی برآورد شد و مقدار عددی کشش قیمتی برای آخرین دوره مورد برآورد به شکل زیر محاسبه گردید:

جدول ۷. ارقام کشش قیمتی

بخش	خانگی
کشش تقاضا	-۰/۴۷۱۹۲

منبع: محاسبات تحقیق

از طرف دیگر برای آن که بتوان قیمت‌های رمزی را محاسبه کرد به عنصر دیگری نیاز می باشد که همان هزینه نهایی استو در قسمت قبل محاسبه گردید.

حال با توجه به مقادیر محاسبه شده کشش تقاضا و نیز مقدار هزینه نهایی، با حل دستگاه معادلات غیرخطی‌می‌توان قیمت بهینه گاز طبیعی را به‌گونه‌ای که رفاه جامعه حداکثر شود، محاسبه نمود.

---

۱. رقم اعلام شده توسط مهندس جواد اوجی معاون وزیر نفت و مدیرعامل شرکت ملی گاز ایران، برگرفته از سایت شرکت ملی گاز ایران.

برای محاسبه‌قیمت رمزی از یک برنامه رایانه‌ای در محیط نرم‌افزارMAPLEاستفاده شده است. نتایج حاصل از حل دستگاه معادلات به همراه قیمت جاری گازطبیعی به صورت جدول ذیل می‌باشد.

جدول ۸. قیمت محاسبه شده رمزی سال ۱۳۸۹ برای بخش خانگی (ریال)

بخش	قیمت جاری (۱۳۸۹)	قیمت رمزی	نسبت قیمت‌های جاری به رمزی (درصد)	تفاضل(Mark Up)
خانگی	۱۳۲	۱۰۵۳/۹۴	۱۲/۵۲	۹۲۱/۹۴

منبع: محاسبات تحقیق

بخش تولید برای این که بتواند هزینه‌های خود را پوشش داده و در عین حال رفاه اجتماعی را نیز به حداکثر برساند، باید قیمت رمزی را در بالای هزینه نهایی تعیین نماید که مقادیر بدست آمده مؤید همین موضوع است.

در اینجا از قیمت‌های سال ۱۳۸۹ و قبل از طرح هدفمند کردن یارانه‌ها استفاده شده‌است، همان طور که از جدول ۸ مشخص است تفاوت زیادی بین قیمت جاری و قیمت رمزی وجود دارد. در اینجا این اختلاف قیمت مشمول یارانه‌های دولتی می‌باشد و مصرف‌کنندگان تنها درصد مشخص شده بالا را از این قیمت می‌پردازند.

از آنجا که طرح هدفمند کردن یارانه‌ها از نیمه دوم سال ۱۳۸۹ شروع شده‌است پس متوسط قیمت گاز نمی‌تواند نشان‌دهنده قیمت‌ها پس از یارانه‌ها باشد، از این رو متوسط قیمت سه ماه آخر سال ۱۳۸۹ و متوسط قیمت سال ۱۳۹۰ که تماماً مربوط به بعد از اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها می‌باشد به‌عنوان قیمت غیر یارانه‌ای دولت در بخش گاز در نظر گرفته می‌شود. این قیمت‌ها در جدول ۹ آورده شده‌است.

جدول ۹. قیمت‌های گاز طبیعی برای بخش خانگی (ریال)

بخش	قیمت سال۱۳۸۹		قیمت سال۱۳۹۰	
	۹ ماه اول سال	۳ ماه آخر سال*	۷ ماه اول سال	۵ ماه آخر سال
خانگی	۱۳۲	۵۲۷	۱۲۰۰	۷۰۰

* قیمت فروش گاز طبیعی در سال ۱۳۸۹پس از اجرای طرح هدفمندسازی یارانه‌ها می‌باشد.

منبع: ترازنامه انرژی سال ۱۳۹۰

مصرف گاز مطابق جدول ۱۰ مشاهد می شود:

جدول ۱۰. مصرف گاز طبیعی برای بخش خانگی (میلیون متر مکعب)

بخش	مصرف سال ۱۳۸۹		مصرف کل سال ۱۳۸۹	مصرف کل سال ۱۳۹۰
	۹ ماه اول سال	۳ ماه آخر سال		
خانگی	۲۲۳۶۳	۱۸۵۰۵	۴۰۸۶۸	۴۴۰۵۵

منبع: اطلاعات ارائه شده از شرکت ملی گاز ایران

با توجه به میزان مصرف بخش خانگی و سهم آن در ۹ ماه اول سال (۵۴/۷۲ درصد) و ۳ ماه آخر سال (۴۵/۲۸ درصد) نسبت به مصرف کل سال، متوسط قیمت سال ۱۳۸۹ برای بخش خانگی برابر ۳۱۰/۸۵۶ است که از قیمت رمزی محاسبه شده (۱۰۵۳/۹۴) کمتر می‌باشد.

با توجه به این که برای سال ۱۳۹۰ هزینه متوسط تولید یک متر مکعب گاز طبیعی به‌طور مشخصی موجود نمی‌باشد، بنابراین با توجه به هزینه متوسط سال ۱۳۸۹ که برابر ۹۰۰ ریال و نرخ تورم در سال ۱۳۹۰که برابر ۲۱/۵ درصد می‌باشد، هزینه متوسط هر متر مکعب گاز در این سال برابر ۱۰۹۳/۵ ریال در نظر گرفته می شود.

$$AC = \frac{TC}{Q} = ۱۰۹۳/۵^{۱} \text{ ریال} \qquad (۵۲)$$

هزینه نهایی نیز برابر مقدار زیر است:

$$MC = \frac{AC}{\delta} = ۷۳۳/۴ \text{ ریال} \qquad (۵۳)$$

مصرف گاز سال ۱۳۹۰ برای بخش خانگی در جدول ۱۱ آمده است. قیمت رمزی برای سال ۱۳۹۰ محاسبه می گردد، نتایج به شرح زیر می‌باشد:

جدول ۱۱. قیمت محاسبه شده رمزی سال ۱۳۹۰ برای بخش خانگی (ریال)

بخش	قیمت سال ۱۳۹۰		قیمت رمزی
	۷ ماه اول سال	۵ ماه آخر سال	
خانگی	۱۲۰۰	۷۰۰	۱۲۸۰/۷۳۳

منبع: محاسبات تحقیق

۱. این عدد بر اساس هزینه متوسط سال ۱۳۸۹ و نرخ تورم سال ۱۳۹۰ محاسبه شده است.

با مقایسه قیمت رمزی و قیمت جاری، مشاهده می‌شود که قیمت جاری همچنان با قیمت رمزی اختلاف دارد.

با توجه به محاسبات اخیر، قیمت‌ها قبل و بعد از هدفمندی یارانه‌ها کمتر از قیمت‌های رمزی می‌باشند و این اختلاف قیمت همچنان از جانب دولت پرداخت می‌گردد.

٦. نتیجه‌گیری

دولت از یک طرف تمایل دارد تا در راستای طرح هدفمند کردن یارانه‌ها تعرفه‌های گاز را به هزینه‌های تمام شده آن برساند و از طرف دیگر نمی‌خواهد رفاه اجتماعی در جامعه دچار اخلال و کاهش گردد. پس برای برآورده کردن این هدف مدل قیمت‌گذاری رمزی پیشنهاد مناسبی در این جهت می‌باشد که در آن، اولاً تولید در نقطه سربه سری (یا وجود حداقل سود برای تداوم تولید و سرمایه‌گذاری‌های آتی) صورت می‌پذیرد که قیمت حاصل از آن، دولت را معاف از پرداخت یارانه می‌کند.ثانیاً مهم‌ترین بخش این مدل قیمت‌گذاری این است که طی یک فرآیند بهینه‌سازی رفاه اجتماعی (مازاد رفاه تولیدکننده و مصرف‌کننده) را با قید نقطه سر به سری تولید حداکثر می‌کند که در نتیجه مشکل کاهش رفاه مصرف‌کنندگان برطرف خواهد شد.

طبق نتایج حاصل برای قیمت‌های رمزی و با توجه به جدول مشاهده می‌شود که قیمت‌های جاری سال ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ گاز نسبت به قیمت‌های رمزی پایین می‌باشند. در حال حاضر دولت با وجود اجرای طرح هدفمند کردن یارانه‌ها از سال ۱۳۸۹ باز هم مابه‌التفاوت بین این دو قیمت (Mark Up) را به صورت یارانه متقبل شده‌است. این بحث مدعایی بر تأیید این فرض است که قیمت‌های جاری غیربهینه می‌باشند.

بر اساس آنچه که در این مطالعه مورد بررسی قرار گرفت مهم‌ترین محورهای یافته‌ها و نتایج این مقاله را می‌توان به صورت زیر عنوان کرد:

۱. با توجه به نتایج این مطالعه، قیمت فروش گاز در بخش خانگی کمتر از قیمت رمزی مربوطه می‌باشد، بنابراین توصیه می‌گردد که قیمت در بخش خانگی افزایش یافته تا به قیمت رمزی که برابر ۱۲۸۰,۷۳۳ ریال می‌باشد، نزدیک گردد.

۲. همچنین از برآورد تابع تولید معلوم گردید که سرمایه و نیروی کار در تولید گـــــاز تـــأثیر گذار بوده و صنعت گـــاز از بازدهـــی صعودی به مقیاس، برخوردار می‌باشد (δ=۱/۴۹۱).

۳. با توجه به نتایج، کشش تقاضای گاز خانگی کمتر از واحد است.

۴. با توجه به این که یکی از اهداف دولت، بهینه‌سازی مصرف سوخت و عدم اتلاف انرژی درسطح جامعه است، جایگزینی قیمت‌های محاسبه شده با قیمت‌های فعلی، دولت را به سمت این هدف سوق خواهد داد. بنابراین اگر هدف دولت کاهش مصرف از طریق افزایش قیمت‌ها باشد بهترین گزینه، وضع قیمت‌های رمزی است. از طرفی دولت از محل اعتبارات مربوط به یارانه ازطریق سیاست‌های تشویقی برای تولیدکنندگان می‌تواند در جهت ارتقاء کیفیت وسائل گرمایشی‌به منظور عدم اتلاف انرژی، گام‌های مؤثری بردارد.

۵. تعرفه‌های موجود در بخش خانگی با تعرفه‌های محاسبه شده در این تحقیق جـایگزین شود تا با افزایش تعرفه‌ها عموم مصرف‌کنندگان به استفاده صحیح از گاز تشویق شده و فرهنگ مصرف درست گاز در جامعه ترویج یابد.

منابع و مآخذ

- آذر، عادل و فرجی، حجت (۱۳۸۷)؛ *علم مدیریت فازی*، مؤسسه کتاب مهربان نشر ، چاپ سوم، تهران.
- آزاده، علی؛ صابری، مرتضی و همکاران (۱۳۸۸)؛«ارائه الگوریتم رگرسیون فازی جهت تخمین و پیش‌بینی مصرف نفت (مطالعه موردی: کشور کانادا)»، *دومین کنفرانس بین المللی تحقیق در عملیات ایران*.
- امامی میبدی، علی (۱۳۷۸)؛ «روش قیمت‌گذاری برق بر مبنای ساختار صنعت برق کشور»، *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۳۷، صص: ۵۳ – ۳۷.
- امامی میبدی، علی؛ قاسمی، عبدالرسول و همکاران (۱۳۸۸)؛ «عوامل موثر بر قیمت گاز مصرفی در بخش خانگی کشور»، *فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی*، سال هفدهم، شماره ۵۲، صص: ۹۴-۶۹.
- امینی فرد، عباس؛ فنی، محمدعلی و همکاران (۱۳۸۴)؛ «قیمت گذاری بهینه رمزی برای شرکت برق منطقه ای فارس»، *بیستمینکنفرانس بین المللی برق*، دانشگاه شیراز.
- امینی هرندی، محمد هادی؛ وطنی و علی؛ ترحمی (۱۳۸۶)؛ «بررسی طرف‌های عرضه و تقاضای گاز طبیعی ایران و ارائه تابع تقاضا»، *ششمین همایش ملی انرژی*.
- بازدار اردبیلی، پریسا و رضایی‌ارجرودی، عبدالرضا (۱۳۸۷)؛ «الگوی بهینه قیمت‌گذاری و تخصیص یارانه سوخت در بخش حمل و نقل زمینی»، پژوهشکده حمل و نقل.
- بازدار اردبیلی، پریسا و رضایی ارجرودی، عبدالرضا (۱۳۹۰)؛ «ارائه الگوی بهینه قیمت‌گذاری رمزی برای سوخت در بخش حمل و نقلجاده‌ای ایران»، *هشتمین همایش ملی انرژی*، پژوهشکده حمل و نقل.
- پژویان، جمشید و محمدی، تیمور (۱۳۷۹)؛ «قیمت‌گذاری بهینه رمزی برای صنعت برق ایران»، *مجله پژوهش‌های اقتصادی*، شماره۶، صص: ۶۲ – ۳۹.
- خالقی، شهلا؛ «الگوی قیمت‌گذاری استانی گاز در بخش خانگی»، *مدیریت برنامه‌ریزی تلفیقی*، شرکت ملی نفت ایران.
- خدایی، ابراهیم (۱۳۸۸)؛ «*رگرسیون خطی فازی و کاربردهای آن در پژوهش‌های علوم اجتماعی*»، جامعه شناسی ایران، دوره سوم، شماره ۴.
- زارع مهرجردی، محمدرضا و نگارچی، سمانه (۱۳۹۰)؛ «مقایسه الگوهای میانگین متحرک خود رگرسیون انباشته، رگرسیون فازی و رگرسیون انباشته‌فازی به منظور پیش‌بینی قیمت

(مطالعه موردی: قیمت گوشت گوسفند)»، *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، جلد۲۵، شماره ۱، صص: ۱۰۸-۱۰۰.

- شوندی، حسن (۱۳۸۵)؛ «نظریه مجموعه‌های فازی و کاربرد آن در مهندسی صنایع و مدیریت»، انتشارات گسترش علوم پایه.
- فلاحی، محمدعلی؛ انصاری، حسین و همکاران (۱۳۸۸)؛ «قیمت‌گذاری آب شرب شهری بر اساس الگوی رمزی (مطالعه موردی شهر نیشابور)»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال سیزدهم، شماره ۳۸، صص: ۲۴۲-۲۱۷.
- کوره پزان دزفولی، امین (۱۳۸۴)؛ *اصول تئوری مجموعه‌های فازی و کاربردهای آن در مدلسازی مسایل مهندسی آب*، انتشارات جهاد دانشگاهی واحد صنعتی امیرکبیر، تهران.
- لطفعلی‌پور، محمد رضا و باقری، احمد (۱۳۸۲)؛ «تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی مصارف خانگی شهر تهران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۱۶، صص: ۱۵۱-۱۳۳.
- لطفعلی‌پور، محمدرضا و غمخوار، قاسم (۱۳۸۸)؛«قیمت گزاری بهینه گاز طبیعی در شرکت خراسان بزرگ با استفاده از روش رمزی»، *مجله دانش وتوسعه*، سال شانزدهم، شماره۲۷، صص: ۴۹-۲۳.
- نصراصفهانی، حسن (۱۳۸۷)؛ «قیمت‌گذاری گاز طبیعی در ایران»، *مجله اقتصاد انرژی*، شماره ۱۱۴-۱۱۳.
- نظری، محسن (۱۳۸۷)؛ *مبانی علم اقتصاد*، نگاه دانش.
- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)؛ *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی*، موسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران.
- «ترازنامه انرژی» ، *دفتر برنامه ریزی انرژی*، (۱۳۴۶-۱۳۹۰).
- سایت شرکت ملی گاز ایران: (http://www.nigc.ir)
- سایت مرکز آمار ایران : (http://www.amar.org.ir)
- سایت بانک مرکزی: (http://www.cbi.ir)
- سایت شرکت ملی پخش فرآورده‌های نفتی: (http://www.niopdc.ir)
- سایت بانک داده‌های انرژی: (http://www.energyseec.com)

- Azadeh, Ali, Ghderi ,S.F.,et al(July 2006); "Estimating Electricity Demand Function in Residential Sector by Fuzzy Regression", *Conference Publications*,Vol:1, pp. 390-394.
- Berry, S.Keith (2000); " Standards Costs, Access Charges, And Ramsey Pricing in The U.S Electric Utility Industry". *The Quarterly Review of Economics And Finance*, Vol: 40, pp.503-517

- Douglas J. Mccready. (1988); "Ramsey Pricing: A Method for Setting Fees in Social Service Organizations" . *American Journal of Economics and Sociology*, Vol :47, No:1, pp.81-96.
- Fan Wang,Hsiao, Chyn Tsaur ,Ruey. (2000); "Insight of a fuzzy regression model" , *Fuzzy Sets and Systems*, Issue 3, Volume 112,p.p. 355–369.
- Fang ,Qi , Lizi,Zhang , Bin, Wei. (2008); "An application of Ramsey pricing in solving the cross-subsidies in Chinese electricity tariffs", *Third International Conference on Electric Utility Deregulation and Restructuring and Power Technologies,* pp**.** 442 – 447.
- Hakimov, Rustamdjan, Scholz, Stefanie. (2010); "Calculation of Ramsey Prices for German Airports".
- Jorgenson, Finn; Hassa ,Pedersen; Solvoll, Gisle. (2004); " Ramsey Pricing in Practice: The Case of the Norwegian Ferries", *Transport Policy*, Vol: 11, pp: 205-214.
- Lee, Jeong-Dong; Lee, Jongsu; Kim, Tai-Yoo (2004);"Ex-ante Analysis of Welfare Change For a Liberalization of The Natural Gas Market" ,*Energy Economics*, Vol: 26, pp. 447-461.
- Nahata, Babu,Izyumov , Alexei, et al. (2007); "An application of Ramsey model in transition economy: a Russian case study" , *Energy Economics*, Vol: 29(1) , pp. 105-125.
- Pepermans ,Guido; Willems, Bert. (2005) ;"Ramsey Pricing in a Congested Network with Market Power in Generation: A Numerical Illustration for Belgium" , *Center for the Study of Energy Markets*, Paper CSEMWP-145.
- Ramirez, Jose Carlos; Rosellon, Juan. (2002); "Pricing Natural Gas Distribution in Mexico" , *Energy Economics*, Vol: 24, pp. 231-248.