

فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

سال سوم، شماره ۱۱، پاییز ۱۳۹۳

صفحات: ۱۲۹-۱۵۷

تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی بخش صنعت ایران با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری

زهره شیرانی فخر^{۱*}

رحمان خوش اخلاق^۲

علی مراد شریفی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۶/۲۹

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۲/۲۰

چکیده

بخش صنعت به عنوان یکی از مولدترین بخش‌های اقتصادی از عمده‌ترین متقاضیان انرژی و مخصوصاً گاز طبیعی است، از این رو در این مطالعه تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت ایران با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری برآورد می‌شود. مدل سری زمانی ساختاری دارای جزء غیرقابل مشاهده‌ی روند است که پس از تبدیل این مدل به صورت فضاحالت و با به کارگیری الگوریتم فیلتر کالمن از طریق روش حداکثر راستنمایی برای دوره‌ی زمانی ۱۳۹۰-۱۳۶۰ برآورد شده است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که اولاً ماهیت روند از نوع روند هموار است و ثانیاً به صورت غیرخطی حرکت می‌کند. همچنین با توجه به تابع تقاضای برآورد شده، کشش قیمتی تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب برابر با $-۰/۱۶$ و $-۰/۳۳$ است که نشان می‌دهد قیمت گاز در کوتاه‌مدت و بلندمدت کم‌کشش و حتی افق زمانی که یکی از عوامل مؤثر بر مقدار کشش است در مورد این کالا تأثیرگذار نبوده است. لذا، پیشنهاد می‌شود سیاست‌های غیرقیمتی نظیر هدایت بخش تولید از طریق معافیت استهلاک مالیاتی و تأمین منابع از طریق نظام بانکی برای صنایع مورد توجه قرار گیرد. کشش تولیدی گاز طبیعی در کوتاه‌مدت $۲/۰۸$ و در بلندمدت $۰/۹۹$ می‌باشد که نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت در بخش صنعت همگام با افزایش تولید، با شدت بیشتری مصرف گاز طبیعی مشاهده می‌شود. کشش متقاطع قیمتی برای برق نیز در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب $۰/۷۶$ و $۱/۶۴$ است در نتیجه در بلندمدت امکان تغییر شیوه‌ی تولید و یا جایگزینی دستگاه‌ها زیاد است. نتایج حاصل از در نظر گرفتن اثر اجرای قانون هدفمندکردن یارانه‌ها نیز نشان می‌دهد که برخلاف انتظار اجرای این قانون اثری روی تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت ندارد.

کلید واژه‌ها: تقاضای انرژی، گاز طبیعی، بخش صنعت، مدل سری زمانی ساختاری، روند ضمنی تقاضای انرژی

طبقه‌بندی JEL: C22, L60, Q21

Email: zohreshirani@gmail.com

Email: rahmankh44@yahoo.com

Email: asharifi@istt.org

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان (*نویسنده مسئول)

۲. استاد دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان

۳. استادیار دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان

۱. مقدمه

بخش انرژی به عنوان 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 تحلیل‌ها به دست می‌آید بیشتر به دلیل محدودیت‌های ساختاری مدل و برخی فرض نامناسبی که وجود دارد، از تقاضای واقعی انرژی منحرف می‌شود و می‌تواند چند دلیل داشته باشد. براساس مطالعات صورت گرفته، برخی از این دلایل شامل تشخیص نادرست رفتار تقاضاکنندگان و عرضه‌کنندگان انرژی، پوشش ناکامل اثرات محیطی و اجتماعی و فرض اقتصادی غیرواقعی است (لایتنر، دوکانیو، کومی و ساناستند، ۲۰۰۳).^۱ در اکثر مطالعات مربوط به تقاضای انرژی، درآمد و قیمت دو هدایت‌کننده اصلی تقاضای انرژی هستند که پاسخ تقاضا به این هدایت‌کننده‌ها 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 تکنیک‌های 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 کارایی انرژی) و متغیرهای اقتصادی و زیست‌محیطی (مثل درآمد، قیمت و دما)، عوامل مهم دیگری (مثل تغییر سلیقه و ترجیحات مصرف‌کننده 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 معین را برای ایجاد مجموع این روندهای ضمنی انتظار داشت (هانت، جاج و نینومیا (۲۰۰۳b)).^۲ 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 فوق‌العاده‌ی 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

1. Laitner, DeCanio, Coomey and Sanstand
2. Hunt, Judge and Ninomiya

ایجاد این اثرات، مدل سری زمانی ساختاری (STSM)^۱ توسط هاروی (۱۹۸۹ و ۱۹۹۷)^۲ ارائه شد که به روند ضمنی تقاضای انرژی (UEDT)^۳ اجازه می‌داد تصادفی باشد و در طول زمان تغییر کند. پس از وقوع بحران نفتی سال‌های دهه ۱۹۷۰، در کشورهای تولیدکننده گاز طبیعی نظیر روسیه، آمریکا و کشورهای منطقه خاورمیانه، استفاده از گاز طبیعی به‌عنوان سوخت جایگزین به علت تمیزی، راحتی سوخت، ارزش گرمایی بالا و در دسترس بودن افزایش یافته است. بنابراین، انتظار می‌رود نقش گاز طبیعی در تأمین انرژی کشورها در نتیجه افزایش تقاضای انرژی، افزایش یابد. مباحث مربوط به تقاضای گاز طبیعی در ایران نیز دارای جایگاه ویژه‌ای است. چون 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 گاز طبیعی است. همچنین، با توجه به اینکه یکی از عمده‌ترین متقاضیان گاز طبیعی بخش صنعت است (حدود ۲۵٪ مصرف گاز طبیعی 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. علی‌رغم اینکه مصرف گاز در بخش صنعت به دلیل پایین بودن قیمت نسبی آن و دیگر عوامل مؤثر بر تقاضا در طول مدت ۳۸ سال از ۳/۳۴٪ در سال ۱۳۵۰ به ۶۱/۶۱٪ در سال ۱۳۸۸ افزایش یافته (ترازنامه انرژی، ۱۳۸۸)، اما به دلیل افزایش نسبی قیمت گاز طبیعی نسبت به فرآورده‌های نفتی در انتهای سال ۱۳۸۹، انتظار آن است که یا سرعت افزایش مصرف گاز یا مقدار مصرف گاز کاهش یابد (مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۳۹۰). بنابراین شناخت ساختار تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت و برنامه‌ریزی برای تأمین انرژی در این بخش از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

از این‌رو، در پژوهش حاضر به تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور ایران در طی سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۰ با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری (STSM) پرداخته می‌شود که مدل موردنظر از مقالات هاروی (۱۹۸۹) و هاروی، هنری، پترس و ورن لوئیس (۱۹۸۶)^۴ برگرفته شده است. این مدل ما را قادر می‌سازد اجزای مشاهده‌نشده‌ی روندهای تصادفی و پیشرفت‌های تکنولوژیکی و تغییرات ساختاری اقتصادی که در اکثر مدل‌های اقتصادسنجی مورد توجه قرار گرفته نمی‌شود را در تابع تقاضای گاز طبیعی 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.

1. Structure Time Series Model (STSM)
2. Harvey
3. Underlying energy demand trend (UEDT)
4. Harvey, Henry, Peters and Wren-Lewis

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 به صورت یک فرآیند تصادفی و در نظر گرفتن اثر اجرای قانون هدفمند کردن یارانه‌ها و افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر تقاضای گاز طبیعی بخش صنعت در طول دوره مورد ارزیابی می‌باشد.

در ادامه ساختار مقاله به شرح زیر سازمان‌دهی شده است. در بخش دوم به مبانی نظری 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 به عنوان کالای نهایی توسط مصرف‌کنندگان و هم به عنوان نهاده‌های تولیدی، توسط بنگاه‌های اقتصادی مورد تقاضا قرار می‌گیرند. تعیین مقدار تقاضا برای آن بخشی از حامل‌های انرژی که به عنوان نهاده تولیدی در بنگاه‌های اقتصادی در بخش‌های مختلف اقتصاد مورد استفاده قرار می‌گیرند، قابل تجزیه و تحلیل می‌باشد. بنگاه‌های تولیدی ممکن است به دنبال حداکثرسازی تولید با توجه به مقدار مشخصی هزینه‌ها یا در پی حداقل کردن هزینه‌ها با توجه مقدار مشخصی تولید و یا به دنبال 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 بر تقاضای انرژی را متغیر قیمت و یک متغیر فعالیت مانند درآمد ملی حقیقی یا تولید ناخالص داخلی حقیقی یا ارزش افزوده حقیقی برای بخش مورد نظر 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. به عنوان مثال، تابع تولید یک بنگاه خاص در یک زمان معین به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Q = F(K, L, M, E_1, E_2, \dots, E_n, T) \quad (1)$$

که در آن K, L, M به ترتیب معرف نهاده‌های مواد اولیه، نیروی کار و سرمایه است و E_i نیز آلاینده نوع انرژی است و T نیز مجموعه‌ای از عوامل دیگر مانند تغییرات تکنولوژی یا متغیرهای آب و هوا است. یک بنگاه اقتصادی ترکیب نهاده‌های لازم را به گونه‌ای انتخاب می‌کند که بنگاه، حداقل هزینه

ممکن را برای تولید مقدار مشخصی از محصول داشته باشد. با حداقل کردن تابع هزینه‌ی بنگاه، تابع تقاضا برای عوامل تولید به دست می‌آید. اگر تقاضا برای انرژی به عنوان یک عامل تولید، به صورت زیر در نظر گرفته شود:

$$X_e = X_e(P_k, P_l, P_m, P_e, Q, T) \quad (2)$$

بنابراین، تابع تقاضای انرژی موردنظر در بخش صنعت (X_e)، در زمان t ، تابعی از قیمت انرژی موردنظر (P_e) و دیگر انرژی‌های جایگزین، قیمت نهاده‌های غیرانرژی (P_k, P_l, P_m) و تولید یا ارزش افزوده‌ی بخش صنعت (Q) است. در این مورد ممکن است عوامل دیگری مانند تغییرات تکنولوژی و یا متغیرهای آب و هوا (T) نیز در تابع وارد شود.

لازم به ذکر است که علاوه بر اثر پیشرفت فنی و متغیرهای اقتصادی و زیست‌محیطی، عوامل برونزا و غیرقابل مشاهده‌ی مهم دیگری (مثل تغییر سلیقه و ترجیحات مصرف‌کننده 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.

۳. پیشنهاد تحقیق

در دهه‌های اخیر مطالعات گسترده‌ای در داخل و خارج از ایران، درباره‌ی تقاضای انرژی، به ویژه گاز طبیعی، در بخش‌های مختلف اقتصادی نظیر خانگی، تجاری، صنعتی و کشاورزی انجام شده است. همچنین، از آن‌جا که مدل مورد استفاده در این مطالعه مدل سری زمانی ساختاری است، لذا در ادامه به صورت جداگانه به مطالعات انجام شده با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری نیز پرداخته شده است.

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 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 کشش‌های جانشینی مشخص می‌شود که تمام عوامل انرژی در صنعت به صورت مکمل عمل می‌کنند.

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، به طوری که کشش قیمتی تقاضای گاز طبیعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب $(-0/15)$ و $(-0/24)$ و کشش تولیدی گاز طبیعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب $(1/99)$ و $(0/95)$ به دست آمده‌اند. در نهایت با استفاده از مدل ارزیابی اقتصادی نتیجه‌گیری می‌شود که پیشرفت تکنولوژی تولیدی در این بخش، مصرف واحد را کاهش می‌دهد و به کاهش مصرف انرژی می‌انجامد.

حیدری و صادقی (۱۳۸۴) به تخمین کارایی انرژی در بخش صنعت ایران در قالب تابع تقاضای تعدیل جزئی پرداخته‌اند. ضرایب مدل شامل، نرخ تعدیل پویا، کشش‌های مستقیم و غیرمستقیم، کشش‌های درآمدی و ضریب سرمایه‌بری بوده که به تفکیک حامل‌های سه گانه انرژی: برق، گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی با استفاده از آمار ترکیبی دوره (۱۳۵۸-۱۳۷۸) با استفاده از مدل تصحیح خطا (ECM) برآورد گردیده‌اند. مدل برای دو گروه صنعتی (صنایع با انرژی بری بالا و انرژی بری پایین) و کل صنعت به طور جداگانه برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که هر سه حامل در اغلب موارد دارای کشش قیمتی پایین بوده‌اند به طوری که درباره‌ی گاز طبیعی کشش قیمتی کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب $(-0/12)$ و $(-0/21)$ و کشش‌های تولیدی کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب $(0/59)$ و $(0/98)$ به دست آمده‌اند.

آذربایجانی، شریفی و شجاعی (۱۳۸۶) به تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت ایران پرداخته‌اند. در این راستا، ضمن تحلیل نظری موضوع، عوامل مؤثر بر تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت مورد بررسی قرار می‌گیرد و سپس به تجزیه و تحلیل آثار بلندمدت و کوتاه‌مدت از طریق تحلیل‌های سری زمانی با استفاده از الگوی پویای خود توضیح‌دهنده با وقفه‌های توزیعی و الگوی تصحیح خطا پرداخته می‌شود. نتایج نشان می‌دهد قیمت واقعی گاز طبیعی و برق در بخش صنعت بر مصرف گاز طبیعی در این بخش تأثیر ندارد. کشش تولیدی کوتاه‌مدت نیز $3/86$ است و کشش تولیدی بلندمدت از کوتاه‌مدت کمتر است. همچنین با توجه به کشش متقاطع تقاضای گاز طبیعی

نسبت به قیمت واقعی فرآورده‌های نفتی، این نتیجه حاصل می‌شود که گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی دو کالای مکمل هستند.

در مطالعات انجام شده در کشورهای خارجی تحقیقی توسط بلک مور، دیویس و ایزاک^۱ (۱۹۹۴) به روش اقتصادسنجی و با رویکرد خرد اثرات تقاضای انرژی بر بخش تولید در بازار انرژی انگلستان طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۸۷ انجام شد و آنها نتیجه گرفتند که کشش تولیدی در این بخش معنادار و قابل توجه است.

آدیمی و هانت^۲ (۲۰۰۶) تقاضای انرژی بخش صنعت یک گروه از کشورهای OECD را در طی دوره‌ی زمانی ۱۹۶۲ تا ۲۰۰۳ با در نظر گرفتن پیشرفت‌های فنی با استفاده از مدل داده‌های تابلویی تخمین زدند. نتایج حاکی از آن است که کشش درآمدی بلندمدت تقاضای انرژی صنعتی OECD ۰/۸ و کشش قیمتی بین ۰/۵- و ۰/۶- است.

هانتینگتون^۳ (۲۰۰۷) مدل آماری خود توضیحی با توزیع‌های وقفه دار را برای تخمین مصرف گاز طبیعی بخش صنعت آمریکا با استفاده از داده‌های 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.

کانی، عباسپور و عابدی (۲۰۱۳) تابع تقاضای گاز طبیعی بخش صنعت ایران را برای دوره‌ی زمانی ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۹ با استفاده از مدل (STAR^۴) 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 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. علاوه بر این، قیمت واقعی فرآورده‌های نفتی هیچ رابطه‌ی معناداری با تقاضای گاز طبیعی ندارد.

در سال‌های گذشته، مطالعات متعددی در زمینه‌ی تخمین و مدلسازی تقاضای انرژی با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری (STSM) نیز انجام شده است که در ادامه به تعدادی از این پژوهش‌ها

1. Blakemore, FB., Davies, C. and Isaac, JG
2. Adeyemi Olutomi I and Lester C Hunt
3. Huntington, Hillard G
4. Smooth Transition Auto-regression model

اشاره می‌شود. کار هانت، جاج و نینومییا^۱ (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 در طی زمان نوسان می‌کند که نشان می‌دهد انرژی کل تحت تأثیر اثرات غیرقابل مشاهده‌ی برونزا قرار می‌گیرد. هانت، جاج و نینومییا (۲۰۰۳a و ۲۰۰۳b) تقاضای انرژی کل انگلستان را با مدل سری زمانی ساختاری برای بخش‌های مختلف اقتصاد انگلیس با استفاده از داده‌های فصلی در طی زمان ۱۹۷۲ تا ۱۹۹۷ به‌دست آوردند و نتیجه گرفتند که وقتی تقاضای انرژی مدلسازی می‌شود، استفاده از روندهای تصادفی و فصلی بهتر است. به‌طور مشابه، دیمیتروپولز، هانت و جاج^۲ (۲۰۰۵) نشان دادند که در هنگام بررسی تقاضای انرژی بخش‌های اقتصادی انگلیس با داده‌های سالانه‌ی ۱۹۷۲ تا ۲۰۰۲، مدل سری زمانی ساختاری با استفاده از روند تصادفی به‌جای روند قطعی بهترین روش است.

در تمامی مطالعات فوق‌الذکر 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 پیشرفت‌های فنی، تغییرات ساختاری اقتصاد و تغییر سلیقه و ترجیحات مصرف‌کنندگان لحاظ نشده است. همچنین، در هیچ‌کدام از مطالعات داخلی اثر اجرای قانون هدفمندکردن یارانه‌ها و افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر تقاضای گاز طبیعی بخش صنعت مورد ارزیابی قرار نگرفته است. از این‌رو، در مطالعه‌ی حاضر تلاش می‌شود موارد مذکور مورد توجه قرار گیرد.

۴. 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 سری‌ها 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

1. Hunt, L. C., Judge, G. and Ninomiya, Y
2. Dimitropoulos J, Hunt LC and Judge G

نامانایی متغیرها در مطالعات مدل‌سازی تقاضای انرژی به کار می‌رود و در این میان، به کار بردن آزمون ریشه واحد همراه با روش همجمعی منجر به «انقلاب ریشه واحد»^۱ شده است.

در زمینه‌های دیگر اقتصاد، محققانی که در حوزه‌ی اقتصاد انرژی تحقیق می‌کنند به دنبال کشف یک بردار همجمعی در روابط تقاضای انرژی هستند. ولی در این میان، تکنیک همجمعی توسط عده‌ای از محققان مثل مادالا و کیم^۲ (۱۹۹۸) و هانت، جاج و نینومیا (۲۰۰۳a و ۲۰۰۳b) مورد سؤال قرار گرفته است. هاروی و شفارد (۱۹۹۳)^۳ بیان کردند که اکثر سری‌های زمانی اقتصادی نامانا هستند و هیچ دلیل موجهی وجود ندارد که انتظار داشته باشیم آنها با تفاضل‌گیری مانا شوند.

در دهه‌های اخیر، مدل‌های خود توضیحی به‌طور گسترده توسط اقتصاددانان استفاده شده به این دلیل که برازش کردن آنها آسان است. برای سری‌هایی که مانا هستند برازش با مدل خودتوضیحی تقریباً روش معقولانه‌ای است. ولی وقتی برای مانا شدن یک سری از آن تفاضل‌گیری می‌شود، اغلب برازش یک مدل خودتوضیحی باعث ایجاد مشکل می‌شود چون اگر یک سری شامل جزء روندی باشد که شیب یا سطح آن به آرامی تغییر می‌کند، آنگاه مدل خودتوضیحی مانند ARIMA معکوس ناپذیر^۴ می‌شود. یعنی علی‌رغم وجود تعداد زیاد وقفه‌های در نظر گرفته شده در مدل، یک تقریب خود توضیحی ضعیف به دست می‌آید (هاروی، ۱۹۹۷).

به عنوان مثال، مدل‌های روند هموار^۵ همگرا از مرتبه دو هستند، یعنی برای مانا شدن باید دو مرتبه تفاضل‌گیری شوند. ولی در این حالت وقتی دو مرتبه تفاضل گرفته شود این مدل‌ها معکوس ناپذیر می‌شوند و در شرایطی که مدل معکوس ناپذیر باشند آزمون‌های ریشه واحد نمی‌توانند نشان دهند که فرآیند همگرا از مرتبه دو است. به همین دلیل است که اقتصاددانان اغلب عقیده دارند که سری‌های زمانی کلان واقعی همگرا از مرتبه یک هستند و مدل‌ها را بر پایه‌ی همین مطلب می‌سازند (هاروی، ۱۹۹۷).

1. unit root revolution
2. Maddala and Kim
3. Harvey AC, Shephard N.
4. non -invertibility

۵. این نکته را می‌توان به سادگی با ساده‌ترین حالت مدل سری زمانی ساختاری توضیح داد یعنی حالت سطحی موضعی: $y_t = \mu_t + \varepsilon_t$ ، $t=1, \dots, T$ ، $\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t$ که در آن ε_t و η_t میانگین و واریانس‌های σ_ε^2 و σ_η^2 صفر دارند که به‌طور سریالی همبسته نیستند. این فرآیند ناماناست چون μ_t گام تصادفی است ولی با یک‌بار تفاضل‌گیری میانگین متحرک مرتبه اول به دست می‌آید. در این حالت هرچه نسبت $\frac{\sigma_\eta^2}{\sigma_\varepsilon^2}$ کوچک‌تر باشد، پارامتر این فرآیند میانگین متحرک به (-۱) نزدیک‌تر می‌شود (هاروی، ۱۹۹۷).

6. Smooth Trend

تکنیک هم‌جمعی نیز بر پایه‌ی مدل‌های خودتوضیحی بنا شده است، ولی به دلیل اینکه این مدل‌ها تقریب‌های خودتوضیحی ضعیفی را نتیجه می‌دهند، در نتیجه این آزمون‌ها نیز ویژگی‌های آماری ضعیفی از خود نشان می‌دهند چون اجازه می‌دهند سری‌ها با مرتبه دو همگرا شوند، که اگرچه از نظر تکنیکی امکان‌پذیر است ولی در عمل برای کار با سری‌های واقعی موفقیت‌آمیز نیست (به دلایلی که قبلاً گفته شد). از این‌رو استفاده از مدل‌های خودتوضیحی محدود است و آنها برای مدل‌سازی سری‌های زمانی اقتصادی مناسب نیستند. به همین دلیل، هاروی (۱۹۹۷) رویکرد هم‌جمعی را به دلیل ویژگی‌های آماری ضعیف آن مورد انتقاد قرار داد و بیان کرد که تکنیک هم‌جمعی گمراه‌کننده است. ولی در مدل سری زمانی ساختاری، 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 می‌توان 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 (OLS) 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 (فرشتلینگ، ۲۰۰۳).^۱ در ادامه مدل سری زمانی ساختاری تشریح می‌شود و روش برآورد این مدل نیز ارائه خواهد شد.

۴-۱. 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 آن متغیرهای توضیحی تابعی از زمان هستند و به پارامترها (اجزای غیرقابل مشاهده) در طول زمان اجازه می‌دهد تا به‌طور تصادفی تغییر نمایند. به عبارت دیگر، اجزای متفاوت-روند، فصلی، سیکلی 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. مدل زیر را که در آن داده‌ها سری زمانی سالانه می‌باشند، در نظر بگیرید:

$$Q_t = \mu_t + Z_t' \delta + \varepsilon_t \quad (۳)$$

که در آن Q_t متغیر وابسته، μ_t جزء روند و ε_t جزء اختلال نوفه سفید 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 به طور 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، مؤلفه روند μ_t به صورت فرآیند تصادفی زیر باشد:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad (۴)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t \quad (۵)$$

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

روابط (۴) و (۵) به ترتیب، سطح روند و شیب روند را نشان می دهند. این فرآیند این گونه تفسیر می شود که روند این دوره با روند دوره قبل به اضافه شوک غیرقابل پیش بینی برابر است. شکل اصلی روند به وسیله واریانس های $\sigma_\zeta^2, \sigma_\eta^2$ تعیین می گردد که ابرپارامترها^۲ نامیده می شوند. 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:

$$Q_t = \alpha + \beta t + Z_t' \delta + \varepsilon_t \quad (۶)$$

در جدول ۱ شکل های مختلفی که مؤلفه روند می تواند به خود بگیرد، آورده شده است. خانه های 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، $\sigma_\zeta^2 = 0$ و $\sigma_\eta^2 = 0$ ، مدل تبدیل به یک مدل متعارف روند خطی معین می شود (معادله ۶). خانه های سوم، ششم و هشتم نیز به نوعی حالت های خاصی از مدل عمومی روند تصادفی هستند ولی باز هم در شیب یا سطح، یک شکل تصادفی دارند. مدل را در حالت های خانه های چهارم و هفتم نمی توان برآورد کرد.

1. White Noise

2. Hyperparameters

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 مقدار ثابت	(II) رگرسیون معمولی با مقدار ثابت و بدون روند زمانی	(III) مدل سطحی موضعی ^۱ (گام تصادفی به اضافه عرض از مبدأ)
شیب ثابت $slp \neq 0, \sigma_{\zeta}^2 = 0$	(IV) -	(V) رگرسیون معمولی با مقدار ثابت و روند زمانی	(VI) مدل سطحی موضعی همراه با عرض از مبدأ ^۲
شیب تصادفی $slp \neq 0, \sigma_{\zeta}^2 \neq 0$	(VII) -	(VIII) مدل روند هموار ^۳	(IX) مدل روند موضعی ^۳

منبع: هانت، جاج و نینومیا (۲۰۰۳b)

۴-۲ روش برآورد

با توجه به اینکه مدل مورد استفاده در مطالعه دارای جزء غیرقابل مشاهده است نمی‌توان روش‌های حداقل مربعات معروف را برای تخمین به کار برد. با این وجود، وقتی که معادله (۳) همراه با معادلات (۴) و (۵) با هم تشکیل یک سیستم پویا را می‌دهند، می‌توان این سیستم پویا را به شکل فضای حالت^۵ نمایش داد که نمایشی از حالت یک سیستم با اجزای غیرقابل مشاهده است که می‌تواند به کمک فرآیند فیلتر شدن به‌روز شود. این سیستم در شکل فضای حالت به صورت دو معادله مجزا، یکی معادله انتقال^۶ و دیگری معادله اندازه‌گیری^۷ تنظیم می‌شود. ارائه یک سیستم پویا به شکل فضای حالت این امکان را فراهم می‌کند تا با کمک فیلتر کالمن، پارامترهای مجهول (ابریارمترها و سایر پارامترها) از طریق روش حداکثر راستنمایی برآورد شوند (کامندر و کوپمن^۸، ۲۰۰۷). فیلتر کالمن یک دسته معادلات بازگشتی تولید می‌کند که با در نظر گرفتن یک حالت ابتدایی، به تخمین ضرایب مدل در زمان بعد می‌پردازد. این امر باعث می‌شود تغییرات تقاضا که ناشی از تغییر سلیقه و پیشرفت تکنولوژی و یا ساختار اقتصادی است، در مراحل بعد تعدیل شود.

در شکل فضای حالت، پارامترهای غیرقابل مشاهده مانند روند به‌عنوان متغیرهای حالت تلقی می‌شوند. معادله انتقال به صورت زیر تعریف می‌شود:

1. Local Level Model
2. Local Level Model with Drift
3. Local Trend Model
4. Smooth Trend Model
5. State Space
6. Transition
7. Measurement
8. Jacques J. F. Commandeur & Siem Jan Koopman

$$\alpha_t^* = \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \delta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \delta_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \xi_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (7)$$

که بردار حالت است.

معادله اندازه‌گیری به صورت زیر می‌باشد:

$$Q_t = (1 \ 0 \ Z_t')\alpha_t^* + \varepsilon_t \quad (8)$$

معادله اندازه‌گیری (۸) با معادله (۳) مطابقت دارد. نقش معادله اندازه‌گیری آن است که بردار حالت غیرقابل مشاهده α_t^* را به ارزشهای عددی قابل مشاهده Q_t مرتبط کند. متغیرهای توضیحی Z_t اطلاعات اضافی از K متغیرهای قابل مشاهده را برای شرح تکامل Q_t فراهم می‌کنند، همچنان که روند μ_t نیز همین کار را می‌کند. اگر تکامل Q_t به طور کامل توسط متغیرهای توضیحی شرح داده شود، جزء روند به جزء ثابت تقلیل می‌یابد (کامندر و کوپمن، ۲۰۰۷).

معادله انتقال (۷) پویایی بردار حالت در حیطه زمان را توصیف می‌کند. ترکیب معادلات (۷) و (۸) متغیرهای غیرقابل مشاهده را با استفاده از متغیرهای قابل مشاهده برآورد می‌نماید. δ که پارامترهای مجهول متغیرهای توضیحی است، با ماتریس واحد همراه می‌باشد و نشان می‌دهد که این پارامترها ثابت فرض شده‌اند. در مقابل همان‌طور که در قسمت‌های قبلی تعریف شد، به جزء روند حرکات تصادفی داده شده است (کامندر و کوپمن، ۲۰۰۷).

روابطی که برآورد می‌شود شامل رابطه‌های (۳)، (۴) و (۵) است که با هم تشکیل یک سیستم پویا را می‌دهند. همه اجزاء اخلاص مستقل و متقابلاً ناهمبسته می‌باشند. ابرپارامترهای $\sigma_\xi^2, \sigma_\eta^2$ همراه با دیگر پارامترهای مدل، توسط معادلات بازگشتی فیلتر کالمن و روش حداکثر راستنمایی تخمین زده می‌شوند و با داشتن این ارزشهای پارامتری، برآوردهای بهینه β_T و μ_T توسط فیلتر کالمن برآورد می‌شوند که β_T و μ_T به ترتیب آخرین برآوردهای شیب روند و سطح روند در هر دوره را نشان می‌دهند. برآوردهای بهینه روند در کل نمونه توسط الگوریتم یکنواخت‌کننده فیلتر کالمن محاسبه می‌شوند، که به وسیله 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 فضا-حالت است. این رهیافت، براساس امید شرطی است. از ویژگی‌های امید شرطی این است که بهترین پیش‌بینی را با حداقل میانگین مربعات خطا (MSE)

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

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. می‌توان مراحل رهیافت فیلتر کالمن را به صورت جدول زیر خلاصه کرد^۲:

جدول ۲: مراحل رهیافت فیلتر کالمن

الف) مرحله‌ی پیش‌بینی	
$\alpha_{t/t-1}^* = \lambda + F\alpha_{t-1}^*$	(۹)
$P_{t/t-1} = F P_{t-1} F' + D$	(۱۰)
$\gamma_{t/t-1} = Q_t - Q_{t/t-1}$	(۱۱)
$f_{t/t-1} = Z_t P_{t/t-1} Z_t' + R$	(۱۲)
ب) مرحله‌ی به‌هنگام‌سازی ^۳	
$\beta_{t/t} = \beta_{t/t-1} + K_t \gamma_{t/t-1}$	(۱۳)
$P_{t/t} = P_{t/t-1} - K_t Z_t' P_{t/t-1}$	(۱۴)
$K_t = P_{t/t-1} Z_t' f_{t/t-1}^{-1}$	(۱۵)

منبع: همیلتون (۱۹۹۴)

در جدول (۲)، α^* بردار $(k \times I)$ حالت (بردار متغیرهای غیر قابل مشاهده)، F ماتریس ضرایب $(k \times k)$ ، λ بردار $(k \times I)$ عرض از مبدا، R واریانس جزء اخلاص ε_t و D ماتریس $(k \times k)$ واریانس-کوواریانس اجزاء اخلاص معادله انتقال است. α_{t-1}^* و P_{t-1} در زمان $t-1$ داده شده و مفروض است و مقدار پیش‌بینی $\alpha_{t/t-1}^*$ به وسیله معادله (۹) و ماتریس خطای پیش‌بینی آن $(P_{t/t-1})$ توسط معادله‌ی (۱۰) محاسبه می‌شوند. با داشتن مقدار $\alpha_{t/t-1}^*$ می‌توان مقدار $Q_{t/t-1}$ را پیش‌بینی کرد و چون در پایان دوره t ، مقدار متغیر Q_t مشخص می‌شود، لذا خطای پیش‌بینی $\gamma_{t/t-1}$ توسط معادله (۱۱) محاسبه شده و معادله (۱۲) نیز مقدار واریانس خطای پیش‌بینی را اندازه می‌گیرد. تا این مرحله، محاسبات مرحله پیش‌بینی کامل می‌شود. در مرحله به‌هنگام‌سازی، با استفاده از اطلاعات به‌دست

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

۲. برای آگاهی از اثبات روابط یاد شده به فصل ۳ کتاب همیلتون رجوع شود.

آمده در مرحله قبل، مقدار ضریب کالمن از معادله (۱۵) محاسبه می‌شود. به دلیل اینکه اطلاعات مربوط به خطای اندازه‌گیری $\gamma_{t/t-1}$ در دسترس است، لذا در مرحله به هنگام‌سازی مقدار، متغیرهای غیرقابل مشاهده بار دیگر محاسبه می‌شوند؛ با این تفاوت که محاسبات این مرحله با استفاده از همه اطلاعات در دسترس انجام می‌گیرد. در رابطه (۱۳)، K_t به عنوان ضریب تصحیح خطای پیش‌بینی استفاده می‌شود. رابطه (۱۳)، یک ترکیب خطی از اطلاعات مربوط به $\alpha^*_{t/t-1}$ و اطلاعات به دست آمده از خطای پیش‌بینی محاسبه شده در مرحله قبل است ($\gamma_{t/t-1}$) همان‌طور که از رابطه (۱۵) پیداست، مقدار K با ماتریس واریانس-کوواریانس $\alpha^*_{t/t-1}$ ، یعنی ماتریس $P_{t/t-1}$ رابطه مثبت دارد، بنابراین، با افزایش نااطمینانی در مورد پیش‌بینی $\alpha^*_{t/t-1}$ مقدار $P_{t/t-1}$ افزایش یافته در نتیجه، مقدار K افزایش خواهد یافت. از این رو، براساس رابطه (۱۳) افزایش مقدار K بدین معناست که وزن بیشتری به اطلاعات ارائه شده توسط خطای پیش‌بینی $\gamma_{t/t-1}$ در مرحله به هنگام‌سازی داده می‌شود. به بیان دیگر، با بالا بودن نااطمینانی در مورد $\alpha^*_{t/t-1}$ ، انتظار می‌رود که اهمیت اطلاعات به دست آمده از آن در معادله (۱۳) باید کمتر شود. رابطه (۱۴) نشان می‌دهد که ماتریس خطای پیش‌بینی $P_{t/t}$ در مرحله به هنگام‌سازی کاهش یافته است به طوری که اختلاف زیر:

$$P_{t/t-1} - P_{t/t} > 0$$

یک ماتریس معین مثبت می‌باشد، لذا نااطمینانی در مرحله به هنگام‌سازی در مورد پیش‌بینی‌ها کاهش می‌یابد. بنابراین، پیش‌بینی‌های مرحله به هنگام‌سازی نسبت به پیش‌بینی‌های مرحله‌ی اول قابل اعتمادتر خواهد بود (همیلتون، ۱۹۹۴).

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 می‌دهد. لذا، این رویکرد مشکل تورش تخمین در حالت وجود شکست‌های ساختاری را حل می‌کند (دوربین و کوپمن، ۲۰۰۱). با توجه به جدول (۱)، بسته به اینکه ابرپارامترها تصادفی باشند یا ثابت، حالت‌های متفاوتی از روند به دست خواهد آمد، به منظور 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)^۲ که مدل سری زمانی ساختاری فوق را در بر می‌گیرد، برای تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی بخش صنعت در این مطالعه به کار رفته است.

1. James Durbin & Siem Jan Koopman

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

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 (ARDL) به‌صورت زیر ترکیب شود (هانت، جاج و نینومیا، ۲۰۰۳a، ۲۰۰۳b). در مدل 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 گاز طبیعی در بخش صنعت با بکار بستن شکل عمومی رابطه‌ی (۶) و استفاده از تکنیک خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به شکل فضای حالت زیر به‌دست می‌آید که در آن کلیه متغیرها به‌صورت لگاریتمی در مدل لحاظ شده‌اند^۱:

$$A(L)e_{g,t} = \mu_t + B(L)V_t + C(L)P_{g,t} + D(L)z_t + \varphi_0 D_1 + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (۱۶)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \quad (۱۷)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim NID(0, \sigma_\zeta^2) \quad (۱۸)$$

که در آن

$$A(L) = 1 - \lambda_1 L - \lambda_2 L^2 + \lambda_3 L^3 - \lambda_4 L^4, \quad B(L) = \varphi_0 + \varphi_1 L + \varphi_2 L^2 + \varphi_3 L^3 + \varphi_4 L^4 \\ C(L) = \alpha_0 + \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \alpha_3 L^3 + \alpha_4 L^4, \quad D(L) = \delta_0 + \delta_1 L + \delta_2 L^2 + \delta_3 L^3 + \delta_4 L^4$$

L و عملگر وقفه است (تعداد وقفه‌ی بهینه با استفاده از آماره آکائیک چهار وقفه تعیین شده است). e_g لگاریتم تقاضای گاز طبیعی بخش صنعت، V_t لگاریتم ارزش افزوده‌ی واقعی بخش صنعت، p_g لگاریتم قیمت واقعی گاز طبیعی بخش صنعت، z_t سایر متغیرهای توضیحی مؤثر بر تقاضای گاز طبیعی (که شامل لگاریتم قیمت واقعی برق در بخش صنعت و P_{op} لگاریتم قیمت واقعی فرآورده‌های نفتی)، D_1 متغیر مجازی نشان‌دهنده‌ی سال اجرای هدفمندی یارانه‌ها و افزایش قیمت حامل‌های انرژی است که برای سال ۱۳۹۰ مقدار ۱ و بقیه سال‌ها مقدار صفر در نظر گرفته شده است، μ_t روند ضمنی

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.

تفاضل و $\sigma_{\xi}^2, \sigma_{\eta}^2$ ابرپارامترها هستند و $B(L)/A(L)$ و $C(L)/A(L)$ کَشش‌های بلندمدت تولیدی و قیمتی می‌باشند. در این الگو معادله‌ی تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت (معادله‌ی ۱۶) معادله‌ی اندازه‌گیری و معادله‌های سطح روند و شیب روند (معادله‌های ۱۷ و ۱۸) معادله‌های انتقال در فضای حالت هستند.

داده‌های به‌کار رفته در تحقیق حاضر به‌صورت سری زمانی سالانه بوده که در بازه‌ی زمانی ۱۳۹۰-۱۳۶۰ از منابع آماری مختلف جمع‌آوری شده است. داده‌های مربوط به قیمت حامل‌های انرژی (گاز طبیعی، برق و فرآورده‌های نفتی) و مقدار مصرف گاز طبیعی در این بخش از ترازنامه انرژی وزارت نیرو استخراج شده است. ارزش افزوده بخش صنعت نیز از سالنامه‌های آماری منتشره توسط مرکز آمار ایران، جمع‌آوری شده است. لازم به ذکر است که در مورد قیمت فرآورده‌های نفتی (نفت گاز و نفت کوره) این‌گونه عمل می‌شود که ابتدا سهم هر یک از فرآورده‌ها در دوره‌های مختلف در بخش صنعت محاسبه شده و یک میانگین از سهم آنها به‌دست می‌آید، سپس با استفاده از این سهم قیمت نسبی برای فرآورده‌های نفتی محاسبه می‌شود. همچنین، قیمت‌های واقعی حامل‌ها به‌عنوان قیمت حامل‌های انرژی استفاده شده است که قیمت‌های اسمی از طریق شاخص تعدیل‌کننده‌ی تولید ناخالص داخلی بر حسب سال پایه ۱۳۷۶ تبدیل به مقادیر واقعی شده‌اند. شاخص تعدیل‌کننده‌ی تولید ناخالص داخلی، از طریق تقسیم تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری به تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۷۶ به‌دست آمده، که آمارهای مربوط به تولید نیز از بانک مرکزی جمع‌آوری شده است.

۵. برآورد مدل و تفسیر نتایج

همان‌طور که قبلاً توضیح داده شد، یکی از مزایای مدل سری زمانی ساختاری نسبت به سایر روش‌های سنتی و متعارف سری‌های زمانی 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. بنابراین در این رهیافت نباید نگران نامانایی متغیر و تفاضل‌گیری متغیرهای سری زمانی بود. همچنین به‌دلیل اینکه در معادله‌ی تخمینی تا ۴ وقفه در مدل وارد می‌شود، لذا پویایی حاصل از لحاظ کردن وقفه‌ها هر نوع نوسانی را که در سری‌ها وجود داشته باشد در نظر می‌گیرد، بنابراین داده‌های مورد استفاده در مقاله از نظر مانایی مورد ارزیابی قرار نگرفته است.

در این بخش، مدل تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت برای سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۰ برآورد شده است و با استفاده از رویکرد عام به‌خاص^۱ و با شروع از معادلات کلی، مدل مقید مناسب با حذف متغیرهای بی‌معنی به‌منظور تعیین تعداد وقفه‌ها و نوع روند و اطمینان از قابل قبول بودن آزمون‌های

تشخیصی انتخاب شده است. با توجه به آزمون نسبت راستنمایی و بر اساس حالت‌های مختلف برآورد تابع تقاضا، مناسب‌ترین حالت برای ابر پارامترها تصادفی بودن شیب و ثابت بودن سطح روند آن تشخیص داده شد. به عبارت دیگر ماهیت روند ضمنی در تابع تقاضای گاز طبیعی از نوع روند هموار می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد این تابع در جدول (۳) گزارش شده است. ارزیابی آزمون خوبی برازش مدل (R^2) نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی وارد شده در تابع تقاضای گاز طبیعی بخش صنعت ۹۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهد. همچنین آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهند که هیچ‌گونه خود همبستگی و یا همبستگی سریالی ($r(1)$ و $r(4)$) در باقیمانده‌ها وجود ندارد. به عبارت دیگر اجزاء باقیمانده از هیچ نوع الگوی سیستماتیک تبعیت نمی‌کند و دارای روند کاملاً تصادفی است. با توجه به آماره‌ی بومن-شنتون^۱ نشانه‌ای از غیرنرمال بودن باقیمانده‌ها در مدل وجود ندارد. این آماره ترکیبی از معیارهای کشیدگی و چولگی است و دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی دو است (جدول ۴).

جدول ۳: برآورد تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت

ضرایب برآورد شده	متغیرهای توضیحی
(۰/۰۰۳۲) -۰/۱۶	(lpg _t)
(۰/۰۲۴۸) ۲/۰۸	(lv _t)
(۰/۰۱۲۵) ۰/۷۶	(lpe _t)
(۰/۲۶۴۱) ۰/۲۳	(lpop _t)
(۰/۰۰۳۱) ۰/۲۲	(leg _{t-1})
(۰/۰۱) -۰/۱۰	(lpg _{t-1})
(۰/۰۱۲۲) ۰/۵۲	(lpe _{t-1})
(۰/۰۰۲۴) -۱/۳۱	(lv _{t-1})
(۰/۵۵۳۰۷) ۰/۷۲	(D _t)
اجزای بردار حالت	
(۰/۰۰۴) ۰/۱۴	شیب روند (β_T)
(۰/۰۱۵) ۱۵/۶۴	سطح روند (μ_T)



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

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



ابریارامترها	
.	واریانس سطح روند (σ_{η}^2)
۰/۰۰۰۰۲۴	واریانس شیب روند (σ_{ξ}^2)
۰/۰۰۰۱	واریانس جزء نامنظم (σ_{ε}^2)
روند هموار	ماهیت روند
معیار خوبی برازش	
۰/۹۹	R^2
آزمون‌های تشخیصی باقیمانده‌ها	
۰/۰۱	انحراف معیار
۱/۱۵	$H(9)$
۱/۸۲	DW
.	$r(1)$
۰/۰۳	$r(4)$
۲/۸۵	$Q(4,3)$
۰/۹۹	$LR-test$

منبع: یافته‌های تحقیق و خروجی نرم‌افزار STAMP 8.1

- اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال معنی‌داری می‌باشد.

جدول ۴: آزمون نرمال بودن باقیمانده‌های حاصل از برآورد مدل رگرسیونی (۱۶)

سطح احتمال	آماره χ^2 ی	معیار
۰/۷۰۳۸	۰/۰۶۲۵	چولگی
۰/۷۶۴۸	۰/۵۴۲۰	کشیدگی
۰/۵۴۶۸	۰/۳۵۲۶	آماره ی بومن-شنتون

منبع: نتایج تحقیق

۱. $H(9)$ آماره آزمون ناهمسانی است و نسبت مربع آخرین ۹ باقیمانده به مربع اولین ۹ باقیمانده است که ۹ نزدیک‌ترین عدد صحیح به $T/9$ و T تعداد مشاهدات است. این آماره به‌طور تقریبی دارای توزیع $F(9,9)$ می‌باشد.

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

۳. $r(1)$ و $r(4)$ به ترتیب ضرایب خودهمبستگی سریالی وقفه‌های اول و چهارم هستند که به‌طور تقریبی دارای توزیع $N(0, \frac{1}{T})$ می‌باشند.

۴. $Q(4,3)$ آماره باکس الجانگ (Box-Ljung) بر پایه خودهمبستگی اولین ۴ باقیمانده است که در برابر توزیع χ^2 با درجه آزادی ۳ آزمون می‌شود.

به دلیل اینکه متغیرها به صورت لگاریتمی در مدل لحاظ شده‌اند، لذا ضرایب متغیرها بیانگر کشش های قیمتی و تولیدی هستند. براساس جدول (۳)، بجز متغیر قیمت واقعی فرآورده های نفتی به عنوان سوخت جایگزین و متغیر مجازی نشان دهنده ی سال اجرای هدفمندی یارانه ها و افزایش قیمت حامل های انرژی، تمامی متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضای گاز طبیعی بخش صنعت از نظر آماری در سطح ۵ درصد معنی دارند. وقفه های مختلف کلیه متغیرها در مدل قرار گرفته و آزمون شده، و فقط وقفه هایی که از نظر آماری معنادار بوده اند، در مدل وارد شده اند. همچنین با توجه به اینکه متغیر وابسته خود به عنوان یک متغیر از پیش تعیین شده در سمت راست تابع وارد شده است، لذا کشش قیمتی و تولیدی گاز طبیعی به دو صورت کوتاه مدت و بلندمدت قابل محاسبه است که به صورت زیر می باشد:

جدول ۵: کشش های قیمتی و تولیدی

کشش تولیدی	کشش قیمتی	
۲/۰۸	-۰/۱۶	کوتاه مدت
۰/۹۹	-۰/۳۳	بلندمدت

منبع: نتایج تحقیق

نتایج برآورد کشش های قیمتی در جدول ۵ نشان می دهند که کشش قیمتی تقاضای گاز طبیعی بخش صنعت در کوتاه مدت پایین است. این نتیجه گویای این واقعیت است که سیاست تعدیل قیمت گاز در کوتاه مدت تأثیر چندانی در کاهش مصرف آن در این بخش ندارد. یارانه های پرداختی توسط دولت و پایین نگه داشتن قیمت گاز طبیعی در طول دوره مورد ارزیابی (به جز انتهای سال ۱۳۸۹ و سال ۱۳۹۰)، پایین بودن درجه ی تبعیت قیمت عامل تولید سرمایه ی ثابت از قیمت انرژی به دلیل وارداتی بودن قسمت اعظم تجهیزات و ماشین آلات مورد استفاده در بخش صنعت، از دلایل حساسیت ناچیز تقاضای گاز طبیعی در این بخش به شمار می رود. پایین بودن سهم هزینه گاز طبیعی از کل هزینه بنگاه و در نتیجه انتقال محدود منحنی عرضه کل بخش صنعت هنگام تغییر قیمت گاز طبیعی و همچنین پایین بودن کشش قیمتی محصولات تولیدی این بخش در نتیجه ی محدودیت های وارداتی و گمرکی و نبود جانشین مناسب برای گاز طبیعی در کوتاه مدت و نبود فرصت کافی برای جایگزینی ماشین آلات قدیمی با دستگاه های جدیدتر دلایل دیگر تأثیر کم قیمت گاز طبیعی بر تقاضای آن در بخش صنعت در کوتاه مدت می باشند. حتی علی رغم این که در انتهای سال ۱۳۸۹ و سال ۱۳۹۰ قیمت گاز طبیعی افزایش یافت و انتظار می رفت بخش تولید به سمت صرفه جویی در مصرف انرژی و افزایش کارایی برود ولی چنانچه ملاحظه می شود اجرای این سیاست اثر قابل

ملاحظه‌ای روی کاهش مصرف گاز طبیعی در این بخش نداشته است و همچنان کسش قیمتی تقاضای گاز طبیعی پایین است. به عبارت دیگر با توجه به هزینه سنگین تجهیزات انرژی بر در بخش صنعت امکان استفاده از تجهیزات با کارایی بیشتر در کوتاه‌مدت در این بخش وجود ندارد. حساسیت پایین تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت نسبت به اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها و افزایش قیمت حامل‌های انرژی می‌تواند به دلیل اثر عوامل برونزای مهم دیگری به جز قیمت (مانند تغییر ساختار اقتصادی و یا تغییر سلیقه و ترجیحات مصرف‌کنندگان) باشد که قابل مشاهده نیستند ولی اثر زیادی روی تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت داشته‌اند. بخش تولید طی سال‌های طولانی به دلیل تقریباً رایگان بودن انرژی به سمتی نرفته است که براساس آن در تکنولوژی تغییر دهند. عدم تغییر در تکنولوژی نه تنها موجب این است که مصرف انرژی بیشتر باشد، بلکه به دنبال آن استهلاک بیشتر می‌شود. در این راستا، با توجه به تأثیر کم قیمت گاز طبیعی بر مصرف آن در کوتاه‌مدت می‌توان نتیجه گرفت که کاهش مصرف از طریق سیاست افزایش قیمت در کوتاه‌مدت مؤثر نیست و برای اثرگذاری و هدایت مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت پیشنهاد می‌شود هدایت بخش تولید از طریق معافیت استهلاک مالیاتی و تأمین منابع از طریق نظام بانکی برای صنایع مورد توجه قرار گیرد تا بتواند تجدید سرمایه‌گذاری کند و به سمت تکنولوژی برتر و کم مصرف انرژی بروند.

همچنین، طبق جدول (۵) در بلندمدت نیز گاز طبیعی برای بخش صنعت کالایی کم کسش است و حتی افق زمانی که یکی از عوامل مؤثر بر مقدار کسش است در مورد این کالا تأثیرگذار نبوده است. تبیین این مطلب نیازمند تحلیل فرآیند پویای اثرگذاری قیمت گاز طبیعی بر تقاضای آن است. افزایش قیمت گاز طبیعی در کوتاه‌مدت باعث کاهش تقاضای آزاد^۱ حامل‌ها می‌شود. کسش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضای گاز طبیعی، در واقع حساسیت تقاضای آزاد گاز طبیعی را نسبت به قیمت‌ها اندازه‌گیری می‌کند. در بلندمدت، افزایش قیمت گاز طبیعی موجب می‌گردد تا بنگاه‌های مصرف‌کننده‌ی این حامل انرژی نسبت به جایگزینی دستگاه‌ها و ماشین‌آلات پر مصرف با تجهیزات کم مصرف اقدام نمایند. تولیدکنندگان کالاهای مصرف‌کننده‌ی 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 کالاهای 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 به دنبال دارد. وارد شدن این محصولات به چرخه‌ی مصرف صرفه جویی مصرف گاز طبیعی را دامن می‌زند. بنابراین، در بلندمدت علاوه بر

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 به کار گرفته شده‌اند، تقاضا نمی‌شود. این قسمت از تقاضای انرژی نسبت به تغییرات متغیرهای اقتصادی مربوطه، حساسیت بیشتری نشان می‌دهد.

تقاضای آزاد گاز طبیعی، تقاضای محصور^۱ نیز از افزایش قیمت گاز طبیعی متأثر می‌گردد. کشش بلندمدت تقاضای گاز طبیعی در واقع واکنش تقاضای آزاد و محصور گاز طبیعی نسبت به قیمت آن است.

همان‌طور که اشاره شد، تقاضای محصور در ابتدا با جایگزینی محصولات مصرف‌کننده انرژی با محصولات موجودی که بازده مصرف انرژی آنها بالاتر است، تحت تأثیر قرار می‌گیرد. در مرحله‌ی بعد تقاضای محصور از طریق جایگزین‌سازی محصولات با بازده مصرف انرژی بالاتر که در نتیجه پیشرفت تکنولوژی، وارد بازار شده‌اند، متأثر می‌شود.

باید به این نکته نیز توجه شود که حساسیت تقاضا نسبت به تغییرات قیمت از نظر منطقی، زمانی قابل تجزیه و تحلیل خواهد بود که انعطاف‌پذیری قیمت‌ها حاکم باشد. در حالی که در طی دوره مورد ارزیابی (به‌جز سه ماهه آخر سال ۸۹ و سال ۹۰) ساختار قیمت‌گذاری گاز طبیعی در اقتصاد ایران دستوری بوده است و این نیز منجر به پایین نگه داشتن قیمت گاز طبیعی از قیمت آستانه‌ای^۲ آن شده است. پس در این حالت قیمت‌ها به وظیفه‌ی خود که علامت‌دهی و تنظیم بازار است، عمل نمی‌کنند. در نتیجه، سهم هزینه مصرف گاز طبیعی از کل هزینه بنگاه‌ها، نسبتاً پایین می‌باشد. این امر باعث می‌شود، جایگزینی محصولات مصرف‌کننده گاز طبیعی با بازده پایین مصرف انرژی به‌وسیله محصولات مصرف انرژی بالاتری برخوردارند، اقتصادی نباشد. در این شرایط با توجه به پایین بودن قیمت گاز طبیعی در ایران، جانشینی بین سرمایه و انرژی رخ می‌دهد و بنابراین، در بخش صنعت به جای استفاده از ماشین‌آلات با تکنولوژی جدید که از کارایی انرژی بالاتری برخوردارند، از دستگاه‌های فرسوده یا با تکنولوژی قدیمی که بازده مصرف انرژی پایین‌تری دارند، استفاده می‌شود و جایگزینی محصولات مصرف‌کننده انرژی بیشتر در صورتی که دستگاه‌ها کاملاً مستهلک شوند، عملی می‌گردد و تغییر قیمت گاز طبیعی، تأثیر زیادی بر آن ندارد. به‌عبارت دیگر، تقاضای محصور گاز طبیعی در بخش صنعت حتی در بلندمدت نیز نسبت به قیمت آن، واکنش نشان نمی‌دهد.

بنابراین، به نظر می‌رسد پایین بودن کشش قیمتی تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت، بیشتر به آن دلیل است که قیمت این حامل پایین‌تر از سطح آستانه‌ای آن تعیین شده است. اگر قیمت این حامل توسط سازوکار بازار تعیین شود و سهم هزینه مصرف گاز طبیعی بنگاه‌های بخش صنعت از کل هزینه‌های آنها به یک حد معقول و منطقی برسد، انتظار می‌رود افزایش قیمت گاز طبیعی تقاضای محصور آن را نیز طی دو اثر جداگانه تغییر دهد و قدر مطلق کشش قیمتی تقاضای گاز طبیعی افزایش یابد.

۱. (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.

۲. منظور از سطح آستانه‌ای در اینجا، سطحی از قیمت گاز طبیعی است که در طرف تقاضا حساسیت ایجاد می‌کند.

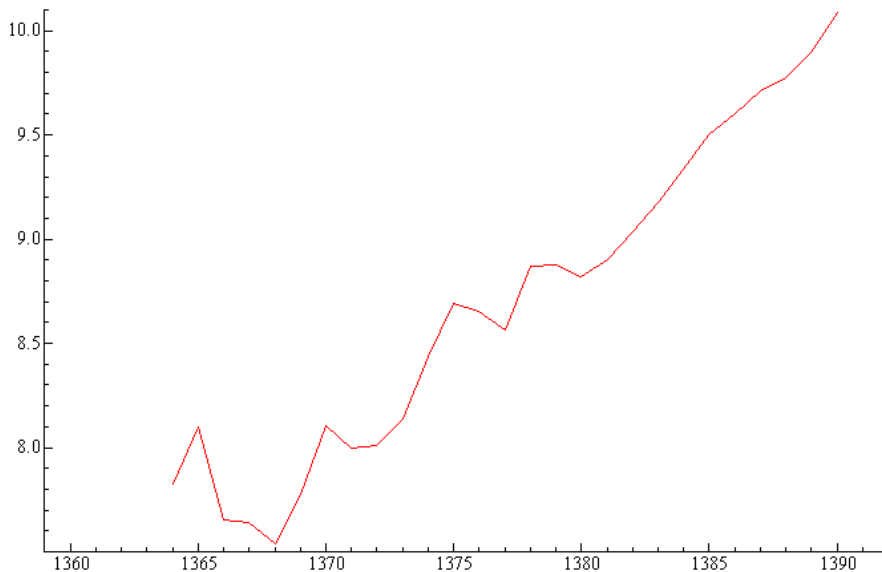
نتایج مربوط به کشش‌های تولیدی در بلندمدت و کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که تغییرات تولید و ارزش افزوده بخش صنعت، تأثیر معناداری بر مصرف گاز طبیعی در این بخش دارد. در واقع در کوتاه‌مدت در بخش صنعت به دلیل اینکه کشش تولیدی بزرگ‌تر از یک است، همگام با افزایش تولید، با شدت بیشتری مصرف گاز طبیعی مشاهده می‌شود و علت اصلی آن هم زیاد بودن شدت انرژی در ایران نسبت به استانداردهای بین‌المللی است. بزرگ‌تر بودن کشش تولیدی گاز طبیعی در بخش صنعت در کوتاه‌مدت از مقدارش در بلندمدت نیز به این دلیل است که در بلندمدت، زمان و فرصت کافی برای تغییر در شیوه‌های تولید و ارتقاء سطح تکنولوژی وجود دارد.

با توجه به اینکه ضریب متغیر قیمت فرآورده‌های نفتی در برآورد مدل معنادار نبود، در نتیجه این حامل انرژی کالای جانشینی برای گاز طبیعی در دوره مورد ارزیابی نبوده است. همچنین، ضرایب مربوط به قیمت برق نیز نشان می‌دهد که این حامل انرژی نقش کالای جانشین را برای گاز طبیعی در بخش صنعت دارد و با توجه به ضرایب برآورد شده درجه‌ی جانشینی بین آنها زیاد است، به طوری که حساسیت تغییرات مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت نسبت به تغییرات قیمت برق در کوتاه‌مدت $0/76$ و در بلندمدت برابر $1/64$ است. این نتیجه نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت کشش متقاطع کوچک‌تر از یک است و امکان تغییر شیوه‌ی تولید یا جایگزینی دستگاه‌های مصرف‌کننده‌ی گاز طبیعی با ماشین‌آلاتی که با برق کار می‌کنند، کم است ولی در بلندمدت به دلیل افق زمانی طولانی‌تر، امکان تغییر شیوه‌ی تولید و یا جایگزینی دستگاه‌ها زیاد است و از این‌رو کشش متقاطع بزرگ‌تر از ۱ است.

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود ضریب متغیر مجازی برای سال‌های اجرای هدفمندی یارانه‌ها از نظر آماری معنادار نیست و برخلاف انتظار افزایش قیمت گاز طبیعی تأثیری روی کاهش مصرف آن در بخش صنعت نداشته است. به دلیل اینکه در طول دوره مورد مطالعه (به جز سال‌های اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها) گاز طبیعی با قیمتی پایین‌تر از حد آستانه‌ای به بخش صنعت عرضه شده و سهم کمی در هزینه‌های این بخش داشته است. همچنین در طی سال‌ها ساختار تولید به کمیابی انرژی و مخصوصاً گاز طبیعی توجهی نکرده است و به دلیل مدیریت نادرست تقاضای انرژی و یارانه ای بودن عرضه‌ی آن در سال‌های قبل از بحث حذف یارانه‌ها در این بخش اسراف‌های زیادی صورت گرفته است. در نتیجه صاحبکاران اقتصادی بخش صنعت در ابتدای اجرای این قانون - که در تحقیق حاضر مورد مطالعه بوده است - تمایلی به تغییر عادت‌های مصرفی خود در روش‌های تولید نداشته‌اند و افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر تقاضای گاز طبیعی بخش صنعت اثر معناداری نداشته است. همچنین، عوامل برونزای دیگری مانند رشد جمعیت، توسعه صنایع و تکنولوژی و افزایش سطح زندگی و رفاه و مصرف‌گرایی در سال‌های اخیر موجب افزایش تقاضا برای کالاهای صنعتی و در نتیجه، سبب افزایش تولیدات و افزایش تقاضای گاز طبیعی در صنایع می‌شوند. به دلیل اینکه این

عوامل ثابت نبوده و در خلاف جهت انتظار عمل کرده‌اند در نتیجه باعث شده‌اند هدف اجرای این سیاست که کاهش مصرف گاز طبیعی بوده است محقق نشود.

یکی دیگر از نتایج تابع تقاضای تخمین زده شده، تشخیص ماهیت روند تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت است که به‌عنوان یک متغیر جانشین برای بیان اثرات عوامل غیرقابل مشاهده مثل ساختار اقتصادی و ترجیحات مصرف‌کنندگان بر تقاضای گاز طبیعی در نظر گرفته و به شیوه‌ی فضا حالت مدلسازی شد. ضرایب برآورد شده حاصل از فیلتر کالمن در جدول (۳) نشان می‌دهد که مقدار تخمینی ابرپارامترها به‌صورت $\sigma_{\eta}^2 = 0$ و $\sigma_{\xi}^2 \neq 0$ است، در نتیجه طبق جدول (۱) ماهیت روند از نوع روند هموار است. نمودار (۱)، روند تخمین زده شده‌ی تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت را نشان می‌دهد. همچنین، مقدار سطح و شیب روند نشان می‌دهند روند شیب رو به بالا دارد و به صورت غیرخطی است، به‌طوری‌که بین سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۶۸ کاهش یافته و پس از آن افزایش یافته است. این موضوع نشان‌دهنده‌ی آن است که در طی سال‌های جنگ تحمیلی تقاضای گاز بخش صنعت کاهش یافته و این مسأله می‌تواند به‌دلیل باشد که در این سال‌ها رشد تولید صنایع کاهش یافته و نقدینگی کشور بیشتر برای تأمین نیازهای جنگ تحمیلی تخصیص پیدا کرده و تسهیلات و وام‌های کمتری برای تولید به بخش صنعت بوده داده شده است. بنابراین میزان سرمایه‌گذاری و در نتیجه تولید رشد کمتری داشته و گاز طبیعی که به‌عنوان یکی از نهاده‌های تولید در بخش صنعت است تقاضای کمتری داشته است. لذا در طول این چند سال با فرض ثبات سایر عوامل مؤثر بر تقاضا منحنی تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت به سمت چپ منتقل شده است، ولی در دوره‌ای که روند ضمنی در حال افزایش بوده، با فرض ثبات سایر عوامل، منحنی تقاضا به سمت بالا منتقل شده است. شیب رو به بالای روند ضمنی نشان می‌دهد علی‌رغم پیشرفت‌های فنی رخ داده در طول دوره مورد ارزیابی، ساختار اقتصادی و سلیقه و ترجیحات مصرف‌کنندگان در خلاف جهت عمل کرده و باعث افزایش مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت شده است. پس مشاهده می‌شود چنانچه روند به شکل صحیح مدل‌سازی نشود، با توجه به عدم لحاظ اثرات انتقالی تابع تقاضا، کشش‌های قیمتی و تولیدی حاصل تورش‌دار خواهند بود.



نمودار ۱: روند ضمنی تخمین زده شده‌ی تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت طی دوره ی ۱۳۶۰-۱۳۹۰

منبع: نتایج تحقیق و خروجی نرم افزار STAMP

نتیجه گیری

در این مقاله تلاش شده است تا دقیق‌ترین کشش‌های قیمتی و تولیدی تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور ایران برآورد شوند. برای نیل به این هدف مدل سری زمانی ساختاری (STSM) از مقالات هاروی (۱۹۸۹) و هاروی، هنری، پترس و ورن لویس (۱۹۸۶) برگرفته شده است. این مدل ما را قادر می‌سازد اجزای مشاهده نشده‌ی روندهای تصادفی و پیشرفت‌های تکنولوژیکی و تغییرات ساختاری اقتصادی که در اکثر مدل‌های اقتصادسنجی مورد توجه قرار گرفته نمی‌شود را در تابع تقاضای گاز طبیعی وارد کرده و کشش‌های تولیدی و قیمتی صحیحی برآورد شود. در نتیجه از ایجاد تورش و دور شدن از تقاضای واقعی انرژی اجتناب خواهد شد.

نتایج نشان می‌دهد که کشش قیمتی گاز طبیعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت پایین است و به‌ترتیب مقادیرهای $(-0/16)$ و $(-0/33)$ است. این مسأله بیشتر به آن دلیل است که در طی دوره مورد ارزیابی قیمت این حامل پایین‌تر از سطح آستانه‌ای آن تعیین شده است. یارانه‌های پرداختی توسط دولت و پایین نگه داشتن قیمت گاز طبیعی در طول دوره مورد ارزیابی (به‌جز انتهای سال ۱۳۸۹ و سال ۱۳۹۰)، پایین بودن درجه‌ی تبعیت قیمت عامل تولید سرمایه‌ی ثابت از قیمت انرژی به‌دلیل وارداتی بودن قسمت اعظم تجهیزات و ماشین‌آلات مورد استفاده در بخش صنعت، از دلایل حساسیت ناچیز تقاضای گاز طبیعی در این بخش به‌شمار می‌رود. پایین بودن سهم هزینه گاز طبیعی از کل هزینه

بنگاه و در نتیجه انتقال محدود منحنی عرضه کل بخش صنعت هنگام تغییر قیمت گاز طبیعی و همچنین پایین بودن کشش قیمتی محصولات تولیدی این بخش در نتیجه محدودیت‌های وارداتی و گمرکی و نبود جانشین مناسب برای گاز طبیعی در کوتاه‌مدت و نبود فرصت کافی برای جایگزینی ماشین‌آلات قدیمی با دستگاه‌های جدیدتر دلایل دیگر تأثیر کم قیمت گاز طبیعی بر تقاضای آن در بخش صنعت می‌باشند. در این راستا، با توجه به تأثیر کم قیمت گاز طبیعی بر مصرف آن در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌توان نتیجه گرفت که کاهش مصرف از طریق سیاست افزایش قیمت مؤثر نیست و برای اثرگذاری و هدایت مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت پیشنهاد می‌شود هدایت بخش تولید از طریق معافیت استهلاک مالیاتی و تأمین منابع از طریق نظام بانکی برای صنایع مورد توجه قرار گیرد تا بتوانند تجدید سرمایه‌گذاری کنند و به سمت تکنولوژی برتر و کم مصرف انرژی بروند.

نتایج حاصل از مطالعه حاکی از آن است که کشش تولیدی در کوتاه‌مدت $2/08$ و در بلندمدت $0/99$ است که نشان می‌دهد تقاضا نسبت به ارزش افزوده‌ی بخش صنعت در کوتاه‌مدت با کشش ولی در بلندمدت بی‌کشش است. در واقع در کوتاه‌مدت در بخش صنعت به دلیل اینکه کشش تولیدی بزرگ‌تر از یک است، همگام با افزایش تولید، با شدت بیشتری مصرف گاز طبیعی مشاهده می‌شود و علت اصلی آن هم زیاد بودن شدت انرژی در ایران نسبت به استانداردهای بین‌المللی است. بزرگ‌تر بودن کشش تولیدی گاز طبیعی در بخش صنعت در کوتاه‌مدت از مقدارش در بلندمدت نیز به این دلیل است که در بلندمدت، زمان و فرصت کافی برای تغییر در شیوه‌های تولید و ارتقاء سطح تکنولوژی وجود دارد. بنابراین، برای متحول کردن الگوی مصرف انرژی در صنایع باید تحولات ساختاری و تکنولوژیکی صورت گیرد و پیشنهاد می‌شود در جهت توسعه بهره‌وری صنایع گام برداشته شود. البته هرچند افزایش بهره‌وری نمی‌تواند اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی را به صورت کامل رفع کند ولی با افزایش نرخ رشد ارزش افزوده می‌تواند تا حدودی از آثار نامطلوب افزایش قیمت حامل‌های انرژی جلوگیری نماید (صمصامی و همکاران، ۱۳۹۰). در این راستا، از رده خارج ساختن ماشین‌آلات و تجهیزات فرسوده، وادار کردن صنایع تولیدکننده ماشین‌آلات و تجهیزات صنعتی به تولید ماشین‌آلات و تجهیزات کم‌مصرف و مطابق با استانداردهای از نظر مصرف سوخت، بالا بردن درجه رقابت در صنایع سازنده‌ی ماشین‌آلات صنعتی از طریق آزادسازی واردات این ماشین‌آلات در یک برنامه زمان بندی شده و کاهش تدریجی تعرفه‌های گمرکی واردات این ماشین‌آلات می‌تواند در اصلاح الگوی مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت و کنترل نرخ رشد مصرف آنها در این بخش گره‌گشا باشد.

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، روند تخمین زده شده‌ی تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت دارای ماهیت غیرخطی و از نوع روند هموار بوده است، و اگر در مدل برآورد شده این ویژگی مدنظر قرار نمی‌گرفت کشش‌های

مربوطه تورش دار برآورد می شدند. این مسأله با مقایسه‌ی نتایج حاصل از این مطالعه با سایر مطالعات داخلی قابل اثبات است، در مطالعات دیگر نیز همانند نتایج این پژوهش کثش قیمتی گاز طبیعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت کمتر از واحد است ولی مقدار آنها کمتر از کثش قیمتی به‌دست آمده در این مطالعه است که این نشان می‌دهد چون در مطالعات مذکور اثر عوامل غیرقابل مشاهده‌ی دیگر و نقش روند بر تقاضای گاز طبیعی در نظر گرفته نشده است، لذا کثش‌های قیمتی به‌دست آمده کمتر از حد تخمین زده شده‌اند. همچنین کثش‌های تولیدی به‌دست آمده در مطالعات دیگر نیز در برخی موارد بالاتر و در برخی موارد پایین‌تر از کثش‌های تولیدی به‌دست آمده در این تحقیق است که این تورش‌های به سمت بالا یا پایین می‌تواند ناشی از لحاظ نکردن روند ضمنی در توابع تقاضای این مطالعات باشد.

همچنین نتایج حاصل از در نظر گرفتن اثر اجرای قانون هدفمند کردن یارانه‌ها و افزایش قیمت گاز طبیعی در انتهای سال ۱۳۸۹ و سال ۱۳۹۰ بر تقاضای گاز طبیعی بخش صنعت در طول دوره مورد ارزیابی نشان می‌دهد که بر خلاف انتظار افزایش قیمت گاز طبیعی تأثیری روی تقاضای آن در بخش صنعت ندارد. این مسأله می‌تواند به دلیل اثر عوامل برونزای مهم دیگری به‌جز قیمت (مانند تغییر ساختار اقتصادی و یا تغییر سلیقه و ترجیحات مصرف‌کنندگان) باشد که قابل مشاهده نیستند ولی اثر زیادی روی تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت داشته‌اند. در طول دوره مورد مطالعه (به‌جز سال‌های اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها) گاز طبیعی با قیمتی پایین‌تر از حد آستانه‌ای به بخش صنعت عرضه می‌شده و سهم کمی در هزینه‌های این بخش داشته است. همچنین ساختار بخش تولید در ایران طی سال‌های طولانی به دلیل تقریباً رایگان بودن انرژی به سمتی نرفته است که براساس آن در تکنولوژی تغییر دهند. بنابراین، عدم تغییر در تکنولوژی نه تنها موجب این است که مصرف انرژی بیشتر باشد، بلکه به‌دنبال آن استهلاک بیشتر می‌شود. همچنین در فرآیند تولید به کمیابی انرژی و مخصوصاً گاز طبیعی توجهی نشده است و به‌دلیل مدیریت نادرست تقاضای انرژی و یارانه‌ای بودن عرضه‌ی آن در سال‌های قبل از بحث حذف یارانه‌ها در بخش صنعت اسراف‌های زیادی صورت گرفته است. در نتیجه صاحبکاران اقتصادی در این بخش تمایلی به تغییر عادت‌های مصرفی خود در روش‌های تولید در ابتدای اجرای این قانون - که در تحقیق حاضر مورد مطالعه بوده است - نداشته‌اند. بنابراین هدف اجرای این سیاست که صرفه جویی در مصرف گاز طبیعی و افزایش کارایی در بخش صنعت بوده است محقق نشده و سایر عوامل غیرقابل مشاهده‌ی مؤثر روی مصرف گاز طبیعی ثابت نبوده و در خلاف جهت انتظار عمل کرده‌اند.

منابع

- آذربایجانی، کریم؛ شریفی، علیمراد و شجاعی، عبدالناصر (۱۳۸۶)؛ "تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور"، مجله توسعه و سرمایه، سال اول، شماره ۱: ۷۰-۴۷.
- حیدری، ابراهیم و صادقی، حسین (۱۳۸۴)؛ "تخمین کارایی انرژی در بخش صنعت ایران در قالب تابع تقاضای تعدیل جزئی"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۸، بهار: ۱۷۹-۲۰۰.
- ترازنامه انرژی (۱۳۸۸)؛ دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی، معاونت امور برق و انرژی، وزارت نیرو.
- ترازنامه انرژی (۱۳۹۰)؛ دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی، معاونت امور برق و انرژی، وزارت نیرو.
- سقانیان‌نژاد، سیدحسین و علیپورجدی، محمدرضا (۱۳۷۷)؛ "تخمین دو مرحله ای تابع مصرف انرژی در صنعت ایران بر اساس مدل لاجیت (۱۳۴۶-۱۳۷۳)"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۲، بهار و تابستان: ۹۲-۴۳.
- سهیلی، کیومرث (۱۳۸۲)؛ "بررسی تطبیقی مدل‌های تقاضای انرژی"، فصلنامه پژوهشی دانشگاه امام صادق، شماره ۱۷: ۱۵۹-۱۹۴.
- مصصامی، حسین؛ ناظم، محسن و قربان‌نژاد، مجتبی (۱۳۹۰)؛ "تأثیر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر روی ارزش افزوده بخش صنعت"، مجموعه مقالات هشتمین همایش ملی انرژی.
- مرکز پژوهش‌های مجلس (۱۳۹۰)؛ "بررسی تأثیر هدفمندسازی یارانه‌ها بر صنایع انرژی‌بر"، دفتر مطالعات انرژی، صنعت و معدن.
- Adeyemi Olutomi I and Lester C Hunt. (2006); Modeling OECD Industrial Energy Demand: Asymmetric Price Responses and Energy – Saving Technical Change, *Surrey Energy Economics Discussion paper*, SEEDS99.
- Blakemore, F. B., Davies, C. and Isaac, J. G. (1994); UK energy market: an analysis of energy demands. Part I. A disaggregated sectorial approach. *App Energy*: 261-277.
- Commandeur, Jacques J.F., Siem Jan Koopman, (2007); *An Introduction To State Space Time Series Analysis*, Oxford University Press.
- Dimitropoulos J, Hunt LC and Judge G. (2005); Estimating Underlying Energy Demand Trends using UK Annual Data, *Applied Economics Letters*, No 12: 239-244.
- Durbin, J. and S. J. Koopman (2001); *Time Series Analysis by State Space Methods*. Number 24 in Oxford Statistical Science Series. Oxford: Oxford University Press.
- Frechtling, D.C. (2003); Tourism Demand Modeling and Forecasting: Modern Econometric Approaches, *Journal of Travel Research*, No.41: 332-335.
- Hamilton J. (1994); *Time Series Analysis*”, Princeton Press.
- 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: 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: 975-985.
- Harvey AC, Koopman SJ. (1993). *Forecasting hourly electricity demand using time varying splines*. Journal of American Statistical Association, No 88, pp 1228-1236.
- 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; 261-302.
- 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: 93-118.
- Hunt, L. C., Judge, G., Ninomiya, Y. (2003b); *Modeling underlying demand trends*. Chapter 9 in L. C. Hunt (Ed) Energy in a competitive market: Essays in honor of Colin Robinson, Edward Elgar, Cheltenham, UK.
- Hunt LC, Judge G and Ninomiya Y. (2000); Modeling Technical Progress: An Application of the Stochastic Trend Model to UK Energy Demand. *Surrey Energy Economics Discussion Paper*, SEEDS99.
- Huntington, Hillard G. (2007); Industrial Natural Gas Consumption in the United States: An Empirical Model for Evaluating Future Trends, *Energy Economics*, No 29: 743-759.
- 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.
- 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: 87-94.
- Maddala, G.S., Kim, I., (1998); *Unit Roots, CoIntegration and Structural Change*. Cambridge University Press, Cambridge, UK.