برآورد کشش‌های قیمتی و تولیدی تابع تقاضای گازطبیعی در زیربخش صنایع تولید فلزات اساسی ایران

زهره شیرانی فخر[1]

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۲/۰۹ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۹/۲۹

چکیده

بخش صنعت و زیربخش‌های آن یکی از عمده‌ترین متقاضیان انرژی و مخصوصاً گازطبیعی می‌باشند، از این‌رو در این مطالعه تابع تقاضای گازطبیعی در زیربخش صنایع تولید فلزات اساسی ایران به تفکیک طبقه‌بندی آیسیک دو رقمی با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری برای دوره‌ی زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۰ تصریح می‌شود. مدل سری زمانی ساختاری دارای جزء غیرقابل مشاهده‌ی روند است که پس از تبدیل این مدل به‌صورت فضاحالت و با به‌کارگیری الگوریتم فیلتر کالمن از طریق روش حداکثر راستنمایی برآورد می‌شود. همچنین به دلیل اینکه از انتهای سال ۱۳۸۹ قانون هدفمندی یارانه‌ها اجرا شد، لذا این موضوع نیز که نقش بسیار زیادی روی تقاضای انرژی بخش‌های اقتصادی داشته است نیز مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که اولاً ماهیت روند ازنوع روند هموار است و ثانیاً به‌صورت غیرخطی حرکت می‌کند. همچنین با توجه به تابع تقاضای برآورد شده، کشش قیمتی تقاضای گازطبیعی در زیربخش تولید فلزات اساسی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیب برابر با ۰/۳۰- و ۰/۷۹ و کشش تولیدی گازطبیعی در کوتاه‌مدت ۰/۱۷ و در بلندمدت ۰/۳۸ می‌باشد. همچنین، کشش‌های متقاطع قیمتی نفت‌گاز

---

۱ . استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد دهاقان (نویسنده مسئول)، Email: zohrehshirani@gmail.com

و برق در کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد نفت گاز کالای جانشین و برق کالای مکملی برای گازطبیعی می‌باشند. نتایج حاصل از ارزیابی اثر اجرای قانون هدفمندکردن یارانه‌ها در این صنایع نیز نشان می‌دهد که روابط برآوردی تقاضای گازطبیعی می‌تواند اثر اجرای سیاست هدفمندی یارانه‌ها را توضیح دهد.

واژه‌های کلیدی: تقاضای انرژی، صنایع تولید فلزات اساسی، مدل سری زمانی ساختاری، روند ضمنی تقاضای انرژی، مدل فضای حالت.
طبقه بندی JEL: Q21 ، L60، C22.

۱. مقدمه

انرژی از دیرباز یکی از مهم‌ترین موضوعات اقتصادی کشورها می‌باشد و بخش انرژی به‌عنوان یکی از زیرمجموعه‌های نظام اقتصادی و اجتماعی، تأمین تقاضای انرژی سایر بخش‌ها را برعهده دارد. تأمین این نیاز ایجاب می‌کند که این بخش متناسب با تحولات تقاضای انرژی و تغییر فاکتورهای مؤثر در رفتار مصرف‌کنندگان، سازماندهی شود. در این راستا، تقاضای انرژی که از تجزیه و تحلیل ها به‌دست می‌آید بیشتر به‌دلیل محدودیت‌های ساختاری مدل و برخی فروض نامناسبی که وجود دارد، از تقاضای واقعی انرژی منحرف می‌شود. براساس مطالعات صورت گرفته، این انحراف به دلایلی از جمله تشخیص نادرست رفتار تقاضاکنندگان و عرضه‌کنندگان انرژی، پوشش ناکامل اثرات محیطی و اجتماعی و فروض اقتصادی غیرواقعی است (لایتنر، دوکانیو، کومی و ساناستند، ۲۰۰۳)[1]. در اکثر مطالعات مربوط به تقاضای انرژی، درآمد و قیمت دو هدایت‌کننده‌ی اصلی تقاضای انرژی هستند که پاسخ تقاضا به این هدایت‌کننده ها معمولاً با توجه به کشش‌های قیمتی و درآمدی تحلیل می‌شود. ولی، تمرکز تحلیل تقاضای انرژی فقط شناسایی هدایت‌کننده‌های اصلی تقاضای انرژی (قیمت و درآمد) نیست بلکه شناسایی عوامل دیگر که ممکن است تقاضای انرژی در گذشته را توضیح دهند و به آن در آینده شکل دهند، نیز می‌باشد. ولی، اغلب این عوامل اجزای مشاهده نشده‌ی تقاضای انرژی هستند که به سختی می‌توان آنها را با تکنیک-های آماری و اقتصادسنجی سنتی نشان داد. علاوه بر این، درک اهمیت نسبی آنها برای اجرا و ارزیابی سیاست ضروری است. در این راستا، اخیراً بیان شده است که علاوه بر اثر پیشرفت فنی (یا کارآیی انرژی) و متغیرهای اقتصادی و زیست‌محیطی (مثل درآمد، قیمت و دما)، عوامل مهم دیگری (مثل عوامل غیراقتصادی و ساختار اقتصادی) نیز وجود دارند که بایستی اثر این عوامل در تابع تقاضای انرژی لحاظ گردد. مشکل اینجاست که ممکن است آثار مزبور در طول زمان دارای روند زمانی معینی نباشند و عدم مدلسازی صحیح آنها می‌تواند منجر به وجود تورش در تخمین شود؛ بنابراین غیرواقعی است که یک روند ساده‌ی زمانی

1. Laitner, DeCanio, Coomey and Sanstand

معین را برای ایجاد مجموع این روندهای ضمنی انتظار داشت (هانت، جاج و نینومیا (۲۰۰۳b))[1]. روند ضمنی تقاضای انرژی ممکن است غیرخطی باشد که این نه تنها می‌تواند انعکاسی از پیشرفت فنی، بلکه شاید انعکاسی از عامل‌های غیرقابل مشاهده‌ی دیگری نیز باشد که ممکن است تأثیر فوق‌العاده‌ای روی سری زمانی بگذارند. بنابراین، باید در برآورد روند ضمنی تقاضای انرژی بین عوامل اقتصادی همانند قیمت و درآمد و عوامل غیراقتصادی دیگری که قابل مشاهده نیستند تفاوت قائل شد. لذا برای ایجاد این اثرات، مدل سری زمانی ساختاری (STSM)[2] توسط هاروی (۱۹۸۹و۱۹۹۷)[3] ارائه شد که به روند ضمنی تقاضای انرژی (UEDT)[4] اجازه می‌داد تصادفی باشد و در طول زمان تغییر کند.

پس از وقوع بحران نفتی سال‌های دهه ۱۹۷۰، در کشورهای تولیدکننده گازطبیعی نظیر روسیه، آمریکا و کشورهای منطقه خاورمیانه، استفاده از گازطبیعی به‌عنوان سوخت جایگزین به علت تمیزی، راحتی سوخت، ارزش گرمازایی بالا و در دسترس بودن افزایش یافته است. بنابراین، انتظار می‌رود نقش گازطبیعی در تأمین انرژی کشورها در نتیجه افزایش تقاضای انرژی، افزایش یابد. مباحث مربوط به تقاضای گازطبیعی در ایران نیز دارای جایگاه ویژه‌ای است (ساطعی، ۱۳۸۴). زیرا اولاً، ۱۵ درصد از ذخایر گاز طبیعی جهان، در ایران وجود دارد و از این لحاظ ایران در رتبه دوم قرار دارد. دوماً، هدف سیاست کلی بخش انرژی ایران، جایگزینی منابع انرژی دیگر مثل فرآورده‌های نفتی با گازطبیعی است. همچنین، با توجه به اینکه یکی از عمده‌ترین متقاضیان گازطبیعی بخش صنعت و زیربخش های آن می‌باشند (بخش صنعت حدود ۲۵ ٪ مصرف گازطبیعی را به خود اختصاص داده است (ترازنامه انرژی، ۱۳۹۰)، لذا این بخش به‌عنوان یکی از مولدترین بخش‌ها که تقاضای انرژی زیادی دارد مورد توجه است و بی‌شک بدون توسعه‌ی بخش صنعت، توسعه و رشد اقتصادی محقق نمی‌شود. بنابراین شناخت ساختار تقاضای گازطبیعی در بخش صنعت و زیربخش‌های آن و برنامه‌ریزی برای تأمین انرژی در این بخش از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این

1. Hunt, Judge and Ninomiya
2. Structure Time Series Model (STSM)
3. Harvey
4. Underlying energy demand trend (UEDT)

راستا، در پژوهش حاضر به ارزیابی تابع تقاضای گازطبیعی در زیربخش‌های صنعت کشور پرداخته می شود. البته به دلیل اینکه گروه‌های مختلف صنعتی دارای ساختارهای متفاوتی می باشند که این مسأله روی تقاضای انرژی آنها تأثیر می‌گذارد، لذا در این پژوهش بطور موردی زیربخش صنایع تولید فلزات اساسی در طی سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۸۸ مورد ارزیابی قرار خواهد گرفت. علت انتخاب زیربخش صنایع تولید فلزات اساسی آن است که طبق نتایج آمارگیری از صنایع بزرگ ایران که توسط مرکز آمار ایران صورت می‌گیرد، فلزات اساسی یکی از زیربخش‌های مهم صنعت کشور است که با ایجاد ارزش افزوده نسبتاً بالا (بیش از ده درصد ارزش افزوده کل کشور و دارای رتبه دوم بعد از صنایع تولید مواد و محصولات شیمیایی[1]) در مقایسه با سایر زیربخش‌های صنعت و همچنین طیف وسیع تولیدات و فعالیتهای اقتصادی مرتبط با آن و صنایع بالادستی و پایین‌دستی نسبتاً گسترده، از اهمیت ویژه‌ای در بخش صنعت و حتی کل اقتصاد ایران برخوردار است (مرکز آمار ایران،۱۳۹۰). همچنین صنایع تولید فلزات اساسی یکی از مهم‌ترین زیربخش‌های صنعت ایران است که بعد از صنایع کانی غیرفلزی رتبه دوم مصرف انرژی را به خود اختصاص داده است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۰) و در طی سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۲، تقریباً ۷۲ درصد انرژی لازم در این صنعت از گازطبیعی تامین شده است که عمده مصرف آن در صنعت آهن و فولاد بوده که علاوه بر مصرف به عنوان انرژی، نقش احیاکنندگی نیز دارد (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۰-۱۳۶۰).

از اینرو در پژوهش حاضر تابع تقاضای گازطبیعی زیربخش صنایع تولید فلزات اساسی از میان زیربخش‌های صنعت کشور به تفکیک طبقه بندی آیسیک دو رقمی انتخاب و مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. همچنین رابطه‌ی مورد نظر با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری (STSM) برای داده‌های دوره زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۲ برآورد می‌شود که مدل موردنظر از مقالات هاروی (۱۹۸۹) و هاروی، هنری، پترس و ورن لویس (۱۹۸۶)[2] برگرفته

---

۱. تقریباً در تمامی سال های مورد ارزیابی این رتبه حفظ شده است.

2. Harvey, Henry, Peters and Wren-Lewis

شده است. این مدل ما را قادر می‌سازد اجزای مشاهده‌نشده‌ی روندهای تصادفی و پیشرفت-های تکنولوژیکی و تغییرات ساختاری اقتصادی که در اکثر مدل‌های اقتصادسنجی مورد توجه قرار گرفته نمی شود را در تابع تقاضای گازطبیعی وارد کرده و کشش‌های تولیدی و قیمتی صحیحی برآورد شود. در نتیجه از ایجاد تورش و دور شدن از تقاضای واقعی انرژی پرهیز خواهد شد. علاوه بر این به دلیل اینکه از انتهای سال ۱۳۸۹ قانون هدفمندی یارانه‌ها اجرا شد، لذا این موضوع نیز که نقش بسیار زیادی روی تقاضای انرژی بخش‌های اقتصادی داشته است نیز مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

گروه فلزات اساسی (کد ۲۷) شامل چهار صنعت آهن و فولاد، ریخته‌گری، سرب و روی، مس و آلومینیوم می‌باشد. سهم مصرف سوخت صنایع تولید فلزات اساسی از کل مصرف سوخت صنعت در کشور بر اساس نتایج طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر در طی سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۲، به طور متوسط ۲۴درصد بوده است. در گروه صنایع تولید فلزات اساسی، صنعت آهن و فولاد از جمله صنایع معدنی انرژی‌بر است که به واسطه‌ی بالا بودن سهم انرژی در تولید و قیمت تمام شده‌ی آن (حدود ۸درصد) نیازمند ارزیابی تقاضای انرژی در انواع روش های تولیدی آن است. به طور کلی برای تولید فولاد، پس از آماده سازی سنگ معدن، از دو روش عمده استفاده می شود: ۱- روش کوره بلند ۲- روش احیای مستقیم یا قوس الکتریکی. در ایران مجتمع فولاد ذوب آهن اصفهان، فولاد میبد، فولاد قروه و فولاد همدان به روش کوره بلند تولید می کنند که بیشترین آن در ذوب آهن اصفهان صورت می‌گیرد و دو شرکت بزرگ فولاد مبارکه و فولاد خوزستان به روش احیای مستقیم تولید می کنند. استفاده از روش احیای مستقیم برای تولید فولاد خام در ایران، به دلیل وجود منابع گازی فراوان و ارزان قیمت جهت تبدیل سنگ آهن به آهن اسفنجی[۱]، بیشتر از روش کوره بلند مورد توجه قرار گرفته است (مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۳۸۵). در فرآیند احیای مستقیم صرفاً از حامل‌های برق و گازطبیعی استفاده می شود که مهم‌ترین حامل در این فرآیند گاز طبیعی است که حدود ۶۰ درصد از آن به عنوان ماده

۲. محصولی که از نظر شکل ظاهری متخلخل است..

احیاکننده مصرف می شود. در حالیکه در روش کوره بلند بیشتر از کک و فرآورده‌های نفتی به عنوان عامل احیا و سوخت استفاده می گردد و سهم برق و گاز طبیعی بسیار کم است. سهم هزینه گاز در تولید به روش کوره بلند تقریباً ناچیز و قابل صرفنظر است ولی در روش احیا مستقیم به حدود ۱۱ درصد می رسد (مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۳۸۵).

ویژگی خاص مقاله‌ی حاضر نسبت به سایر کارهای تجربی انجام شده در داخل ایران، شامل لحاظ نقش روند ضمنی در تابع تقاضا در قالب متغیر نامشهود و تصریح آن به‌صورت یک فرآیند تصادفی و در نظر گرفتن اثر اجرای قانون هدفمند کردن یارانه‌ها و افزایش قیمت گازطبیعی بر تقاضای آن در زیربخش صنایع تولید فلزات اساسی در طول دوره مورد ارزیابی می‌باشد.

در ادامه ساختار مقاله به شرح زیر سازمان‌دهی شده است. در بخش دوم به مبانی نظری تقاضای انرژی و تحلیل الگوی روند ضمنی تقاضای انرژی پرداخته می‌شود. در بخش سوم پیشینه تحقیق و مطالعات داخلی و خارجی ارائه می‌گردد. بخش چهارم مدل مورد استفاده در تحقیق، روش برآورد آن و داده‌های مورد استفاده ارائه می‌شود. در بخش پنجم به برآورد مدل تصریح شده و تفسیر نتایج تجربی پرداخته می‌شود و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادات در بخش پایانی آورده خواهد شد.

۲. مبانی نظری تقاضای انرژی

حامل‌های انرژی، هم به‌عنوان کالای نهایی توسط مصرف‌کنندگان و هم به‌عنوان نهاده-های تولیدی، توسط بنگاه‌های اقتصادی مورد تقاضا قرار می‌گیرند. تعیین مقدار تقاضا برای آن بخشی از حامل‌های انرژی که به‌عنوان نهاده تولیدی در بنگاه‌های اقتصادی در بخش‌های مختلف اقتصاد مورد استفاده قرار می‌گیرند، قابل تجزیه و تحلیل می‌باشد. بنگاه‌های تولیدی ممکن است به‌دنبال حداکثرسازی تولید با توجه به مقدار مشخصی هزینه‌ها یادر پی حداقل کردن هزینه‌ها با توجه مقدار مشخصی تولید و یا به‌دنبال حداکثرسازی سود باشند. نتایج حاصل از تشکیل شرایط مرتبه اول و دوم، گویای آن است که در هر یک از سه حالت

مذکور مقدار تقاضای بنگاه‌ها برای نهاده انرژی بستگی به قیمت حامل مورد نظر و قیمت سایر نهاده‌ها، قیمت محصول تولیدی و یا مقدار تولید محصول دارد. بنابراین می‌توان عمده‌ترین عوامل اقتصادی مؤثر برتقاضای انرژی را متغیر قیمت و یک متغیر فعالیت مانند درآمد ملی حقیقی یا تولید ناخالص داخلی حقیقی یا ارزش افزوده حقیقی برای بخش موردنظر قلمداد نمود.

بنابراین، تقاضا برای انواع حامل‌های انرژی در بخش‌های مختلف تولیدی از جمله بخش صنعت، به منزله‌ی یک نهاده‌ی تولید، براساس نظریه‌ی اقتصاد خرد از تابع تولید مشتق می‌شود. به‌عنوان مثال، تابع تولید یک بنگاه خاص در یک زمان معین به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Q = F(K, L, M, E_1, E_2, ..., E_n, T) \qquad (۱)$$

که در آن K,L,M به ترتیب معرف نهاده‌های مواد اولیه، نیروی کار و سرمایه است و E_i نیز iامین نوع انرژی است و T نیز مجموعه‌ای از عوامل دیگر مانند تغییرات تکنولوژی است. فرض می‌شود یک بنگاه اقتصادی ترکیب نهاده‌های لازم را به‌گونه‌ای انتخاب می‌کند که بنگاه، حداقل هزینه ممکن را برای تولید مقدار مشخصی از محصول داشته باشد. با حداقل‌کردن تابع هزینه‌ی بنگاه، تابع تقاضا برای عوامل تولید به‌دست می‌آید. اگر تقاضا برای انرژی به‌عنوان یک عامل تولید، به‌صورت زیر در نظر گرفته شود:

$$X_e = X_e(P_k, P_l, P_m, P_e, P_s, Q, T) \qquad (۲)$$

بنابراین، تابع تقاضای انرژی موردنظر در بنگاه تابعی از قیمت انرژی موردنظر (P_e)، قیمت انرژی‌های جایگزین (P_s)، قیمت نهاده‌های غیرانرژی (P_k, P_l, P_m) و تولید یا ارزش افزوده‌ی بنگاه (Q) است. همچنین ممکن است متغیرهای برونزای دیگری (T) مانند تغییرات تکولوژیکی نیز بر تقاضای انرژی اثرگذار باشند که بایستی در مدل‌سازی تقاضای انرژی در نظر گرفته شوند.

مجموع تقاضای انرژی همه‌ی بنگاه‌ها در صنعت برای m بنگاه تقاضاکننده‌ی انرژی به صورت زیر است:

$$X'_{et} = \sum_{i=1}^{m} X_{ei} \quad (۳)$$

که در آن X'_{et} تقاضای انرژی کل صنعت است. بنابراین:

$$X'_{et} = f(P'_k, P'_l, P'_m, P'_e, P'_s, Q', T') \quad (۴)$$

که در آن Q' تولید کل بخش صنعت، قیمت انرژی مورد نظر (P'_e)، قیمت دیگر انرژی‌های جایگزین(P'_s)، متوسط قیمت نهاده‌های غیرانرژی (P'_k, P'_l, P'_m) برای کل صنعت و T' تغییرات تکنولوژیکی است.

لازم به ذکر است که علاوه بر اثر پیشرفت فنی و متغیرهای اقتصادی، عوامل برونزا و غیرقابل مشاهده‌ی مهم دیگری (مثل عوامل غیراقتصادی و ساختار اقتصادی) نیز وجود دارند که باید در مدلسازی تقاضای انرژی در نظر گرفته شوند. چون این عوامل ممکن است اثر قوی بر تقاضای حامل‌های انرژی داشته باشند که به دلیل عدم تفکیک آنها از اثرات قیمتی و درآمدی به برآوردهای تورش‌دار کشش‌های قیمتی و درآمدی (تولیدی) تقاضای انرژی منجر شوند.

۲-۱. تحلیل الگوی روند ضمنی تقاضای انرژی (UEDT)

در گذشته، به طور سنتی با وارد کردن روند زمانی در رابطه تقاضای انرژی به طور صریح پیشرفت تکنولوژی[۱] را یک فرآیند پیوسته و با نرخ ثابت در طول زمان، مدلسازی می کردند؛ ولی پیشرفت تکنولوژی همراه یک روند قطعی نیست و بیشتر با گذشت زمان تغییر کرده و ممکن است از عوامل و متغیرهایی تاثیر پذیرد. مقررات قانونی و فشارهای زیست محیطی و تعهدات مربوط به استانداردهای کارایی انرژی را می توان از جمله عوامل برونزای موثر در سطح تکنولوژی تبلور یافته، در نظر گرفت، که همه اینها باعث انتقال به چپ تقاضای انرژی می شود. همچنین، افزایش موثر قیمت و افزایش درآمد و یا تولید را جزء عوامل درونزای موثر در پیشرفت تکنولوژی می دانند(کشاورز و میرباقری جم،۱۳۸۶).

---

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

بررسی تغییر تقاضای انرژی به دلیل تغییر درآمد و قیمت و یا به دلیل پیشرفت تکنولوژی، یک بحث چالش انگیز است. جونز (۱۹۹۴)[1] کاهش تقاضای انرژی به دلیل پیشرفت تکنولوژی را متفاوت از تعدیل مصرف انرژی (کاهش تقاضای انرژی) به دلیل افزایش قیمت می داند. در کوتاه مدت با ثابت بودن سطح کاربری انرژی، با افزایش قیمت انرژی، مصرف کننده تمایل دارد انرژی کمتری مصرف کرده و مصرف انرژی در بلندمدت، یا به کارگیری وسایل با کاربری های کارای انرژی، کاهش بیشتری می یابد. یعنی هم پیشرفت تکنولوژی که از شوک قیمت ناشی شده و هم خود قیمت باعث کاهش مصرف انرژی در بلندمدت می شود. اندازه گیری این تغییرات به عنوان کشش قیمتی، به طور آشکار، قدرمطلق کشش قیمتی بلندمدت را بیش از مقدار واقعی نشان می دهد.

در همین چارچوب، کوریس (۱۹۸۳)[2]، بینستاک و ویل کوکس (۱۹۸۳)[3] و ولسچ (۱۹۸۹)[4] معتقدند که باید بین اثرات درآمدی بلندمدت و پیشرفت تکنولوژی تفاوت قایل شد. افزایش درآمد در کوتاه مدت، با ثابت بودن شرایط دیگری نظیر انباشت سرمایه و کاربری انرژی، می تواند باعث افزایش تقاضای انرژی شود؛ این افزایش تقاضا قبل از اینکه مصرف کننده فرصت تعویض کاربری انرژی را داشته باشد، می تواند قابل ملاحظه باشد. با گذشت زمان کاربری های انرژی جدید و کارا رایج می شود. بدون در نظر گرفتن الگویی که تغییرات تکنولوژی را توضیح دهد، برآورد کشش درآمدی بلندمدت ممکن است کمتر از مقدار واقعی باشد. پس مشابه بحث قیمت باید بین اثرات بلندمدت درآمدی (کشش بلندمدت) و پیشرفت فنی در تقاضای انرژی تفاوت قایل شد.

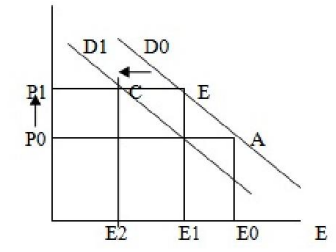
از آنجا که عوامل مختلفی در بهبود تکنولوژی نقش دارند ولی به طور خیلی ساده و سنتی می توان متغیرهایی به نمایندگی از بهبود تکنولوژی در تابع تقاضای انرژی آورد که این متغیرها رفتار تغییرات تکنولوژی را در مدل در نظر بگیرند؛ به طور مثال، در بخش خانگی، میزان انرژی لازم برای افزایش دمای یک فضای خاص تا درجه معین را می توان

1 .Jones
2 . Kouris
3 . Beenstock & willcocks
4 . Welsch

نماینده متغیر تکنولوژی قرار دارد، در نبود این گونه اطلاعات، آوردن متغیر روند زمانی از هیچ بهتر است (هانت و نینومیا[1]، ۲۰۰۳).

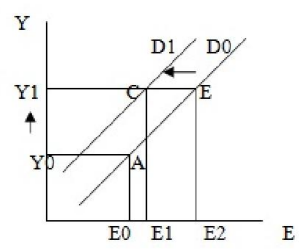
علاوه بر پیشرفت فنی که در بالا به اختصار بحث شد، عواملی نظیر تغییر ساختار اقتصادی و تغییر در سلیقه مصرف کنندگان نیز در روند اصلی تقاضای انرژی تاثیر دارند. در نبود الگویی که این تغییرات را در تقاضای انرژی مدلسازی کند، این تغییرات بوسیله متغیرهای قیمت و درآمد جمع شده و برآورد کشش های درآمدی و قیمتی همراه با اریب می شود. به کارگیری الگوی نامناسب نیز موجب برآورد اریب داری از کشش های قیمتی و درآمدی تقاضای انرژی می شود. .نمودارهای ۱ و ۲ این موضوع را نشان می دهند.

نمودار ۱: افزایش در قیمت و UEDT با شیب نزولی (منفی)



E0-E1: اثر قیمت
E1-E2: اثر UEDT
E0-E2: اثر برآورد شده قیمت وقتی که UEDT در مدل وارد نشود. بنابراین ممکن است کشش قیمتی بیش از واقع برآورد شود.

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



E0-E1: اثر درآمد
E1-E2: اثر UEDT
E0-E2: اثر برآورد شده درآمد وقتی UEDT در مدل وارد نشود. بنابراین کشش درآمدی ممکن است کمتر از واقع برآورد شود.

نمودار ۱ برآورد تخمین اریب دار کشش قیمتی را نشان می دهد که وقتی، قیمت از تعادل اولیه p_0 به p_1 افزایش می یابد از مقدار تقاضای انرژی تا سطح E_1 کاسته می شود(نقطهB)؛ این مقدار کاهش در تقاضا، اثر واقعی بلندمدت قیمت را نشان می‌دهد که در نتیجه تغییر در الگوی مصرف با میزان موجودی تجهیزات و ماشین‌آلات صنعتی کنونی

1 - Hunt & Ninomiya

می‌باشد، حال اگر روند ضمنی منفی باشد[1] (به دلیل افزایش قابل توجه یا غیرنرمال در قیمت و یا هر ترکیبی از سایر عوامل برونزا که در بالا شرح داده شد)، آنگاه منحنی تقاضا به سمت چپ، (D_1)، منتقل و تعادل جدید در نقطه C رخ می دهد و تقاضای انرژی حتی تا سطح E_2 کاهش می یابد؛ مقدار واقعی اثر روند ضمنی از E_1 تا E_2 است و در صورت نادیده گرفتن روند ضمنی در مدل تقاضا، اثر قیمتی ازE_0 تا E_2 اندازه گرفته می شود. بنابراین کشش قیمتی بیش از حد برآورد می گردد. در نمودار ۲، با افزایش درآمد مصرف کننده تا سطح Y_1 ممکن است وی اقدام به خرید وسایل جدید کند. اگر پیشرفت تکنولوژی رخ داده باشد و این مسایل از سطح تکنولوژی بالایی برخوردار باشند، منجر به این می شود که تقاضا از D_0 به D_1 انتقال یابد؛ آنچه که به طور تجربی به عنوان کشش درآمدی اندازه گرفته می شود، E_0-E_1 است که این مقدار کمتر از E_0-E_2 ، اندازه واقعی درآمد، است (کشاورز و میرباقری جم، ۱۳۸۶).

۳. پیشینه تحقیق

در دهه‌های اخیر مطالعات گسترده‌ای در داخل و خارج از ایران، درباره‌ی تقاضای انرژی، به‌ویژه گازطبیعی، در بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله بخش صنعت انجام شده است که در ادامه به برخی از این مطالعات اشاره می‌شود.

سقائیان‌نژاد و علیپورجدی (۱۳۷۷) تابع مصرف انرژی در صنعت ایران را با استفاده از مدل لاجیت در طی دوره‌ی ۱۳۷۳-۱۳۴۶ تخمین زدند. در این مطالعه مصرف انرژی به‌طور کلی و جزئی مورد توجه قرار گرفته شده است. برای این منظور از روش دو مرحله‌ای استفاده شده است. در مرحله‌ی اول مقدار مصرف کل انرژی و در مرحله دوم میزان مصرف اجزای انرژی مطرح می‌باشد. این اجزاء عبارتند از: گاز طبیعی، فرآورده‌های نفتی، زغال سنگ و برق. در این پژوهش از تابع ترانسلوگ به عنوان تابع هزینه مورد استفاده قرار می‌گیرد و

---

۱ . اگر روند ضمنی شیب روبه پایین داشته باشد گفته می‌شود روند ضمنی منفی است و اگر روند ضمنی شیب رو به بالا داشته باشد روند ضمنی مثبت است.

ضمن ارزیابی این تابع، از تابع لاجیت نیز استفاده شده است. نتایج حاصل از مرحله‌ی اول این مطالعه نشان می‌دهد که کشش قیمتی کل انرژی ۰/۲۵- است که نشان‌دهنده‌ی کم کشش بودن تقاضای انرژی است. در مرحله دوم نتایج نشان می‌دهد که عوامل انرژی در بخش صنعت همگی نسبت به قیمت‌های خود کم کشش هستند که نشان می‌دهد تغییر در تقاضا به ازاء افزایش قیمت در همه‌ی عوامل انرژی ناچیز است. همچنین با توجه به کشش-های جانشینی مشخص می شودکه تمام عوامل انرژی در صنعت به‌صورت مکمل عمل می-کنند.

سهیلی (۱۳۸۲) در مطالعه‌ای به بررسی تطبیقی مدل‌های تقاضای انرژی پرداخته است. در این تحقیق پس از تجزیه و تحلیل برخی مدل‌های تقاضای انرژی، با استفاده از فرم تصحیح خطای مدل ARDL، تأثیر سیاست‌های قیمتی بر تقاضای حامل‌های انرژی در بخش صنعت اقتصاد ایران بررسی می‌شود. سپس با بهره‌گیری از مدل ارزیابی اقتصادی، تأثیر تحولات تکنولوژیکی در بخش صنعت بر روی تقاضای انواع حامل‌ها در این بخش تبیین می‌گردد. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که کشش قیمتی تقاضای حامل‌های انرژی در بخش صنعت پایین است، به‌طوری‌که کشش قیمتی تقاضای گاز طبیعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیب (۰/۱۵-) و (۰/۲۴-) و کشش تولیدی گاز طبیعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیب (۱/۹۹) و (۰/۹۵) به‌دست آمده‌اند. در نهایت با استفاده از مدل ارزیابی اقتصادی نتیجه‌گیری می‌شود که پیشرفت تکنولوژی تولیدی در این بخش، مصرف واحد را کاهش می دهد و به کاهش مصرف انرژی می‌انجامد.

چیت نیس (۱۳۸۴) کشش قیمتی تقاضای بنزین را با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه و بکارگیری مدل سری زمانی ساختاری و مفهوم روند ضمنی برآوردکرده است. نتایج نشان می دهند که ماهیت روند در تابع تقاضا تصادفی است و این تابع در کوتاه‌مدت و بلندمدت نسبت به قیمت بی کشش می‌باشد، اما واکنش مزبور در بلندمدت بیش از کوتاه‌مدت است. علاوه بر این، تقاضا نسبت به درآمد در کوتاه‌مدت بی‌کشش، اما در

بلندمدت باکشش است. بنابراین، کاهش مصرف از طریق سیاست افزایش قیمت بنزین در کوتاه‌مدت چندان موثر نیست، اما در بلندمدت می‌تواند اثرگذار باشد.

شجاعی (۱۳۸۵) در پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد خود به تخمین تابع تقاضای گازطبیعی در بخش صنعت ایران پرداخته است. در این راستا، ضمن تحلیل نظری موضوع، عوامل مؤثر بر تقاضای گازطبیعی در بخش صنعت مورد بررسی قرار گرفته و سپس به تجزیه و تحلیل آثار بلندمدت و کوتاه مدت از طریق تحلیل های سری زمانی با استفاده از الگوی پویای خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی و الگوی تصحیح خطا پرداخته است. نتایج نشان می دهد قیمت واقعی گاز طبیعی و برق در بخش صنعت بر مصرف گازطبیعی در این بخش در کوتاه مدت و بلندمدت تأثیر ندارد. همچنین با توجه به کشش متقاطع قیمتی این نتیجه حاصل شد که گازطبیعی و فرآورده‌های نفتی دو کالای مکمل هستند. کشش تولیدی بدست آمده در این مطالعه نیز بیانگر آن است که در اقتصاد ایران افزایش مصرف گازطبیعی در بخش صنعت تابعی از افزایش تولید است.

صمدی و همکاران (۱۳۸۸) در تحقیقی با عنوان جانشینی بین نهاده‌ی انرژی با سرمایه در بخش فلزات اساسی، به تخمین تابع تقاضای انرژی طی دوره ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۲ در صنایع تولید فلزات اساسی پرداخته و در کنار آن مکمل یا جانشین بودن برق و سایر نهاده ها در صنعت مزبور نیز ارزیابی شده است. در این مطالعه با استفاده از داده های تابلویی مدل‌های تقاضای نهاده های کار، سرمایه، برق و سایر حامل‌های انرژی به عنوان داده های انعطاف پذیر در قالب فرم تابعی ترانسلوگ برآورد می‌شود. در برآورد مدل از روش اثرات ثابت و رگرسیونهای به ظاهر نامرتبط استفاده شده است. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که با توجه به داده های مورد مطالعه، سرمایه و برق مکمل هم هستند در حالیکه سرمایه با سایر حامل‌های انرژی رابطه جانشینی دارد. جانشینی بین برق و سایر حامل‌های انرژی تایید نمی‌شود و کشش قیمتی خودی برای نیروی کار، برق و سایر حامل‌های انرژی به ترتیب برابر با ۰/۴۹- ، ۰/۱۰-، ۰/۳۹- و ۰/۳۱- برآورد گردیده است.

شریفی و همکاران (۱۳۸۹) به تحلیل تقاضای انرژی در صنایع پرداختند. دراین تحقیق به منظور تحلیل تقاضای نهاده‌ها از مدل‌های پویای نسل سوم استفاده شده تا سرعت تعدیل سرمایه در صنایع کارخانه‌ای نیز مشخص شود. داده‌ها و اطلاعات مورد استفاده شده در این پژوهش مربوط به صنایع کارخانه‌ای ایران بر اساس کدهای دو رقمی طبقه بندی بین‌المللی ISICدر سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۶ است. با استفاده از فرم تابعی ترانسلوگ و براورد پارامترهای آن به روش حداکثر درستنمایی با اطلاعات کامل، این نتیجه گرفته شد که بین سرمایه، الکتریسیته و انرژی رابطه‌ی مکملی برقرار بوده و سرعت تعدیل بسیار پایین است. در سال‌های مورد مطالعه، در صنایع کارخانه‌ای ایران تقاضای حامل‌های انرژی و سرمایه با گسترش فعالیت‌های تولیدی و تغییرات فناورانه افزایش یافته، در حالی که تقاضای نیروی کار کاهش است.

محمدی و همکاران (۱۳۹۳)، در پژوهشی تقاضای برق در بخش صنعت ایران را با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری برای دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۳ مدلسازی کرده اند. نتایج تخمین مدل حاکی از وجود ماهیت تصادفی متغیرروند است وصعودی بودن روند UEDT است که نشان می دهد انرژی برق در بخش صنعت به شکل بهینه مصرف نشده است. کشش های قیمتی و درآمدی (ارزش افزوده) تقاضای برق در بخش صنعت ایران درکوتاه مدت نیز به ترتیب ۰/۱- و ۰/۲۵ برآورد شده است. کشش متقاطع قیمتی بسیارکم بوده و حدود ۰/۰۶ تخمین زده شده وهرچند مقدار آن بسیار کم است ولی حاکی از جایگزین بودن گاز طبیعی با برق در این بخش است.

مطالعه‌ی هانت، جاج و نینومیا[1] (۲۰۰۰) اولین تلاش در جهت استفاده از مدل سری زمانی ساختاری برای تخمین یک روند ضمنی تقاضای انرژی (UEDT) برای مصرف نهایی زغال سنگ، گاز، نفت، برق و انرژی کل برای انگلستان با استفاده از داده‌های فصلی دوره‌ی زمانی ۱۹۷۲ تا ۱۹۹۵ بود. آنها نتیجه گرفتند که روند ضمنی یک شکل تصادفی دارد، به‌جای این‌که مثل مدل‌های متعارف شکل قطعی داشته باشد. بنابراین، روند ضمنی تخمین زده شده

1. Hunt, L. C., Judge, G. and Ninomiya, Y

در طی زمان نوسان می کرد که نشان می‌دهد انرژی کل تحت تأثیر اثرات غیرقابل مشاهده‌ی برونزا قرار می گیرد.

هانتینگتون[1] (۲۰۰۷) مدل آماری خود توضیحی با توزیع‌های وقفه دار را برای تخمین مصرف گاز طبیعی بخش صنعت آمریکا با استفاده از داده های تاریخی برای دوره زمانی ۱۹۵۸ تا ۲۰۰۳ بکار برد و نتیجه گرفت که مصرف گاز طبیعی صنعتی در بلندمدت به ازای هر ۱۰ ٪ کاهش در قیمت گاز، ۶/۷٪ افزایش می‌یابد.

آدیمی و هانت[2] (۲۰۰۹) تقاضای انرژی بخش‌های صنعتی ۱۵کشور عضو OECD را تخمین زده اند. آنها از داده‌های سالانه سری زمانی در طی سال‌های ۱۹۶۲ تا ۲۰۰۳ و از مدل سری زمانی ساختاری (STSM) استفاده کرده اند. نتایج نشان می‌دهد که همه‌ی مدل‌های مورد استفاده برای تقاضای انرژی صنعتی کشورهای OECD دارای روند ضمنی تقاضای انرژی تصادفی است. کشش‌های درآمدی بلندمدت در بازه‌ی ۰/۴۲ تا ۱/۴۴ بدست آمده اند و کشش‌های قیمت بلندمدت در بازه‌ی ۰/۱۶- و ۱/۵۲- است. مدل‌سازی تقاضای انرژی صنعت نشان می‌دهد که پیشرفت فنی درونزا و روند ضمنی تقاضای انرژی برونزا هستند.

دیلاور[3] (۲۰۱۲) در رساله دکتری خود تقاضای گازطبیعی کشورهای عضو OECD را برای دوره زمانی ۱۹۷۸ تا ۲۰۰۹ با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری تخمین زده است. نتایج حاصله حاکی از آن است که کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای گازطبیعی در این کشورها به ترتیب ۰/۱۸- و ۰/۹۵ است و تقاضای گازطبیعی در طی دوره مورد ارزیابی دارای روند ضمنی فزاینده و در برخی دوره‌ها کاهنده است.

کانی، عباسپور و عابدی (۲۰۱۳) تابع تقاضای گازطبیعی بخش صنعت ایران را برای دوره‌ی زمانی ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۹ با استفاده از مدل (STAR[4]) تخمین زدند. در این مطالعه متغیرهای ارزش افزوده‌ی بخش صنعت، قیمت واقعی گاز طبیعی، قیمت واقعی فرآورده‌های نفتی و قیمت واقعی برق به عنوان متغیرهای اثرگذار بر مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت

1. Huntington, Hillard G
2. Adeyemi Olutomi I and Lester C Hunt
3 . Dilaver
4. Smooth Transition Auto-regression model

در نظر گرفته شد. نتایج حاکی از آن است که اگر قیمت واقعی فرآورده‌های نفتی به‌عنوان متغیر انتقال در نظر گرفته شود، آن‌گاه تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت یک مدل غیرخطی دورژیمی را دنبال می‌کند. همچنین، نتایج این مطالعه بیان می‌کند که در هر دو رژیم، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت و قیمت واقعی برق رابطه‌ی مثبت و معناداری با تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت دارند. ولی قیمت واقعی گاز طبیعی رابطه‌ی معکوس و معناداری با تقاضای گاز طبیعی دارد. علاوه‌بر این، قیمت واقعی فرآورده‌های نفتی هیچ رابطه‌ی معناداری با تقاضای گاز طبیعی ندارد.

در تمامی مطالعات فوق اگرچه از جنبه‌های مختلف و با استفاده از مدل‌های گوناگون به تقاضای انرژی و به‌ویژه تقاضای گاز طبیعی نگاه شده است اما در هر کدام، بجز مطالعات صورت گرفته با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری، برخی نکات مانند توجه به پیشرفت-های فنی، تغییرات ساختاری اقتصاد و عوامل غیراقتصادی لحاظ نشده است. همچنین، در هیچ‌کدام از مطالعات داخلی اثر اجرای قانون هدفمندکردن یارانه‌ها و افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر تقاضای گازطبیعی مورد ارزیابی قرار نگرفته است. از این‌رو، در مطالعه‌ی حاضر تلاش می‌شود موارد مذکور مورد توجه قرار گیرد.

٤. مدل تحقیق و روش برآورد

تحلیل سنتی سری زمانی بر اساس ارزیابی داده‌های سری زمانی بنا شده است که فرض می‌شود در نتیجه‌ی یک فرآیند تصادفی به‌وجود آمده‌اند. مانایی این سری ها نیز به‌وسیله‌ی ویژگی‌های این فرآیند تصادفی شناسایی می‌شود. تئوری فرآیندهای تصادفی برای ساخت مدل‌های سری زمانی مرسوم به‌کار می‌رود. یک فرض زیربنایی روش ARIMA از نوع مدل‌های باکس و جنکینز (۱۹۷۶) این است که نامانایی سری‌ها با تفاضل‌گیری از بین می‌رود. رویکرد همجمعی اغلب برای مقابله با نامانایی متغیرها در مطالعات مدلسازی تقاضای

انرژی به‌کار می رود و در این میان، به‌کار بردن آزمون ریشه واحد همراه با روش همجمعی منجر به «انقلاب ریشه واحد»[1] شده است.

در زمینه‌های دیگر اقتصاد، محققانی که در حوزه‌ی اقتصاد انرژی تحقیق می‌کنند به‌دنبال کشف یک بردار همجمعی در روابط تقاضای انرژی هستند. ولی دراین میان، تکنیک همجمعی توسط عده‌ای از محققان مثل مادالا و کیم[2] (۱۹۹۸) و هانت، جاج ونینومیا (۲۰۰۳a و ۲۰۰۳b) مورد سؤال قرار گرفته است. هاروی و شفارد (۱۹۹۳)[3] بیان کردند که اکثر سری-های زمانی اقتصادی نامانا هستند و هیچ دلیل موجهی وجود ندارد که انتظار داشته باشیم آنها با تفاضل‌گیری مانا شوند. ولی در مدل سری زمانی ساختاری که در سال ۱۹۸۹ توسط پروفسور هاروی توسعه داده شد، مانایی سری‌های زمانی نقش اساسی ندارد، بنابراین این رویکرد انعطاف‌پذیری سری‌های زمانی را با تفسیر مستقیم رگرسیون ترکیب می‌کند، که نشان دهنده‌ی آن است که می توان از روش شناسی مدلی استفاده کرد که با ادبیات اقتصادسنجی استاندارد سازگار است (هاروی و شفارد، ۱۹۹۳؛ هاروی، ۱۹۹۷).

از این‌رو، یکی از مزایای این روش نسبت به سایر روش‌های سنتی و متعارف سری‌های زمانی نظیر حداقل مربعات معمولی این است که در این رهیافت نیازی به ارزیابی آزمون‌های ریشه واحد در مورد متغیرهای سری زمانی نمی‌باشد و هیچ ضرورتی در مورد مانایی متغیر در سطح نیست. لذا، در این رهیافت نباید نگران نامانایی متغیر و تفاضل‌گیری متغیرهای سری زمانی بود. در ادامه مدل سری زمانی ساختاری تشریح می شود و روش برآورد این مدل نیز ارائه خواهد شد.

٤-١. مدل سری زمانی ساختاری

رویکردی که در این پژوهش مورد استفاده قرار می‌گیرد، براساس مدل سری زمانی ساختاری از مطالعات هاروی (۱۹۸۹) و هاروی، هنری، پترس و ورن لویس (۱۹۸۶) برگرفته شده است. این رویکرد، مدل رگرسیونی مرکب از مدل سری زمانی ساختاری است که در

1. unit root revolution
2. Maddala and Kim
3. Harvey AC, Shephard N.

آن متغیرهای توضیحی تابعی از زمان هستند و به پارامترها (اجزای غیرقابل مشاهده) در طول زمان اجازه می‌دهد تا به‌طور تصادفی تغییر نماید. به‌عبارت دیگر، اجزای متفاوت–روند، فصلی و بی‌قاعده– سیر تکاملی سری زمانی را که به‌طور سنتی به‌صورت معین نشان داده شده‌اند را توصیف می‌کنند (هاروی، ۱۹۸۹). مدل سری زمانی ساختاری روشی انعطاف‌پذیر است که می‌تواند مؤلفه‌های غیرقابل مشاهده را در مدل‌های رگرسیونی پویا وارد کند. این مدل یک ابزار مناسب برای لحاظ این مؤلفه‌ها و برآورد روند ضمنی تقاضای انرژی است که ممکن است غیرخطی باشد.

برای ساده سازی مدل زیر را با چشم پوشی از مولفه فصلی در نظر بگیرید:

$$Y_t = \mu_t + Z_t'\delta + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

که در آن Y_t متغیر وابسته، μ_t جزء روند و ε_t جزء اخلال نوفه سفید[1] تصادفی است؛ $\varepsilon_t \sim NID(0,\sigma_\varepsilon^2)$ و Z_t بردار $k\times 1$ متغیرهای توضیحی و δ بردار $k\times 1$ پارامترهای مجهول است. مدل فوق به‌طور خاص بر تصادفی بودن روند تأکید دارد و متغیرهای توضیحی همان نقش و تفسیری را که در مدل رگرسیونی مرسوم دارند، خواهند داشت.

فرض می شود، مولفه روند μ_t به صورت فرآیند تصادفی زیر باشد:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \qquad (۶)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t \qquad (۷)$$

که در آن $\zeta_t \sim NID(0,\sigma_\zeta^2)$ و $\eta_t \sim NID(0,\sigma_\eta^2)$ می‌باشد.

روابط (۶) و (۷) به‌ترتیب، سطح روند و شیب روند را نشان می‌دهند. این فرآیند این گونه تفسیر می‌شود که روند این دوره با روند دوره قبل به اضافه شوک غیرقابل پیش‌بینی برابر است. شکل اصلی روند به‌وسیله واریانس‌های $\sigma_\zeta^2, \sigma_\eta^2$ تعیین می‌گردد که ابرپارامترها[2] نامیده می‌شوند. وقتی ابرپارامترهای $\sigma_\zeta^2, \sigma_\eta^2$ هر دو صفر باشند مدل، همان مدل متعارف روند خطی معین است (هاروی و همکاران، ۱۹۸۶)، یعنی:

$$Y_t = \alpha + \beta t + Z_t'\delta + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

1. White Noise
2. Hyperparameters

در جدول ۱ شکل‌های مختلفی که مؤلفه روند می‌تواند به خود بگیرد، آورده شده است. خانه‌های اول، دوم و پنجم همان رگرسیون معمولی است که حالت خاصی از مدل عمومی روند تصادفی هستند؛ یعنی وقتی هر دو واریانس صفر هستند، مثل خانه پنجم، $\sigma_\eta^2 = 0$ و $\sigma_\xi^2 = 0$، مدل تبدیل به یک مدل متعارف روند خطی معین می‌شود (معادله ۸). خانه‌های سوم، ششم و هشتم نیز به نوعی حالت‌های خاصی از مدل عمومی روند تصادفی هستند ولی باز هم در شیب یا سطح، یک شکل تصادفی دارند. مدل را در حالت‌های خانه‌های چهارم و هفتم نمی‌توان برآورد کرد.

جدول ۱. طبقه‌بندی حالت‌های ممکن الگوی روند تصادفی

شیب / روند	بدون سطح روند $Lvl = 0, \sigma_\eta^2 = 0$	سطح روند ثابت $Lvl \neq 0, \sigma_\eta^2 = 0$	سطح روند تصادفی $Lvl \neq 0, \sigma_\eta^2 \neq 0$
بدون شیب $slp = 0, \sigma_\zeta^2 = 0$	(I) رگرسیون معمولی بدون روند زمانی و جزء ثابت	(II) رگرسیون معمولی با جزء ثابت و بدون روند زمانی	(III) مدل سطح نسبی[1] (گام تصادفی به اضافه اخلال)
شیب ثابت $slp \neq 0, \sigma_\zeta^2 = 0$	(IV) -	(V) رگرسیون معمولی با جزء ثابت و روند زمانی	(VI) مدل سطح نسبی با رانش[2]
شیب تصادفی $slp \neq 0, \sigma_\zeta^2 \neq 0$	(VII) -	(VIII) مدل روند هموار[4]	(IX) مدل روند نسبی[3]

منبع: هانت، جاج و نینومیا (۲۰۰۳b)

٤-۱-۱. متغیرهای مداخله‌ای[5]

تحلیل مداخله یعنی درباره‌ی اثرات معلوم حوادث استنتاج شود. این اثرات بوسیله‌ی ورود متغیرهای مداخله‌ای، یا متغیرهای مجازی، در مدل رگرسیون پویا اندازه‌گیری می‌شود. با لحاظ کردن متغیرهای مداخله‌ای، معادله‌ی (۵) به صورت زیر تعمیم می‌یابد:

1. Local Level Model
2. Local Level Model with Drift
3. Local Trend Model
4. Smooth Trend Model
5 . Intervention Variables

$$Y_t = \mu_t + \lambda w_t + Z_t'\delta + \varepsilon_t, \qquad t = 1,\ldots,T \tag{۹}$$

که در آن W_t بردار متغیرهای مداخله‌ای و λ ضریب آن است که ابعاد آنها به تعداد متغیرهای مداخله‌ای وارد شده در مدل بستگی دارد. تعریف W_t به نوع اثری که مداخله دارد، بستگی پیدا می کند. اگریک حادثه‌ی ناگهانی به عنوان یک شوک بر مشاهدات وارد شود که اثر آن بر روند موقتی و کوتاه مدت و فقط بر مشاهدات زمان جاری باشد، آنرا می توان با یک متغیر مجازی شوک[1] (یا مداخله‌ی بی قاعده[2]) نشان داد. اگر سطح سری‌های زمانی در نقطه‌ای از زمان تغییر کند (یعنی جایی که مداخله‌ای رخ می‌دهد) و این تغییر سطح دائمی و اثرش بلندمدت باشد، آنگاه این اثرمداخله انتقال سطح است؛ یعنی شکست ساختاری در سطح رخ داده است. حالت دیگر این است که شیب سری‌های زمانی بعد از رخ دادن مداخله‌ای به طور معنادار و دائمی تغییر کند، که این اثر مداخله انتقال شیب است و به این معنی است که شکست ساختاری در شیب رخ داده است. نشان دادن شکست‌های ساختاری در مدل بوسیله‌ی متغیرهای مجازی وقتی مناسب است که آنها به دلیل یک تغییر در سیاست یا یک اتفاق خاص باشند (هاروی، ۱۹۸۹).

۲-٤. روش برآورد

مدل سری زمانی ساختاری مدلی با جزء غیرقابل مشاهده است، زیرا جزء روند به طور مستقیم قابل مشاهده نمی باشد. معمولاً برای مدلی با جزء غیرقابل مشاهده نمی توان روش های حداقل مربعات بازگشتی را برای تخمین بکار برد. با این وجود، وقتی معادله (۹) همراه با معادلات (۶) و (۷) تشکیل یک سیستم پویا را می‌دهند، می‌توان این سیستم پویا را به شکل فضای حالت[3] نمایش داد که نمایشی از وضعیت یک سیستم با اجزای غیرقابل مشاهده است که می‌تواند به کمک فرآیند فیلتر شدن به‌روز شود. این سیستم در شکل فضای حالت به‌صورت دو معادله مجزا، یکی معادله انتقال[4] و دیگری معادله اندازه‌گیری[5] تنظیم می‌شود.

1 . Pulse
2 . Irregular Intervention
3 . State Space
4 .Transition
5. Measurement

ارائه یک سیستم پویا به شکل فضای حالت این امکان را فراهم می‌کند تا با کمک فیلتر کالمن، پارامترهای مجهول (ابرپارامترها و سایر پارامترها) از طریق روش حداکثر راستنمایی برآورد شوند (کامندر و کوپمن[1]،۲۰۰۷). فیلتر کالمن یک دسته معادلات بازگشتی تولید می‌کند که با در نظر گرفتن یک حالت ابتدایی، به تخمین ضرایب مدل در زمان بعد می-پردازد. این امر باعث می‌شود تغییرات تقاضا که ناشی از تغییر عوامل غیراقتصادی، پیشرفت تکنولوژی و یا ساختار اقتصادی است، در مراحل بعد تعدیل شود.

در شکل فضای حالت، پارامترهای غیرقابل مشاهده مانند روند به عنوان متغیرهای حالت (یا وضعیت) تلقی می شوند. چارچوب آماری اجزای مشاهده نشده در شکل فضای حالت، اشاره به فضایی دارد که در آن محورها متغیرهای حالت و وضعیت سیستم به صورت برداری در این فضا نمایش داده می‌شود.

در این فضا، معادله انتقال به صورت زیر تعریف می‌شود (برای ساده سازی فرض کنید s=۴ باشد) :

$$\boldsymbol{\alpha_t} = \boldsymbol{T\alpha}_{t-1} + \boldsymbol{R\eta}_t \quad , \boldsymbol{\eta}_t \sim \mathrm{NID}(0, \mathbf{Q}_t) \qquad (۱۰)$$

که در آن α_t بردار حالت $s\times 1$، T ماتریس پارامترهای $(s\times s)$، $\boldsymbol{\eta}_t$ ،$\boldsymbol{\eta}_t=(\eta_t,\zeta_t)'$ ماتریس $g\times 1$ ، R ماتریس $s\times g$ و به صورت $\mathbf{R}=(\mathbf{I}g,\mathbf{0}')'$ می‌باشد و $\mathbf{Q}_t$ ماتریس $g\times g$ ابرپارامترهای مدل است، که در حالت تک متغیره g=۲ و $\mathbf{R}=(\mathbf{I}_2,\mathbf{0}')'$ می‌باشد. بنابراین داریم:

$$\propto_t = \begin{bmatrix}\mu_t\\ \beta_t\\ \lambda_t\\ \delta_t\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}1 & 1 & 0 & 0\\ 0 & 1 & 0 & 0\\ 0 & 0 & 1 & 0\\ 0 & 0 & 0 & 1\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\mu_{t-1}\\ \beta_{t-1}\\ \lambda_{t-1}\\ \delta_{t-1}\end{bmatrix} + \begin{bmatrix}1 & 0\\ 0 & 1\\ 0 & 0\\ 0 & 0\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\eta_t\\ \zeta_t\end{bmatrix} \qquad (۱۱)$$

معادله اندازه گیری به صورت زیرمی باشد:

$$y_t=\mathbf{F}'_t\boldsymbol{\alpha}_t+\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \mathrm{NID}(0,\sigma^2_\varepsilon) \qquad (۱۲)$$

F_t ماتریس $s\times 1$ است. در این حالت داریم:

1. Jacques J. F. Commandeur & Siem Jan Koopman

$$y_t = (1 \quad 0 \quad w_t \quad Z_t')\alpha_t + \varepsilon_t \,, \qquad \varepsilon_t \sim \mathrm{NID}(0,\sigma^2_\varepsilon) \qquad (۱۳)$$

معادله اندازه‌گیری (۱۳) با معادله (۹) مطابقت دارد. نقش معادله اندازه‌گیری آن است که بردار حالت غیرقابل مشاهده α_t را به ارزشهای عددی قابل مشاهده y_t مرتبط کند. متغیرهای توضیحی Z_t اطلاعات اضافی از K متغیرهای قابل مشاهده را برای توضیح تغییر متغیر وابسته (y_t) فراهم می نمایند. اگر تغییرات در y_t فقط توسط متغیرهای توضیحی شرح داده شود، آنگاه جزء روند به جزء ثابت تقلیل می یابد. متغیرهای مداخله‌ای w_t نیز اثر شکست‌های ساختاری و شوک‌ها را روی داده‌های سری زمانی y_t نشان می‌دهند.

معادله انتقال (۱۰) پویایی بردار حالت در حیطه زمان را توصیف می کند. ترکیب معادلات (۱۰) و (۱۲) سعی می‌کند تا متغیرهای غیرقابل مشاهده را با استفاده از متغیرهای قابل مشاهده برآورد نماید. توجه شود δ که پارامترهای مجهول متغیرهای توضیحی و λ پارامترهای مجهول متغیرهای مداخله‌ای هستند، با ماتریس واحد همراه می باشند و نشان می دهد که این پارامترها ثابت فرض شده اند. در مقابل همانطور که در بخش های قبلی تعریف شد، به جزء روند حرکات تصادفی داده شده است(کامندر و کوپمن، ۲۰۰۷).

روابطی که برآورد می‌شود شامل رابطه‌های (۹)، (۶) و (۷) است که با هم تشکیل یک سیستم پویا را می‌دهند. همه اجزاء اخلال مستقل و متقابلاً ناهمبسته می‌باشند. ابرپارامترهای $\sigma^2_\xi, \sigma^2_\eta$ همراه با دیگر پارامترهای مدل، توسط معادلات بازگشتی فیلتر کالمن و روش حداکثر راستنمایی تخمین زده می‌شوند و با داشتن این ارزش‌های پارامتری، برآوردهای بهینه‌ی β_T و μ_T توسط فیلتر کالمن برآورد می‌شوند که β_T و μ_T به‌ترتیب آخرین برآوردهای شیب روند و سطح روند در هر دوره را نشان می‌دهند. برآوردهای بهینه روند در کل نمونه توسط الگوریتم یکنواخت‌کننده‌ی فیلتر کالمن محاسبه می‌شوند، که به‌وسیله آن تحولات روند را می‌توان دنبال نمود[۱].

فیلتر کالمن یک روش بازگشتی برای پیش‌بینی‌های بهینه از متغیرهای غیرقابل مشاهده و برآوردهای کارا از پارامترهای مدل‌های فضـا–حالت اسـت. این رهیافت، براسـاس امید

۱. برای مطالعه بیشتر به Harvey AC, Koopman SJ(1993) و Harvey (1989) رجوع شود.

شرطی است. از ویژگی‌های امید شرطی این است که بهترین پیش‌بینی را با حداقل میانگین مربعات خطا (*MSE*) فراهم می‌کند[۱]. لذا، در مدل‌های فضا حالت، پیش‌بینی‌ها برای زمان t مشروط به استفاده از تمامی اطلاعات موجود در زمان (*t-1*) انجام می‌شود.

تخمین بازگشتی مشاهدات اولیه را وارد محاسبه می کند و سپس به تدریج وقتی اطلاعات جدیدی وارد سیستم می‌شود، تخمین ها را به روز می کند، در نتیجه آخرین تخمین ها توسط تاریخچه‌ی سری‌ها تحت تاثیر قرار می گیرند. ولی اگر شکست ساختاری وجود داشته باشد، نتایج حاصل از رویکرد قطعی و معین تورشدار خواهد شد. یکی از مزایای استفاده از فیلتر کالمن آن است که هدف آن تخمین مسیر تصادفی ضرایب است نه مسیر معین و قطعی، و این کار را با استفاده از روش بازگشتی انجام می دهد. لذا، این رویکرد مشکل تورش تخمین در حالت وجود شکست‌های ساختاری را حل می‌کند (دوربین و کوپمن[۲]،۲۰۰۱). با توجه به جدول (۱)، بسته به اینکه ابرپارامترها تصادفی باشند یا ثابت، حالت‌های متفاوتی از روند به‌دست خواهد آمد، به‌منظور انتخاب بهترین حالت از طریق آماره‌ی نسبت راستنمایی (LR)، به آزمون فرضیه‌ی تصادفی بودن هر دو جزء روند در مقابل حداقل ثابت بودن یکی از آنها اقدام می‌شود. بسته نرم‌افزاری *OXmetric* 5.1 و نوار ابزار STAMP(۸,۱)[۳] که مدل سری زمانی ساختاری فوق را در بر می‌گیرد، برای تخمین تابع تقاضای گازطبیعی در زیربخش صنایع تولید فلزات اساسی در این مطالعه به‌کار رفته است.

همچنین، قبلاً اشاره شد که رویکرد سری زمانی ساختاری یک روش ایده‌آل برای مدلسازی روند ضمنی، به‌منظور برآورد صحیح کشش‌های تولیدی و قیمتی است و دلیل اصلی این‌که مدل سری زمانی ساختاری اجازه می‌دهد روند غیرقابل مشاهده به‌طور تصادفی تغییر کند این است که می‌تواند با یک مدل خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی به‌صورت زیر

---

۱ . برای مطالعه بیشتر به فصل ۴ کتاب تحلیل سری‌های زمانی جیمز همیلتون (Hamilton, 1994) مراجعه شود.

2. James Durbin & Siem Jan Koopman

3. Structural Time Series Analyzer, Modeler, Predictor (STAMP)

ترکیب شود (هانت، جاج و نینومیا، ۲۰۰۳a،۲۰۰۳b). در روش ARDL کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌طور جداگانه به‌دست می‌آیند.

بنابراین، با توجه به مباحث فوق در خصوص مدل تحقیق و مبانی نظری ارائه شده درباره نظریه تولیدکننده و عوامل مؤثر بر تقاضای انرژی در بخش دوم مقاله (معادله‌ی ۲) و همچنین عوامل اثرگذار بر تقاضای گاز طبیعی ذکر شده در مطالعات داخلی و خارجی، الگوی تقاضای گازطبیعی در زیربخش صنایع تولید فلزات اساسی با بکار بستن شکل عمومی رابطه‌ی (۶) و استفاده از تکنیک خودتوضیح با وقفه های توزیعی به شکل فضای حالت زیر به‌دست می‌آید که در آن کلیه متغیرها به‌صورت لگاریتمی در مدل لحاظ شده‌اند[۱]:

$$A(L)e_{g,t} = \mu_t + B(L)V_t + C(L)P_{g,t} + D(L)z_t + \varphi_0 D_1 + \varepsilon_t,\ \varepsilon_t \sim NID\ (0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (۱۴)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t,\quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \quad (۱۵)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t,\ \zeta_t \sim NID(0, \sigma_\zeta^2) \quad (۱۶)$$

که در آن

$$A(L) = 1 - \lambda_1 L - \lambda_2 L^2 - \lambda_3 L^3 - ... - \lambda_p L^p,\ B(L) = \varphi_0 + \varphi_1 L + \varphi_2 L^2 + \varphi_3 L^3 + ... + \varphi_p L^p$$

$$C(L) = \alpha_0 + \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \alpha_3 L^3 + ... + \alpha_p L^p, D(L) = \delta_0 + \delta_1 L + \delta_2 L^2 + \delta_3 L^3 + ... + \delta_p L^p$$

و L عملگر وقفه است[۲]. e_g لگاریتم تقاضای گاز طبیعی در زیربخش تولید فلزات اساسی، V_t لگاریتم ارزش‌افزوده‌ی واقعی زیربخش صنایع تولید فلزات اساسی[۳]، p_g لگاریتم قیمت واقعی گازطبیعی بخش صنعت، z_t سایر متغیرهای توضیحی مؤثر بر تقاضای گازطبیعی (که

---

۱. برآورد ضرایب در مدلی با فرم لگاریتمی علاوه بر تخمین مستقیم ضرایب منجر به پایایی سری‌های زمانی که در سطح پایا نیستند نیز خواهد شد.

۲ . در مطالعات تجربی برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای مدل از یکی از معیارهای آکائیک (AIC) ، شوارتز– بیزین (SBC)، حنان– کوئین (HQC) یا ضریب تعیین تعدیل شده $\overline{R}^2$ استفاده می‌شود. از میان معیارهای فوق پسران و شین(۱۹۹۹)، معیار شوارتز– بیزین (SBC) را جهت تصریح بهینه وقفه های مدل پیشنهاد می‌نمایند. این معیار با توجه به کوچک بودن حجم نمونه در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جوئی می نماید تا درنهایت تعداد درجات آزادی کمتری از دست دهیم. دراین مطالعه نیز از معیار شوارتز–بیزین جهت تعیین تعداد وقفه های بهینه استفاده می گردد.

۳. برای تولید زیربخش صنعتی موردنظر نیز، در این مطالعه، به دلیل نبود متغیر سطح تولید بنگاه‌های صنعتی، از متغیر جانشین آن یعنی ارزش افزوده‌ی کارگاه‌های صنعتی که با متغیر سطح تولید همبستگی بالایی دارد، استفاده می‌شود.

شامل P_e لگاریتم قیمت واقعی برق در بخش صنعت و P_{ng} لگاریتم قیمت واقعی نفت گاز و P_{nk} لگاریتم قیمت واقعی نفت کوره است)، D_1 متغیر مجازی نشان‌دهنده‌ی سال‌های جنگ تحمیلی که برای سالهای ۱۳۶۰ تا ۱۳۶۸ مقدار یک و برای بقیه سال‌ها مقدار صفر می گیرد ، μ_t روند ضمنی تقاضا و $\sigma_\xi^2, \sigma_\eta^2$ ابرپارامترها هستند و B(L)/A(L) و C(L)/A(L) کشش‌های بلندمدت تولیدی و قیمتی می‌باشند. در این الگو معادله‌ی تقاضای گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی (معادله‌ی ۱۴) معادله‌ی اندازه‌گیری و معادله‌های سطح روند و شیب روند (معادله‌های ۱۵ و ۱۶) معادله‌های انتقال در فضای حالت هستند.

٤-۳. چگونگی ارزیابی اثر اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها بر تقاضای گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی ایران

پس از ابلاغ دستور هدفمندی یارانه ها و اجرای آن در ۳ ماهه انتهایی سال ۱۳۸۹، قیمت حامل‌های انرژی افزایش قابل توجهی یافت و انتظار می‌رفت افزایش قیمت انرژی منجر به کاهش مصرف انرژی شود. در ۹ ماهه ابتدایی سال ۱۳۸۹ قیمت هر متر مکعب گاز طبیعی برای بخش صنعت ۱۸۸/۵ ریال بوده است و پس از اجرای قانون حذف یارانه ها در ۳ ماهه آخر سال ۱۳۸۹ قیمت هر متر مکعب گاز طبیعی به ۷۰۰ ریال رسید و تا انتهای سال ۱۳۹۰ همین قیمت باقی ماند (وزارت نیرو، ۱۳۹۱). بنابراین، با توجه به اینکه از انتهای سال ۱۳۸۹ قانون هدفمندی یارانه اجرا شد و در این سال‌ها قیمت حامل‌های انرژی نسبت به سال‌های قبل تغییر قابل ملاحظه‌ای داشته است، لذا می‌توان این مساله را به صورت شوک به معادله‌ی مورد تخمین تقاضای گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی وارد نمود و اثرات آنرا ارزیابی کرد، اما با توجه به اینکه تعداد مشاهدات برای سال‌های اجرای این قانون کم است[۱] و تعدیل مصرف انرژی یک فرآیند زمان‌بر بوده و دارای چسبندگی زیاد است لذا برای ارزیابی اثر این سیاست حداقل به داده‌های پنج سال بعد از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها برای نشان دادن نحوه اثرگذاری نیاز داریم، بنابراین به منظور ارزیابی اثر اجرای قانون

۱. آمار و اطلاعات مورد نیاز حداکثر تا انتهای سال ۱۳۹۲ منتشر شده است.

هدفمندی یارانه‌ها و افزایش قیمت گازطبیعی بر تقاضای آن در زیربخش صنایع تولید فلزات اساسی به این صورت عمل می‌شود که پس از اینکه رابطه مرجح برای تابع تقاضای گاز طبیعی برای دوره زمانی (۱۳۸۸-۱۳۶۰)[1] در صنایع مذکور برآورد شد و ضرایب متغیرهای لحاظ شده در رابطه مشخص گردید. آنگاه با توجه به نتایج آزمون‌های پیش‌بینی (آزمون cusum و آزمون pft)، در صورتی که مشخص شود که پارامترهای مدل در طول افق دوره پیش‌بینی سازگار هستند و رابطه مربوطه دارای قدرت پیش‌بینی رضایت‌بخشی می‌باشند، می‌توان با توجه به نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضای گازطبیعی و با هدف ارزیابی اثر اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها بر تقاضای آن در صنایع تولید فلزات اساسی در سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲، داده‌های متغیرهای برونزای مدل برای سال‌های مذکور در رابطه‌ی برآورد شده قرار داده می‌شود و مقادیر حاصله با مقادیر واقعی مصرف گازطبیعی مقایسه می‌گردد. در صورتی که رقم حاصله در بازه‌ی معناداری مورد پذیرش مدل قرار داشته باشد این نشان می‌دهد که با فرض ثبات سایر شرایط مقادیر مصرف گازطبیعی حاصل از روابط برآوردی برای سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲ با مقادیر تحقق یافته برابر می‌باشد و مدل پژوهش می‌تواند اثر هدفمندی یارانه‌ها را بر تقاضای گازطبیعی توضیح دهد. در غیر این صورت رابطه‌ی برآوردی نمی‌تواند با ضرایب موجود اثر هدفمندی یارانه‌ها را توضیح دهند.

٤-٤. داده های مورد استفاده

در چارچوب محدودیت‌های آماری موجود، سعی شده است که در آزمون مدل پیشنهادی، تا حد ممکن دوره‌ی زمانی طولانی‌تری پوشش داده شود. بنابراین، داده های سالانه از سال ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۲ برای آزمون مدل انتخاب شده است.

داده های مورد نیاز در چارچوب الگوی تحلیلی پژوهش، مقدار مصرف گازطبیعی در زیر بخش صنایع تولید فلزات اساسی بر حسب بشکه معادل نفت خام، از نتایج آمارگیری از

۱. سالهای پیش از اجرای سیاست هدفمندی یارانه ها و آزاد شدن قیمت حامل‌های انرژی

مقدار مصرف انرژی در کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، منتشره توسط مرکز آمار ایران استخراج شده است. داده‌های مربوط به قیمت اسمی حامل‌های انرژی مذکور از ترازنامه‌های انرژی وزارت نیرو برگرفته شده که برای گازطبیعی به صورت ریال بر مترمکعب، برای برق به صورت ریال بر کیلووات ساعت و برای نفت گاز و نفت کوره به صورت ریال بر لیتر ارائه شده است. همچنین برای یکسان سازی واحدها، با استفاده از ضریب تبدیل مربوطه، واحدهای مزبور به صورت ریال بر بشکه معادل نفت خام تبدیل شده‌اند. ارزش‌افزوده‌ی زیربخش صنایع تواید فلزات اساسی بر حسب میلیارد ریال نیز از آمارنامه‌های کارگاههای صنعتی کشور، منتشره توسط مرکز آمار ایران برگرفته شده است. همچنین، ارزش‌افزوده‌ی واقعی صنایع تولید فلزات اساسی و قیمت‌های واقعی گازطبیعی در برآورد توابع استفاده می‌شود که داده‌های اسمی مذکور از طریق شاخص قیمت تولیدکننده صنعتی بر حسب سال پایه ۱۳۷۶ تبدیل به مقادیر واقعی شده‌اند. شاخص قیمت تولیدکننده صنعتی بر حسب سال پایه ۱۳۷۶ از آمارهای بانک مرکزی استخراج شده است.

٤-٥. نتایج برآورد تابع تقا ضای گازطبیعی در صنایع تولید فلزات ا سا سی در طی دوره ۱۳۸۸-۱۳٦۰

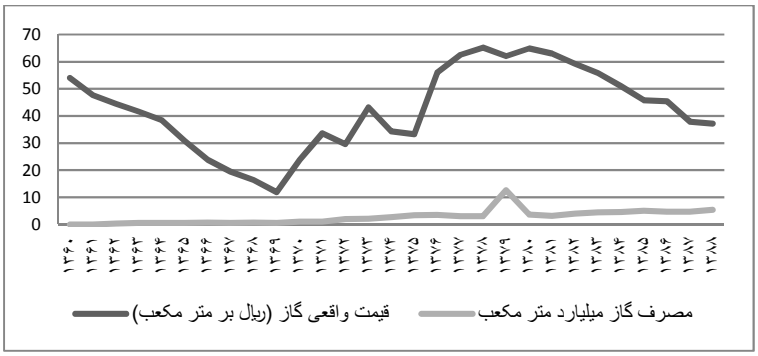
در این بخش معادله‌ی تقاضای گازطبیعی (معادلات (۱۴) تا (۱۶)) در صنایع تولید فلزات اساسی با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۶۰ و مدل سری زمانی ساختاری با بکارگیری نرم‌افزار OXmetrics و نوارابزار STAMP برآورد می‌شود.

پیش از برآورد تابع تقاضای گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی، نحوه حرکت مقدار مصرف گازطبیعی در مقابل قیمت واقعی آن و ارزش افزوده واقعی این زیربخش رسم می‌شود. سپس با توجه به نمودار مشاهده می‌شود که آیا در مصرف این حامل در دوره زمانی مورد مطالعه روند وجود دارد[۱]؛ و آیا با تغییر قیمت واقعی آن و ارزش افزوده واقعی، مقدار مصرف گازطبیعی در هر دوره بر مبنای اصول تئوریکی مربوطه تغییر می‌کند یا خیر.

۱. با مشاهده‌ی وجود روند در مصرف حامل‌های انرژی، لزوم ورود جزء روند در معادله تقاضای حامل مورد نظر مشخص می‌شود.

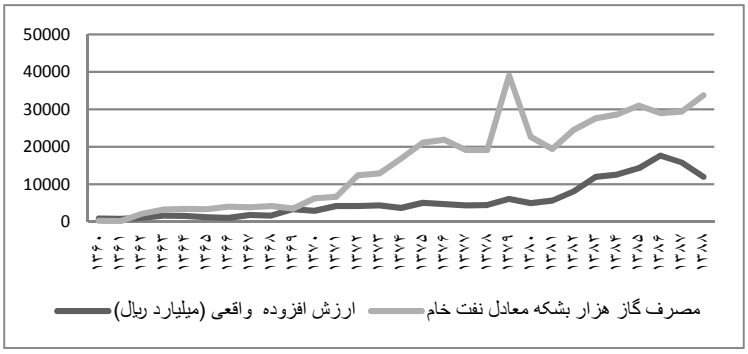
با توجه به شکل‌های زیر مشاهده می‌شود در مصرف گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی روند وجود دارد. از اینرو بایستی در معادله برآوردی تقاضای گازطبیعی جزء روند ضمنی وارد شود. در شکل (۱) مشاهده می‌شود که در برخی دوره‌ها تغییر قیمت گازطبیعی اثر معکوس روی تقاضای آن داشته است که با مبانی نظری همخوانی دارد ولی در برخی سال‌ها مانند سال ۱۳۷۶ یا سال ۱۳۷۰ با تغییر قیمت گازطبیعی، مصرف آن نیز در این صنایع در همان جهت حرکت کرده است که این با اصول تئوریکی مرسوم مغایرت دارد. ولی با درنظر گرفتن روند ضمنی تقاضای انرژی می‌توان این موارد تناقض را در تابع تقاضای گازطبیعی توضیح داد و اثر قیمت را از اثر روند بر روی تقاضای آن تفکیک نمود و کشش‌های قیمتی خالص و بدون تورش و مطابق با مبانی نظری بدست آورد.

در شکل (۲) مشاهده می‌شود که در برخی دوره‌ها تغییر ارزش افزوده اثر مستقیم روی تقاضای گازطبیعی داشته است که با مبانی نظری همخوانی دارد ولی در برخی سال‌ها مانند سال ۱۳۶۹ یا سال ۱۳۸۶ با تغییر ارزش افزوده، مصرف گازطبیعی در این صنایع در جهت معکوس حرکت کرده است که این با اصول تئوریکی مرسوم مغایرت دارد. در این شرایط لحاظ کردن جزء روند ضمنی در تابع تقاضای گازطبیعی، اثر تولیدی را از اثر روند بر روی تقاضای آن تفکیک می‌نماید و عدم تطابق با تئوری را می‌تواند توضیح دهد. در این حالت کشش‌های تولیدی خالص و بدون تورش و هماهنگ با مبانی نظری بدست خواهد آمد.



شکل ۱. نمودار مصرف گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی و قیمت واقعی گازطبیعی

منبع: آمارنامه کارگاه‌های صنعتی کشور و ترازنامه‌های انرژی وزارت نیرو



شکل ۲. نمودار مصرف گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی و ارزش افزوده واقعی این صنایع

منبع: آمارنامه کارگاه‌های صنعتی کشور

برای برآورد تابع تقاضای گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی تعداد وقفه‌های بهینه متغیرهای معادله با توجه به آماره‌ی شوارتز-بیزین ۲ وقفه در نظر گرفته می‌شود. سپس با استفاده از رویکرد عام به خاص[1] و با شروع از معادلات کلی، مدل مقید مناسب با حذف متغیرهای بی‌معنی به منظور تعیین تعداد وقفه‌ها و نوع روند و اطمینان از قابل قبول بودن آزمونهای تشخیصی انتخاب می شود. با توجه به آزمون نسبت راستنمایی و بر اساس حالت‌های مختلف برآورد تابع تقاضا، مناسب‌ترین حالت برای ابرپارامترها تشخیص داده شد. به عبارت دیگر ماهیت روند ضمنی در تابع تقاضای گازطبیعی از نوع روند هموار می باشد. نتایج حاصل از برآورد این تابع در جدول (۲) گزارش شده است.

1. General to Specific

جدول ۲. برآورد تابع تقاضای گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی

گازطبیعی	
متغیرهای توضیحی	**ضرایب برآورد شده**
(lpg_t)	(۰/۰۵) –۰/۳۰
(lv_t)	(۰/۰۰۳) ۰/۱۷
(lpe_t)	(۰/۰۰۲) –۱/۰۴
$(lpng_t)$	(۰/۰۰۰) ۰/۶۳
(lg_{t-1})	(۰/۰۰۰) ۰/۰۸
(lpg_{t-1})	(۰/۰۰۰) –۰/۲۴
$(lpng_{t-1})$	(۰/۰۱) ۰/۲۷
(lpe_{t-1})	(۰/۰۵) –۰/۲۹
(lv_{t-1})	(۰/۰۰۴) ۰/۱۸
(lpg_{t-2})	(۰/۰۱) –۰/۰۶
$(lpng_{t-2})$	(۰/۰۰۳) –۰/۲۱
Lv1372[۱]	(۰/۰۰۰) ۱/۲۳
Irr1379[۲]	(۰/۰۰۰) ۰/۶۵
Lv1387	(۰/۰۰۹) –۰/۱۴

۱ . متغیر مداخله ای سطح

۲. متغیر مداخله ای بی قاعده

جدول ۲. برآورد تابع تقاضای گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی (ادامه)

اجزای بردار حالت در T=۱۳۸۸	
شیب روند(β_T)	۰/۰۳۷
سطح روند(μ_T)	۱۲/۰۶
ابرپارامترها	
سطح روند (σ_η^2)	۰/۰۰۰
شیب روند (σ_ζ^2)	۲/۶۹×۱۰$^{-۵}$
جزء نامنظم (σ_ε^2)	۰/۰۰۱
ماهیت روند	مدل روند هموار
معیارهای خوبی برازش	
R^2	۰/۹۹
$\bar{R}^2$	۰/۹۹
آزمون‌های تشخیصی باقیمانده‌ها	
انحراف معیار	۰/۰۲
نرمالیتی	۰/۲۶
H(3)[۱]	۰/۴۷
DW[۲]	۱/۵۰
r(1)[۳]	-۰/۱۳
r(5)	۰/۰۴
Q(5,3)[۴]	۷/۷۶
LR test	۰/۲۲

۱ . H(3) آماره آزمون ناهمسانی است و نسبت مربع آخرین ۳ باقیمانده به مربع اولین ۳ باقیمانده است که ۳ نزدیک‌ترین عدد صحیح به T/۳ و T تعداد مشاهدات است. این آماره به‌طور تقریبی دارای توزیع F(3,3) می‌باشد.

۲. DW آماره آزمون دوربین واتسون برای خودهمبستگی مرتبه اول است.

۳ . r(1) و r(5) به‌ترتیب ضرایب خودهمبستگی سریالی وقفه‌های اول و پنجم هستند که به‌طور تقریبی دارای توزیع $N\left(0, \frac{1}{T}\right)$ می‌باشند.

۴ . Q(5,3) آماره باکس الجانگ (Box-Ljung) بر پایه خودهمبستگی اولین ۵ باقیمانده است که در برابر توزیع χ^2 با درجه آزادی ۳ آزمون می‌شود.

جدول۲. برآورد تابع تقاضای گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی (ادامه)

آزمون‌های پیش بینی	
Failure $\chi^2(7)$	۵/۴۴
Cusum t(7)	۱/۲۷
آزمون نرمال بودن باقیمانده‌های کمکی	
	آماره‌ی χ^2
بی قاعده	
چولگی	۰/۰۰۷
کشیدگی	۱/۱۲
آماره‌ی بومن–شنتون	۱/۱۳
سطح	
چولگی	۰/۲۰
کشیدگی	۱/۰۷
آماره‌ی بومن–شنتون	۱/۲۷
شیب	
چولگی	۱/۴۹
کشیدگی	۰/۰۰۹
آماره‌ی بومن–شنتون	۱/۵۰

منبع: نتایج تحقیق و خروجی نرم افزار STAMP

- اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال معنی‌داری می‌باشد.

٤-٥-١. تفسیر نتایج برآورد تابع تقاضای گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی

آزمون‌های خوبی برازش مدل تقاضای گازطبیعی نشان می دهد که متغیرهای توضیحی وارد شده در تابع تقاضای گازطبیعی ۹۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. همچنین آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهند که هیچ‌گونه خودهمبستگی و خودهمبستگی سریالی در باقیمانده‌ها وجود ندارد. به عبارت دیگر اجزاء باقیمانده از هیچ نوع الگوی

سیستماتیکی تبعیت نمی‌کند و دارای روند کاملاً تصادفی می باشند. با توجه به آماره بومن-شنتون[1] در جدول (۳) نشانه‌ای از غیر نرمال بودن باقیمانده‌ها در رابطه وجود ندارد.

جدول۳. آزمون نرمال بودن باقیمانده‌های حاصل از برآورد مدل تقاضای گازطبیعی صنایع تولید فلزات اساسی

باقیمانده‌های مدل تقاضای گاز طبیعی		
معیار	**آماره ی χ^2**	**سطح احتمال**
چولگی	۰/۱۲۲	۰/۷۲۶
کشیدگی	۰/۴۲۱	۰/۵۱۶
آماره ی بومن-شنتون	۰/۵۴۴	۰/۷۶۱

منبع: نتایج تحقیق

جدول٤. کشش های قیمتی و تولیدی تابع تقاضای گازطبیعی صنایع تولید فلزات اساسی

مدل تقاضای گاز طبیعی		
	کشش قیمتی	**کشش تولیدی**
کوتاه مدت	-۰/۳۰	۰/۱۷
بلندمدت	-۰/۷۹	۰/۳۸

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۵.کشش‌های متقاطع قیمتی تابع تقاضای گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی

مدل تقاضای گاز طبیعی		
	کشش کوتاه‌مدت	**کشش بلندمدت**
برق	-۱/۰۴	-۱/۴۴
نفت گاز	۰/۶۳	۰/۱۹
نفت کوره	-	-

منبع: محاسبات تحقیق

۱. فرمول محاسباتی آماره ی بومن-شنتون (Bowman- shenton) به صورت زیر است، که درآن S (کشیدگی)، K(چولگی)، T (تعداد مشاهدات) و NB-S (آماره بومن-شنتون) و m بیانگر گشتاور است:

$$S=\frac{T(\sqrt{b_1})^2}{6}\approx\chi^2(1),\quad K=\frac{T(b_2-3)^2}{24}\approx\chi^2(1),\sqrt{b_1}=\frac{m_3}{(m_2)^{3/2}},\quad b_2=\frac{m_4}{(m_2)^2},\quad N_{B-S}=S+K\approx\chi^2(2)$$

ضرایب برآوردی ارتباط مثبت و منفی بین متغیرهای تو ضیحی و متغیر وابسته را نشان می‌دهند و نشـان‌دهنده‌ی تأثیر مثبت یا منفی بر روی تقاضـای گازطبیعی در صـنایع فلزات ا سا سی می با شند. همچنین به دلیل اینکه متغیرها به صورت لگاریتمی در مدل لحاظ شده اند، ضرایب متغیرها بیانگر کشش‌های مربوطه هستند. بر اساس جدول (۲)، تمامی متغیرهای تاثیرگذار بر تقاضـای گازطبیعی در صـنایع تولید فلزات اسـاسـی از نظر آماری در سـطح ۵ درصـد معنی‌دارند. وقفه های اول و دوم کلیه متغیرها در مدل وارد و آزمون شـده، و وقفه هایی که از نظر آماری معنادار نبوده‌اند، در مراحل تخمین حذف شـده‌اند. همچنین با توجه به اینکه متغیر وابسته خود به عنوان یک متغیر از پیش تعیین شده در سمت راست تابع وارد شـده اسـت، لذا کشـش قیمتی و تولیدی گازطبیعی به دو صـورت کوتاه مدت و بلندمدت قابل محاسبه می باشد.

کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضای گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی (۰/۳۰-) است که نشان می‌دهد تقاضای گازطبیعی در این صنعت در کوتاه‌مدت نسبت به تغییر قیمت کم‌کشش است. مهم‌ترین دلیل حساسیت ناچیز تقاضای گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی نسبت به تغییرات قیمت آن، پایین نگه داشتن قیمت حامل‌های انرژی در طی سال‌های ۱۳۶۰-۱۳۸۸ درنتیجه‌ی پرداخت یارانه توسط دولت می باشد که موجب شده است سهم هزینه حامل‌های انرژی از کل هزینه بنگاه پایین بوده و در نتیجه منحنی عرضه کل بخش صنعت هنگام تغییر قیمت این حامل‌های انرژی به طور محدود منتقل شود.

بجز عوامل ذکر شده، عوامل دیگری نیز وجود دارند که خاص صنایع تولید فلزات اساسی است و منجر به حساسیت پایین تقاضای گازطبیعی در این صنایع نسبت به تغییرات قیمت آن می‌شود و اثر زیادی روی تقاضای گازطبیعی و نحوه واکنش مصرف‌کنندگان در این صنعت دارد. یکی از این عوامل دستوری بودن میزان تولید در حدود ۸۰ درصد کارخانجات صنایع تولید فلزات اساسی است که باعث می‌شود تغییر قیمت این حامل انرژی تأثیر محسوسی روی مقدار بکارگیری گازطبیعی در فرآیند تولید نداشته باشد. در تئوری‌های اقتصادی، میزان مداخله‌ی دولت به عنوان عامل موثر بر تقاضای انرژی مطرح نیست. ولی در

برخی تحقیقات انجام شده درباره تقاضای انرژی در بخش صنعت ایران، میزان مداخله دولت در فعالیت‌های اقتصادی بخش صنعت به عنوان یک پارامتر موثر بر مصرف انرژی در این بخش معرفی شده است. در این تحقیقات اشاره شده است که بیرون راندن بخش خصوصی بوسیله‌ی دولت، بهره‌وری نهاده‌های تولیدی از جمله انرژی را کاهش می‌دهد. کاهش بهره‌وری انرژی، منجر به افزایش مصرف این نهاده تولیدی می‌گردد. بنابراین هر اندازه سهم بخش دولتی از ارزش افزوده‌ی بخش صنعت افزایش یابد، انتظار می‌رود که مصرف انرژی در این بخش افزایش یابد. در این تحقیقات، درجه رقابت در بخش صنعت نیز به عنوان متغیر تأثیرگذار بر مصرف انرژی در بخش صنعت مطرح شده است. در توجیه این مطلب آمده است افزایش رقابت در بین بنگاه‌های بخش صنعت، کارفرمایان را وادار می‌کند تا تلاش بیشتری جهت کاهش هزینه‌ی تولید از جمله هزینه خرید انرژی مبذول دارند (ملکی، ۱۳۷۸، مرزبان و همکاران، ۱۳۸۴). اما در صنایع تولید فلزات اساسی حدود ۸۰ درصد کارخانجات تولیدی ماهیت دولتی دارند (دهقانی و مقصودی، ۱۳۹۰)، این موضوع باعث شده است که درجه رقابت در این صنایع کاهش یابد. پایین بودن رقابت در این صنایع و وجود بازار مطمئن در فراروی تعدادی از بنگاه‌ها، امکان افزایش قیمت محصولات آنها را مهیا ساخته و انگیزه را برای کاهش قیمت تمام شده و تقلیل هزینه انرژی، کاهش می دهد. در نتیجه، پایین بودن رقابت در این صنایع، افزایش مصرف انرژی را تشدید می کند. لازم به یادآوری است که علت عدم اشاره تئوری‌های اقتصادی به این دو عامل این است که در این تئوری‌ها فرض می شود رقابت کامل وجود دارد و دولت جز در موارد ناتوانی بازار، در اقتصاد دخالت نمی‌کند. بنابراین، می توان میزان مداخله‌ی دولت و درجه رقابت را به عنوان عوامل اثرگذار غیرقابل مشاهده در نظر گرفت که در شرایط ثبات سایر عوامل، مانع واکنش این صنایع به تغییرات قیمت انرژی می شوند.

همچنین، در این صنعت تغییر تکنولوژی و کاهش و صرفه‌جویی در مصرف سوخت نیز، به دلیل نیاز به سرمایه‌گذاری بالا و نوسازی فرآیندها به سادگی میسر نمی‌باشد. جایگزینی ماشین‌آلات صنعتی با دستگاه‌های مدرن و ماشین‌آلاتی با کارایی انرژی بالا یا

تغییر شیوه‌های تولید فرآیند زمان‌بری است که در کوتاه‌مدت قابل اجرا نیست. بنابراین بطور کلی عواملی مانند میزان مداخله دولت، پایین بودن درجه رقابت، بهبود و نوسازی فرآیندها و پایین بودن سهم انرژی در قیمت تمام شده محصول عواملی هستند که مانع حساسیت تقاضای گاز طبیعی نسبت به تغییرات قیمت آن می شود.

کشش قیمتی بلندمدت تقاضای گازطبیعی نیز نشان‌دهنده‌ی کم‌کشش بودن تقاضای این حامل انرژی در صنایع تولید فلزات اساسی است و حتی افق زمانی که یکی از عوامل موثر بر مقدار کشش است در مورد این کالا تاثیرگذار نبوده است. تبیین این مطلب نیازمند تحلیل فرآیند پویای اثرگذاری قیمت گاز طبیعی بر تقاضای آن است. افزایش قیمت گازطبیعی در کوتاه‌مدت باعث کاهش تقاضای آزاد[1] حامل‌ها می‌شود. کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضای گاز طبیعی، در واقع حساسیت تقاضای آزاد گاز طبیعی را نسبت به قیمت‌ها اندازه‌گیری می‌کند. در بلندمدت، افزایش قیمت گازطبیعی موجب می‌گردد تا بنگاه‌های مصرف‌کننده‌ی این حامل انرژی نسبت به جایگزینی دستگاه‌ها و ماشین‌آلات پرمصرف با تجهیزات کم-مصرف اقدام نمایند. تولیدکنندگان کالاهای مصرف کننده‌ی گاز طبیعی نیز با اطلاع یافتن از افزایش تقاضا برای کالاهایی که مصرف گاز آنها نسبت به کالای مشابه کمتر است، منابع خود را بر روی تولید این گونه کالاها متمرکز می‌کنند. آگاهی بنگاه‌های تولیدی از افزایش تقاضا برای محصولات با بازده انرژی بالاتر، انگیزه آنها را جهت تحقیق برای تولید محصولاتی که مصرف کمتری دارند، افزایش می‌دهد. افزایش هزینه‌های تحقیقاتی، تولید محصولات با بازده انرژی بالاتر را به‌دنبال دارد. وارد شدن این محصولات به چرخه‌ی مصرف صرفه‌جویی مصرف گازطبیعی را دامن می‌زند. بنابراین، در بلندمدت علاوه‌بر تقاضای آزاد گازطبیعی، تقاضای محصور[2] نیز از افزایش قیمت گازطبیعی متأثر می‌گردد.

---

۱. (Free demand) تقاضای آزاد انرژی به آن قسمتی از تقاضا اطلاق می‌شود که نیازهای فعلی به خدمات انرژی، آن را ایجاد می‌کند و به خاطر وجود تجهیزات و وسایلی که در گذشته به‌کار گرفته شده‌اند، تقاضا نمی‌شود. این قسمت از تقاضای انرژی نسبت به تغییرات متغیرهای اقتصادی مربوطه، حساسیت بیشتری نشان می‌دهد.

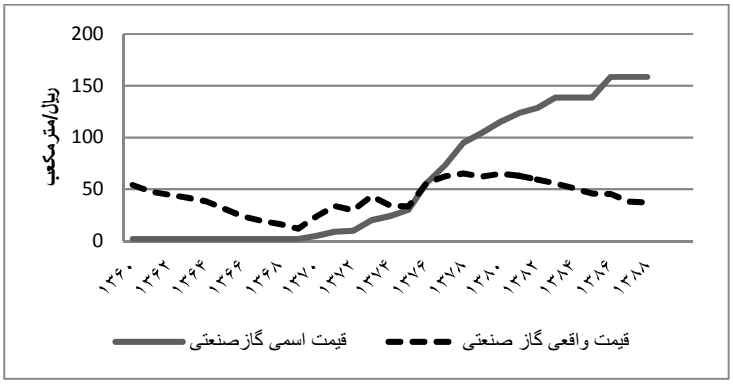
۲. (Captive demand) تقاضای محصور آن بخش از تقاضای انرژی است که به وسایل مصرف‌کننده‌ی انرژی خریداری شده از قبل، اختصاص دارد. این قسمت از تقاضای انرژی چندان تحت تأثیر نوسانات اقتصادی قرار ندارد.

همچنین، یکی از عوامل فنی موثر بر کشش قیمتی تقاضای بلندمدت در هر بخش، درجه بومی بودن تکنولوژی در صنایع تولیدکننده دستگاه‌های مصرف کننده انرژی در آن بخش است. هر اندازه درجه بومی بودن فن‌آوری تولید در صنایع تولیدکننده دستگاه‌های مصرف‌کننده انرژی در یک بخش بالاتر باشد، امکان واکنش مصرف‌کننده به تغییرات قیمت بیشتر است. میزان عکس‌العمل تقاضای محصور نسبت به تغییرات قیمتی با درجه بومی بودن فن‌آوری تولید در صنایع تولیدکننده دستگاه‌های مصرف‌کننده انرژی رابطه مستقیم دارد. در ماشین‌آلات و دستگاه‌های صنعتی سهم تقاضای محصور بیشتر از تقاضای آزاد است و در واقع کشش بلندمدت تقاضای حامل‌های انرژی در صنایع در واقع واکنش تقاضای آزاد و محصور آنها نسبت به قیمتشان است. بنابراین، در صنایع تولید فلزات اساسی کشش بلندمدت تقاضای گازطبیعی واکنش تقاضای آزاد و محصور گازطبیعی نسبت به قیمت آن است.

باید به این نکته نیز توجه شود که حساسیت تقاضا نسبت به تغییرات قیمت به لحاظ منطقی زمانی قابل تجزیه و تحلیل خواهد بود که انعطاف‌پذیری قیمت ها حاکم باشد. در خصوص حامل‌های انرژی ساختار قیمت‌گذاری در اقتصاد ایران دستوری و تثبیتی بوده و منجر به پائین نگه داشتن قیمت این فرآورده از سطح آستانه‌ای[1] آنها در طی دوره مورد مطالعه شده است. شکل (۳) ساختار قیمت‌گذاری را در طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۶۰ نشان می دهد. در چنین ساختاری نباید انتظار داشت که تقاضا به تغییرات قیمتی پاسخ دهد زیرا قیمت ها نقش اصلی خود را که علامت‌دهی و تنظیم بازار است، ایفا نمی‌کنند و به دلیل واقعی نبودن قیمت سوخت و عرضه‌ی ارزان انرژی انگیزه کافی برای واکنش نسبت به تغییرات قیمت گازطبیعی و صرفه‌جویی در مصرف آن وجود نداشته و این حامل بیشتر از مقدار استاندارد بین‌المللی در فرآیند تولید بکار می‌رود. همچنین بالا بودن سهم تقاضای محصور در این صنعت و پایین بودن درجه بومی بودن فناوری تولید در صنایع تولیدکننده‌ی دستگاه‌های مصرف کننده انرژی و در نتیجه عکس العمل پایین تقاضای محصور گازطبیعی در صنایع تولید فلزات

۱ . منظور از سطح آستانه‌ای در اینجا، سطحی از قیمت حامل انرژی است که در طرف تقاضا حساسیت ایجاد می کند.

اساسی نسبت به تغییرات قیمت این حامل‌های انرژی در بلندمدت باعث می‌شود کشش قیمتی بلندمدت صرفاً شدت واکنش تقاضای آزاد را نسبت به تحولات قیمت حامل‌ها نشان دهد.



شکل۳. روند قیمت اسمی و واقعی گاز صنعتی

منبع: ترازنامه‌های انرژی وزارت نیرو و محاسبات محقق

کشش تولیدی کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای گازطبیعی در جدول (۴) به ترتیب ۰/۱۷ و ۰/۳۸ است که نشان دهنده‌ی کشش‌پذیری پایین تقاضای گاز طبیعی نسبت به تغییرات ارزش افزوده در صنایع تولید فلزات اساسی است. در توضیح این مطلب می توان بیان کرد که با تغییر ارزش افزوده در کوتاه‌مدت، با توجه به نداشتن فرصت کافی برای انجام سرمایه‌گذاری‌های جدید در ماشین‌آلات صنعتی مدرن، با استفاده از تجهیزات و ماشین‌آلات موجود به مقدار ناچیزی تقاضای گازطبیعی در این صنعت تغییر می‌کند ولی در بلندمدت اثر افق زمانی باعث بالاتر بودن کشش بلندمدت تولیدی نسبت به کوتاه‌مدت است. همچنین، مقدار کشش‌های تولیدی در مدل تقاضای گازطبیعی حاکی از آن است که تقاضای گاز در این صنعت نسبت به تغییرات قیمت در بلندمدت و کوتاه‌مدت بیشتر از تغییرات درآمد واکنش نشان می‌دهد.

در برآورد تابع تقاضای گازطبیعی، کشش متقاطع قیمتی نفت‌گاز در کوتاه‌مدت و بلندمدت در جدول (۵) نشان می‌دهد که نفت گاز کالای جانشینی برای گازطبیعی در دوره

مورد مطالعه می‌باشد. ضریب متغیر قیمت نفت کوره در برآورد مدل معنادار نبوده و از مدل حذف شده است، در نتیجه این حامل انرژی کالای جانشین یا مکملی برای گازطبیعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت نمی‌باشد. کشش متقاطع قیمتی برق در کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان‌دهنده رابطه مکملی آن با گازطبیعی است. یعنی با افزایش قیمت برق مصرف گاز در کوتاه‌مدت و بلندمدت کاهش می‌یابد. دلیل این موضوع آن است که در صنایعی مانند صنایع تولید فلزات اساسی که به طور عمده از گاز و برق در فرایند تولید خود استفاده می‌نمایند، افزایش قیمت برق می‌تواند باعث کاهش تولید در این صنایع و از این رو کاهش مصرف گازطبیعی گردد.

آزمون نرمالیتی باقیمانده‌های کمکی نشان می‌دهد که متغیرهای مداخله‌ای بی‌قاعده سال ۱۳۷۹ و متغیرهای مداخله‌ی سطح سال ۱۳۷۲ و سال ۱۳۸۷ در معادله تقاضای گاز طبیعی وارد شده‌اند و همه‌ی موارد از نظر آماری معنادار هستند. ضریب متغیر مداخله‌ی سال ۱۳۷۹ نشان می دهد که در سال ۱۳۷۹ تقاضای گاز طبیعی افزایش یافته است به این دلیل که در این سال تولید اغلب محصولات فلزی از رشد نسبتاً بالایی برخوردار گردید. در این سال تولید فولاد خام و تولیدات کالایی فولاد به ترتیب به ۶/۶ و ۵/۳ میلیون تن رسید. افزایش تقاضای داخلی به دنبال رونق بخش ساختمان و مسکن، رشد صادرات و تأمین نسبی نیازهای ارزی و ریالی صنایع مزبور در رشد تولید کالاهای این صنایع موثر بوده است. ضریب متغیر مداخله‌ی سال ۱۳۷۲ نشان‌دهنده‌ی افزایش تقاضای گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی در این سال است. در سال ۱۳۷۲ اصلاحات اقتصادی و تعدیل نرخ ارز در زمینه تولید و توسعه صادرات کالاهای صنعتی موجب گردید تا برخی صنایع نظیر صنایع تولید فلزات اساسی که دارای مزیتهای بالقوه بودند بر حجم تولیدات خود بیفزایند. ضریب متغیر مداخله‌ی سال ۱۳۸۷ نشان‌دهنده‌ی کاهش تقاضای گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی در این سال است که می‌توان آنرا از پیامدهای رکود جهانی و رکود حاکم بر ساخت و ساز واحدهای مسکونی در کشور دانست.

یکی دیگر از نتایج تابع تقاضای تخمین زده شده، تشخیص ماهیت روند تقاضای گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی است که به عنوان یک متغیر جانشین برای بیان اثرات عوامل غیرقابل مشاهده‌ی اثر پیشرفت فنی، درجه رقابت، میزان مداخله‌ی دولت و تغییر ترکیب تولید به سمت صنایع انرژی‌بری همچون فولاد و آلومینیوم که بر تقاضای حامل‌های انرژی در نظر گرفته شد و به شیوه‌ی فضا حالت مدلسازی گردید. ضرایب برآورد شده حاصل از فیلتر کالمن در جداول (۲) نشان می‌دهد که در معادله‌ی تقاضای گازطبیعی مقدار تخمینی ابرپارامترها به صورت $\sigma_\eta^2 = 0$ و $\sigma_\xi^2 \neq 0$ است و ماهیت روند از نوع روند هموار می باشد و به صورت غیرخطی حرکت می‌کند.

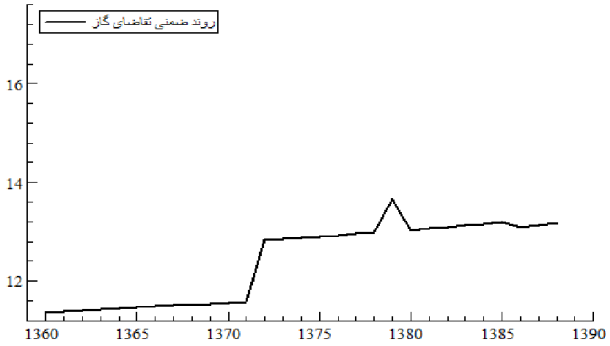
نمودار روند ضمنی تقاضای گازطبیعی در شکل (۴) آورده شده است. این شکل نشان می دهند روند ضمنی تقاضای گازطبیعی بطور کلی شیب رو به بالا دارد و تقاضای آن در این صنعت در طی دوره مورد مطالعه فزاینده است. در نمودار روند تخمین زده شده‌ی تقاضای گازطبیعی مشاهده می‌شود که روند ضمنی در طی زمان به صورت غیرخطی حرکت می‌کند یعنی اگرچه به طور کلی تقاضای گاز طبیعی فزاینده است ولی با نرخ ثابت مثل مدل قطعی مرسوم افزایش نمی‌یابد، بلکه در برخی سالها عوامل غیرقابل مشاهده منجر به افزایش مصرف این حامل و در برخی سالها باعث کاهش تقاضای آن شده‌اند. در دوره‌هایی که روند ضمنی این حامل انرژی شیب رو به بالا دارد، با فرض ثبات سایر عوامل، منحنی تقاضای آن به سمت راست منتقل شده است و علی رغم پیشرفت‌های فنی رخ داده در طول دوره مورد ارزیابی عوامل غیرقابل مشاهده‌ی درجه رقابت، میزان مداخله‌ی دولت، تغییر ترکیب تولید به سمت صنایع انرژی‌بری همچون فولاد و آلومینیوم و پدیده شهرنشینی در خلاف جهت عمل کرده و باعث افزایش مصرف گاز طبیعی در این صنعت شده‌اند. انتقال به سمت راست منحنی تقاضای این حامل انرژی در صنعت تولید فلزات اساسی را می‌توان ناشی از افزایش نسبت جمعیت شهری به روستایی (پدیده شهرنشینی) و در نتیجه افزایش تقاضا برای ساخت و ساز مسکن و محصولات فولادی دانست که منجر به افزایش تولیدات در این صنعت و در پی آن افزایش استفاده از کاربرهای گازی در این صنعت در

طی زمان باشـد. در نتیجه علی‌رغم پیشـرفت‌های فنی رخ داده در طی سـال‌ها، این عوامل غیراقتصادی منجر به افزایش تقاضای گاز طبیعی به عنوان نهاده‌ی تولیدی شده‌اند. علاوه بر پدیده شهرنشینی، افزایش تولید صنایع انرژی‌بر در ترکیب تولیدات صنایع کشور می‌تواند به منزله یک تغییر ساختاری دیگر است که به افزایش مصرف انرژی انجامیده است. در طی سال‌های مورد مطالعه صنایع فولاد و آلومینیوم از جمله صنایع انرژی‌بری محسوب می‌شوند که شـاهد رشـد تولید بوده‌اند. در سـال‌های گذشـته واحدهای در دسـت احداث فولاد و آلومینیوم پس از سـال‌ها و با وقفه‌ای نسـبتاً طولانی به بهره‌برداری رسـیده و در حال حاضـر واحدهای عمده و اصـلی آنها مشـغول فعالیت هسـتند. در نتیجه در سـال‌های اخیر ترکیب تولید به نفع صـنایع انرژی‌بری مانند فولاد و آلومینیوم تغییر یافته اسـت که در این صـورت برای مقدار معینی از تولید باید انرژی بیشتری صرف گردد. همچنین در دوره‌هایی که روند ضمنی کاهشی بوده است، با فرض ثبات سایر عوامل موثر بر تقاضا، منحنی تقاضای حامل انرژی مذکور به سـمت چپ منتقل شـده اسـت و پیشـرفت‌های فنی رخ داده در طی دوره مورد مطالعه منجر به کاهش استفاده از آن شده است.

در طول دوره مورد ارزیابی ارزش افزوده صنایع تولید فلزات اساسی و قیمت گازطبیعی بخش صنعت در حال افزایش است[1]. بنابراین در دوره‌هایی که روند ضمنی شیب رو به بالا دارد عدم لحاظ روند ضمنی در مدلسازی تقاضای این حامل انرژی منجر به بیشتر از حد برآورد کردن کشش تولیدی و کمتر از حد برآورد کردن کشش قیمتی تقاضای حامل انرژی مذکور در این صنعت می‌شود و در دوره‌هایی که روند ضمنی شیب رو به پایین دارد عدم لحاظ روند ضمنی در مدلسازی تقاضای این حامل منجر به کمتر از حد برآورد کردن کشش تولیدی و بیشتر از حد برآورد کردن کشش قیمتی تقاضای گاز طبیعی در این صنعت می‌شود. پس مشاهده می شود چنانچه روند به شکل صحیح مدلسازی نشود، با توجه به عدم لحاظ اثرات انتقالی تابع تقاضا، کشش های قیمتی و تولیدی حاصل تورش دار خواهند بود.

---

۱. رجوع شود به شکل (۳) و نمودار ارزش افزوده صنایع تولید فلزات اساسی شکل (۲)



شکل٤. روند ضمنی تخمین زده شده‌ی تقاضای گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی

منبع: محاسبات تحقیق و خروجی نرم‌افزار STAMP

٤-٦. ارزیابی اثر اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها بر تقاضای گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی در سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۹۲

در بخش قبل رابطه مرجح برای برآورد تابع تقاضای گاز طبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی تعیین شد و ضرایب متغیرهای لحاظ شده در مدل و روند ضمنی تقاضای آن برآورد گردید. همچنین با توجه به نتایج آزمون‌های پیش‌بینی (آزمون cusum و آزمون pft) مشخص گردید که پارامترهای مدل در طول افق دوره پیش‌بینی سازگار هستند و روابط مربوطه دارای قدرت پیش‌بینی رضایت‌بخشی می‌باشند. بنابراین در این بخش با توجه به نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضای این حامل انرژی و با هدف ارزیابی اثر اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها بر تقاضای آن در صنایع تولید فلزات اساسی در سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۹۲، داده‌های متغیرهای برونزای مدل برای سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲ در رابطه‌ی برآورد شده قرار داده می‌شود و مقادیر حاصله با مقادیر تحقق یافته‌ی مصرف گازطبیعی مقایسه می‌شود.

جدول ٦. مقایسه‌ی مقادیر برآوردی با مقادیر واقعی مصرف گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی

سال	لگاریتم مقدار واقعی	لگاریتم مقدار برآوردی	+/-S.E	لگاریتم مقدار برآوردی با لگاریتم مقدار واقعی برابر است.
۱۳۸۹	۱۷/۳۹۶۵۱	۱۷/۳۵۷۸۹	۰/۰۵۴۷۴	رد نمی‌شود.
۱۳۹۰	۱۷/۴۹۸۷۴	۱۷/۴۴۲۲۴	۰/۰۶۴۹۸	رد نمی‌شود.
۱۳۹۱	۱۷/۶۶۱۰۶	۱۷/۶۱۵۶۴	۰/۰۷۶۶۰	رد نمی‌شود.
۱۳۹۲	۱۷/۵۳۵۶۲	۱۷/۴۶۹۸۲	۰/۰۸۹۶۶	رد نمی‌شود.

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول فوق مشاهده می‌شود که در رابطه‌ی برآوردی تقاضای گازطبیعی در صنعت تولید فلزات اساسی مقادیر تحقق یافته در بازه معناداری هستند و در نتیجه فرضیه‌ی برابری مقادیر برآوردی با مقادیر تحقق یافته رد نمی‌شود. به این دلیل که ماهیت روند ضمنی تقاضای انرژی در تابع تقاضای گازطبیعی به صورت تصادفی است، ازاینرو رابطه‌ی برآوردی می‌تواند اثر اجرای سیاست هدفمندی را توضیح دهند.

۵. نتیجه‌گیری

در این مطالعه تلاش شده است در برآورد روند ضمنی تقاضای انرژی بین عوامل اقتصادی همانند قیمت و درآمد و عوامل غیراقتصادی دیگری که قابل مشاهده نیستند تفاوت قائل شد. لذا برای ایجاد این اثرات، مدل سری زمانی ساختاری که توسط هاروی (۱۹۸۹و۱۹۹۷) ارائه شد بکارگرفته شد. در این مدل به روند ضمنی تقاضای انرژی اجازه می‌دهد تصادفی باشد و در طول زمان تغییر کند. با استفاده از این روش دقیق‌ترین کشش‌های قیمتی و تولیدی تقاضای انرژی بدست می‌آیند و در نتیجه از ایجاد تورش و دور شدن از تقاضای واقعی انرژی اجتناب خواهد شد. در این راستا تابع تقاضای گاز طبیعی در زیربخش صنایع تولید فلزات اساسی جهت تجزیه و تحلیل انتخاب شده است.

نتایج حاکی از آن است که ارقام مربوط به کشش قیمتی گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت پایین است و این مسأله گویای این واقعیت است که سیاست تعدیل قیمت گازطبیعی تأثیر چندانی در کاهش مصرف آن در این صنعت ندارد. مهم‌ترین دلیل حساسیت ناچیز تقاضای گازطبیعی در صنایع تولید فلزات اساسی نسبت به تغییرات قیمت آن، پایین نگه داشتن قیمت حامل‌های انرژی در طی سال‌های ۱۳۶۰-۱۳۸۸ درنتیجه‌ی پرداخت یارانه توسط دولت می باشد که موجب شده است سهم هزینه حامل‌های انرژی از کل هزینه بنگاه پایین بوده و در نتیجه منحنی عرضه کل بخش صنعت هنگام تغییر قیمت این حامل‌های انرژی به طور محدود منتقل شود. همچنین میزان مداخله دولت، پایین بودن درجه رقابت و عدم بهبود و نوسازی فرآیندها عواملی هستند که مانع حساسیت تقاضای گازطبیعی نسبت به تغییرات قیمت آن شده است. علاوه براین، بالا بودن سهم تقاضای محصور در این صنعت و پایین بودن درجه بومی بودن فناوری تولید در صنایع تولیدکننده‌ی دستگاه‌های مصرف‌کننده انرژی باعث می‌شود کشش قیمتی بلندمدت صرفاً شدت واکنش تقاضای آزاد را نسبت به تحولات قیمت حامل‌ها نشان دهد.

در این راستا، پیشنهاد می‌شود در صنایع تولید فلزات اساسی دولت از طریق وضع و اجرای قوانین ضد انحصار و تسهیل رقابت، به رقابتی کردن بازار محصولات مزبور اقدام نماید. همچنین با افزایش اعتبارات تحقیقاتی و استقبال از ایده‌های نوآورانه در جهت بومی‌سازی فن‌آوری تولید در راستای عرضه محصولات مصرف‌کننده‌ی انرژی که به لحاظ مصرف حامل‌های انرژی، دارای بهترین بازده مصرف باشند یا اینکه، کمترین میزان تلفات انرژی را در هنگام بهره‌برداری، اقدام نماید.

نکته‌ی مهمی که در این مقاله مورد توجه قرار گرفت ارزیابی نقش روند در تابع تقاضا و مدل سازی آن از طریق مدل فضا حالت در چارچوب مدل سری زمانی ساختاری بود. با توجه به نتایج بدست آمده، ماهیت روند تخمین زده شده‌ی تقاضای گازطبیعی از نوع روند هموار می باشد و به صورت غیرخطی حرکت می‌کند و اگر در مدل برآورد شده این ویژگی مدنظر قرار نمی‌گرفت کشش های مربوطه تورش‌دار برآورد می شدند.

نتایج حاصل از مقایسه‌ی مقادیر برآوردی مصرف گازطبیعی با مقادیر واقعی آن در صنایع تولید فلزات اساسی نیز حاکی از آن است که به این دلیل که ماهیت روند ضمنی تقاضای انرژی در تابع تقاضای گازطبیعی به صورت تصادفی است، ازاینرو رابطه‌ی برآوردی می‌تواند اثر اجرای سیاست هدفمندی یارانه‌ها را توضیح دهد.

منابع و مآخذ

- Adeyemi Olutomi I and Lester C Hunt. (2009), Accounting for asymmetric price responses and underlying energy demand trends in OECD industrial energy demand, Surrey Energy Economics centre (SEEC), Discussion paper Series.
- Amirmoeini M, Mohammadi T, Khorsandi M. Modeling Electricity Demand in the Industrial Sector in Iran: An Structural Time Series Model. jemr. 2015; 5 (18) :87-117
- Beenstock, M. and Willcocks, P. (1983). Energy and Economic Activity: A reply to Kouris, Energy Economics, No 5, p. 212.
- Box, G.P.E,. Jenkins, G.M., (1978). "Time Series Analysis: Forecasting and Control. San Francisco, Holden Day.
- Chitnis, Mona (2005), Estimating the price elasticity of gas demand using the structural time series model and the concept of Underlying trend, Quarterly journal of economic research, No 3, pp 1-16.
- Commandeur, Jacqes J.F., Siem Jan Koopman, (2007), An Introduction To State Space Time Series Analysis, Oxford University Press.
- Dehghani, Farid & Ibrahim Maghsoodi (2011), The Effect of Targeted Subsidies on Energy Industries, Research Center of the Majles, Office of Energy Studies, Industry and Mines, Mining and Mining Industries Group.
- Dilaver, Zafar (2012), Structural Times Series Modelling of Energy Demand, PhD Thesis, Surrey Energy Economics Centre (SEEC), School of Economics, Faculty of Business, Economics and Law, University of Surrey,Guildford ,UK.
- Harvey AC, Shephard N. (1993). Structural Time Series Models. In: Maddala GS, Rao CR and Vinod HD (Eds), Handbook of Statistics, Vol. 11 North Holland: Amsterdam; p 261-302.
- Hamilton, James D (1994), Time Series Analysis, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Harvey, A. C. (1989), Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter, Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Harvey, A. C. (1997). "Trends, Cycles and Autoregressions", Economic Journal, No 107, pp 192-201

- Harvey, A.C., Henry, S.G.B., Peters, S., Wren-Lewis, S., (1986). "Stochastic trends in dynamic regression models: an application to the employment–output equation". Econ. Journal. No 96, pp 975–985.
- Hunt LC, Judge G and Ninomiya Y. (2000), "Modelling Technical Progress: An Application of the Stochastic Trend Model to UK Energy Demand". Surrey Energy Economics Discussion Paper, SEEDS99.
- Hunt, L. C., Judge, G., Ninomiya, Y. (2003a) "Underlying trends and seasonality in UK energy demand: A sectoral analysis". Energy Economics, Vol 25, No 1, pp 93-118.
- Hunt, L. C., Judge, G., Ninomiya, Y. (2003b). Modelling underlying demand trends. Chapter 9 in L. C. Hunt (Ed) Energy in a competitive market: Essays in honour of Colin Robinson, Edward Elgar, Cheltenham, UK.
- Hunt LC, Ninomiya Y, (2003), Underlying Trends and Seasonality: A structural Time Series Analysis of Transport Oil Demand in the UK and Japan. The Energy Journal; Vol 24, No 3,pp 63-69.
- Huntington, Hillard G. (2007). Industrial Natural Gas Consumption in the United States: An Empirical Model for Evaluating Future Trends, Energy Economics, No 29, pp 743–759.
- -Jones, C. T. (1994). Accounting for Technical Progress in Aggregate Energy Demand, Energy Economics, No 16, pp 245-252.
- Kani, Alireza, Majid Abbaspour & Zahra Abedi (2013); Estimation of Natural Gas Demand in Industry Sector of Iran: A Nonlinear Approach, International Journal of Economics and Finance, Vol 5, No 9: 148-155.
- Keshavarz Hadad, Ghlolamreza & Mohammad Mirbagheri Jam (2007), Ivestigating the demand function of natural gas (domestic and commercial) in Iran, Quarterly Journal of Economic Researches of Iran, No 32, pp 137-160.
- Kouris, G. (1983a). Fuel Consumption for Road Transport in the USA, Energy Economics, No 5, pp 89-99.
- Laitner, J.A., S. J. DeCanio, J. G. Coomey and A. H. Sanstand (2003). "Room for Improvement: Increasing The Value of Energy Modeling for Policy Analysis", Utilities Policy, No 11, pp. 87-94.
- Maddala, G. S. and Kim, I. M. (1998), Unit Roots, Cointegration and Time Series, Cambridge University Press.

- Mahsa Sateei (2005), Estimation of the demand function of electricity of industrial sector of Iran; Master's dissertation, Islamic Azad University of Khorasgan.
- Majlis Research Center (2006), A Transitional Review of the Challenges of Aluminum and Steel Industries and the Contributing Factors to Their Expenditures in Iran, Infrastructure Studies Office.
- Maleki Reza (1999), Investigating the causal relationship between energy consumption and economic growth in Iran; Thesis Master of Science, Shahid Beheshti University of Tehran.
- Marzban, Hossein, Reza Akbarian & Ali Ghasemi (2005), Investigation of Demand for Fuel Types and Their subsitution in Heat Plants of Power Generation (Ministry of Energy), Quarterly Journal of Economic Research, No 16, pp 51-73.
- Ministry of Energy (2011), Energy balance sheet 2011, Tehran: Deputy Director General for Electricity and Energy, Office of Planning for Electricity and Energy
- Ministry of Energy (2012), Energy balance sheet 2012, Tehran: Deputy Director General for Electricity and Energy, Office of Planning for Electricity and Energy
- Pesaran, M.H. and Y. Shin. (1999) 'An autoregressive distributed lag-modeling approach to co integration analysis.' In: Strom, S.(Ed.), Econometrics and Economic Theory in the 20th Century : The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge University Press, Cambridge.
- Saghaeeiannejad, Seyyed Hossein & Mohammadreza Alipour Jedi (1998),The two-Stage Estimation of Energy Consumption Function in Iran industry; Based on Logic Model, Tahghighat Eghtesadi Journal, No 52, pp 43-92.
- Samadi, Saeed, Alimorad Sharifi, Aziz Ahmadzadeh & Azad Khanzadi (2009), Substitutability Between Energy and Capital in Basic Metals Manufacturing, Tahghighat Eghtesadi Journal, No 89, pp 129-155.
- Sharifi A, Azarbaijani K, Kazemi I, Shakeri A. Dynamic Energy Demand Analysis in the Iranian Manufacturing Industries. jemr. 2010; 1 (1) :77-107
- Shojaiee, Abdolnaser (2006), Estimation of Natural Gas Demand Function in the Industrial Sector of Iran; Master's Thesis, Isfahan University
- Soheili, Kiumars (2003), Comparative study of energy demand models, Quarterly Journal of Imam Sadiq University, No 17, pp 159-194.

- Statistical Center of Iran (1981-2011), The results of the survey of energy consumption of industrial workshops of 10 employees and more, Tehran.
- Statistical Center of Iran (1981-2011), Statistical Data of industrial workshops of 10 employees and more, Tehran
- -Welsch, H. (1989). The Reliability of Aggregate Demand Functions: An Application of Statistical Specification error Tests, Energy Economics, No 11, pp 285-292.

Estimating Price and Production Elasticities of Natural Gas in the Manufacture of Basic Metals Industries of Iran

Zohreh Shirani Fakhr[1]

Received: 2016/02/28
Accepted: 2017/12/20

Abstract

In this study, we estimate the demand for natural gas in the subsection manufacture of basic metals of Iran using structural time series model (STSM) over the period of time 1981-2013. Such model contains unobservable elements which have been transported to state space model with the use of kalman filter and is estimated by implementing maximum likelihood approach. Also, because the Targeting of Subsidies Plan was approved by the Iranian parliament at the end of 2010, so we evaluate the role of this plan on energy demand of industrial subsectors. Finding of the research is that, first of all the nature of the trend is smooth one. Secondly, it is changing on a nonlinear basis. The estimated demand function shows that price elasticity for natural gas in the long and short run, correspondingly, are (-0.30) and (-0.79) and production elasticities of natural gas in the short and long run, correspondingly, are (0.17) and (0.38). Furthermore, Cross elasticity for electricity and gasoline in the long and short run, correspondingly, are substitute and complementary goods. In addition, the result of evaluating effect of the Targeting of Subsidies Plan show that estimated natural gas demand functions can explain the impact of this policy.

Keywords: Demand for Energy, Manufacture of Basic Metals Industries, Industrial sector, Structural Time Series Model, Underling Energy Demand Trend, State Space Model.
JEL Classification: C22, L60, Q21.

1. Assistant professor of Islamic Azad University, (Corresponding Author);
Email: zohrehshirani@gmail.com