پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران
سال پنجم، شماره ۲۰، پاییز ۱۳۹۵، صفحات ۱۸۵-۱۱۵

برآورد تابع تقاضای انرژی در زیربخش‌های صنعت ایران برای اقلیم‌های گوناگون (مطالعه موردی زیربخش صنایع نساجی، پوشاک و چرم)

زهره شیرانی فخر[۱] رحمان خوش‌اخلاق[۲]

تاریخ ارسال: ۱۳۹۴/۱۲/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۲۳

چکیده

با توجه به اینکه یکی از عمده‌ترین متقاضیان انرژی بخش‌های صنعتی هستند، در پژوهش حاضر توابع تقاضای حامل‌های انرژی در زیربخش‌های صنعت کشور به تفکیک طبقه‌بندی ISIC دو رقمی با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری برای دوره‌ی زمانی ۱۳۸۸-۱۳۶۰ تصریح می‌شود. در این پژوهش بطور موردی توابع تقاضای برق، گازطبیعی، نفت‌گاز و نفت‌کوره در زیربخش صنایع نساجی، پوشاک و چرم برآورد می‌شود. همچنین تلاش می‌شود نقش اقلیم‌های مختلف در چگونگی تقاضای انرژی زیربخش‌های صنعت مشخص گردد. به دلیل اینکه دوره زمانی مورد مطالعه شامل سال های اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها می‌شود، لذا این مساله نیز مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. با توجه به نتایج توابع تقاضای برآورد شده، کشش‌های قیمتی تقاضای این حامل‌ها در کوتاه‌مدت کمتر از واحد می‌باشند. در بلندمدت نیز کشش قیمتی برق پایین و کشش‌های قیمتی گازطبیعی، نفت‌گاز و نفت‌کوره در بلندمدت بزرگتر از واحد بوده‌اند. کشش‌های تولیدی تقاضای این حامل‌ها در کوتاه‌مدت کمتر از واحد و کشش تولیدی حامل‌ها بجز گازطبیعی در بلندمدت کمتر از واحد می‌باشند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که اقلیم معتدل و مرطوب بهترین شرایط تولید را در صنایع نساجی فراهم می‌کند. ماهیت روندضمنی تقاضای گازطبیعی و نفت‌کوره نیزبه صورت غیرخطی و روندضمنی تقاضای برق به صورت خطی حرکت می‌کنند. نتایج حاصل از ارزیابی اثر اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها در این صنایع نیز نشان می‌دهد که روابط برآوردی تقاضای گازطبیعی و نفت‌کوره می‌توانند اثر اجرای این سیاست را توضیح دهند.

طبقه‌بندی JEL: Q21، L60، C22

واژگان کلیدی: تقاضای انرژی، مدل سری زمانی ساختاری، روند ضمنی تقاضای انرژی، مدل فضای حالت، اقلیم.

---

۱. دکتری اقتصاد انرژی دانشگاه اصفهان(نویسنده مسئول)
Email: zohrehshirani@gmail.com
۲. استاد و عضو هیئت علمی دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان
Email: rahmankh44@yahoo.com

۱. مقدمه

در بخش تولید، تا چند قرن گذشته تأکید علم اقتصاد بر دو عامل تولید کار و سرمایه بوده است. با ظهور انقلاب صنعتی و تغییر فرآیند تولید، مواد اولیه نیز به جرگه عوامل مهم تولید افزوده شد و در ارزیابی‌های اقتصادی مورد توجه قرار گرفت. در هر دو دوره‌ی قبل و بعد از انقلاب صنعتی، یکی از عوامل مهم تولید از لحاظ طبیعی و فیزیکی، انرژی بوده است که به دلیل فراوان بودن آن کمتر مورد توجه اقتصاددانان قرار می‌گرفته است زیرا یکی از ویژگی‌های منابع و عوامل تولید که در حوزه علم اقتصاد مورد مطالعه قرار می‌گیرد کمیابی است که در مورد انرژی کمتر احساس می‌شده است. اما از اوایل دهه‌ی ۱۹۷۰ میلادی، پس از افزایش قیمت نفت خام و وقوع اولین بحران نفتی در اقتصاد جهانی، مسأله انرژی و کمیابی شدید آن مطرح شد و پژوهش درخصوص تقاضای انرژی توجه سیاستمداران را به خود جلب کرد و انرژی در توابع تولید جای گرفت.

توسعه بازارهای انرژی در دوره‌های اخیر که شامل سیاست‌های جدیدی مثل امنیت انرژی، نوسانات قیمت انرژی و نگرانی‌های زیست محیطی است، به شدت بر برآورد و مدلسازی تقاضای انرژی اثر گذاشته‌اند. در این میان، در اکثر مطالعات مربوط به تقاضای انرژی، درآمد و قیمت دو هدایت‌کننده‌ی اصلی تقاضای انرژی هستند که پاسخ تقاضا به این هدایت‌کننده‌ها معمولاً با توجه به کشش‌های قیمتی و درآمدی تحلیل می‌شود و اغلب تحلیل‌ها تغییرات تکنولوژیکی را در نظر نمی‌گیرند و پیشرفت‌های فنی را به شکل مناسبی نشان نمی‌دهند. اما، 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. وبا این وجود، اغلب این عوامل اجزای مشاهده نشده‌ی تقاضای انرژی هستند که به سختی می‌توان آنها را با تکنیک‌های آماری و اقتصادسنجی مرسوم 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 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 بر 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 شده است که به روند ضمنی تقاضای انرژی (UEDT)[4] اجازه می‌دهد تصادفی باشد و در طول زمان تغییر کند. بنابراین، در مطالعه‌ی حاضر نیز تلاش می‌شود، از مدل سری زمانی ساختاری (STSM) که در طبقه‌بندی مدل‌های اقتصادسنجی است، جهت برآورد توابع تقاضای انرژی استفاده شود.

با توجه به اینکه بخش صنعت به عنوان بخش مولد ثروت، نقش برجسته‌ای در اقتصاد ملی داشته و یکی از عمده‌ترین متقاضیان انرژی است. بنابراین در پژوهش حاضر به تخمین تابع تقاضای انرژی در بخش صنعت کشور پرداخته می‌شود. از آنجایی که گروه‌های مختلف صنعتی با ساختارهای متفاوتی همراه می باشند، این مساله روی تقاضای انرژی آنها تاثیر می‌گذارد، بر این اساس در پژوهش حاضر توابع تقاضای حامل‌های انرژی (گازطبیعی، نفت‌کوره، نفت‌گاز و برق) در زیربخش‌های صنعت ایران به تفکیک طبقه‌بندی ISIC دو رقمی برای دوره زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۸۸ مورد تحلیل و ارزیابی قرار خواهد گرفت. همچنین

1- Hunt, Judge and Ninomiya
2. Structure Time Series Model(STSM)
3. Harvey
4. Underlying Energy Demand Trend (UEDT)

با توجه به اینکه یکی از مسائل مهم و مورد توجه، تغییر اقلیم و شرایط آب و هوایی می‌باشد، تلاش می‌شود نقش اقلیم‌های مختلف در چگونگی تقاضای انرژی زیربخش‌های صنعت مشخص شود تا راهنمای مناسبی برای سیاست‌گذاران این عرصه باشد. در این راستا به دلیل اینکه در زیربخش صنایع نساجی، پوشاک و چرم پارامترهای اقلیمی از عوامل حیاتی ادامه فرآیند صحیح تولید در کارخانجات می‌باشند و در صورتی که شرایط اقلیمی منطقه در نظر گرفته نشود به طور قطع اتلاف انرژی و افت بازده را در پی خواهد داشت (حسن آبادی و همکاران، ۱۳۸۶)، این زیربخش جهت تحلیل و ارزیابی انتخاب می‌شود. بنابراین می‌توان با تحلیل و ارزیابی چگونگی تقاضای انرژی در زیربخش صنایع نساجی، پوشاک و چرم به نقش و اهمیت عوامل اقلیمی بر تقاضای انرژی در این زیربخش پی برد. علاوه براین، 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 برای دوره زمانی (۱۳۹۲-۱۳۸۹) مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

زیربخش صنایع نساجی و پوشاک و چرم از سه گروه تولید منسوجات (کد ۱۷)، تولید پوشاک، عمل آوردن و رنگ کردن پوست خزدار (کد ۱۸) و دباغی و عمل آوردن چرم و ساخت کیف و چمدان و زین و یراق و تولید کفش (کد ۱۹) تشکیل شده است. در میان این سه گروه بیشترین انرژی در گروه تولید منسوجات و در بخش‌های ریسندگی، بافندگی و تکمیل منسوجات مصرف می‌شود (مرکز آمار ایران، سالهای مختلف). تقریباً ۸۰ درصد انرژی لازم در این صنعت از منابع فسیلی تامین می‌شود که عمده مصرف سوخت‌های فسیلی در صنعت نساجی جهت تولید بخار مصرفی دربخش تهویه می‌باشد (حسن آبادی، حسن زاده و حسن آبادی، ۱۳۸۶). انرژی الکتریکی نیز در این صنعت، برای کارکرد ماشین‌آلات صنعتی در تمامی بخش‌های خط تولید، الکتروموتورها و فن‌ها برای تنظیم دمای محیط، تهویه و گردش هوا و روشنایی سالن‌های کار مصرف می‌شود. در خطوط تولید اکثر بخش‌های صنعت نساجی متناسب با بالا رفتن مصرف انرژی ماشین‌آلات، بار سیستم تهویه نیز افزایش می‌یابد و قسمت عمده‌ای از انرژی مصرفی این صنعت در بخش

تهویه کارخانجات مورد استفاده قرار می‌گیرد. از طرفی، وجود سیستم تهویه در کارخانجات نساجی به دلیل بهبود وضعیت تولید، بویژه در سالنهای ریسندگی و بافندگی ضروری است (حسن آبادی، حسن زاده و حسن آبادی، ۱۳۸۶).

سه پارامتر درجه حرارت، درصد رطوبت نسبی و میزان گردش هوا از عوامل حیاتی ادامه فرآیند صحیح تولید در کارخانجات نساجی است. برای داشتن بهترین شرایط تولید در این صنعت مقدار استاندارد دما بایستی بین ۲۲ تا ۲۸ درجه سانتی‌گراد و رطوبت نسبی بین ۵۰ تا ۷۰ درصد باشد که این بازه با توجه به فرآیندهای مختلف تولید تعیین می‌شود. در صورتی که این شرایط در نظر گرفته نشود به طور قطع اتلاف انرژی و افت بازده را در پی خواهد داشت (دفتر مطالعات آماری و راهبردی صنعت نساجی، ۱۳۹۰)

ویژگی خاص مقاله‌ی حاضر نسبت به سایر مطالعات تجربی انجام شده در داخل ایران، شامل در نظر گرفتن اثر اجرای قانون هدفمند کردن یارانه‌ها و افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر تقاضای انرژی در زیربخش صنایع نساجی، پوشاک و چرم 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 پژوهش و مطالعات داخلی و خارجی ارائه می‌گردد. بخش چهارم مدل مورد استفاده در پژوهش، 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 نهاده‌های 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 یا در 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 (باتاچاریا[1]، ۲۰۱۱).

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:

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

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 یا متغیرهای آب و هوا است. فرض می شود 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 تقاضای شرطی برای عوامل تولید به صورت زیر بدست می‌آید. اگر تقاضا برای انرژی به‌عنوان یک عامل تولید برای بنگاه، به‌صورت زیر در نظر گرفته شود:

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

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

1 . Bhattacharya

افزوده‌ی بنگاه (Q) است. همچنین ممکن است متغیرهای برونزای دیگری (T) مانند تغییرات تکولوژیکی و یا شرایط آب و هوایی 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:

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

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

$$X_{et}' = f\,(P_k', P_l', P_m', P_e', P_s', Q', T') \qquad (۴)$$

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' شرایط آب و هوایی است.

۳. پیشینه پژوهش

در دهه‌های اخیر مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج از کشور، برای تجزیه و تحلیل تقاضای انرژی و برآورد کشش‌های قیمتی و تولیدی یا درآمدی بخش‌های مختلف اقتصاد از جمله بخش صنعت، مدل‌های مختلفی مورد استفاده قرار گرفته‌اند که در ادامه به برخی از این مطالعات اشاره می‌شود. همچنین، از آن‌جا که مدل مورد استفاده در این مطالعه مدل سری زمانی ساختاری است، لذا در ادامه به‌صورت جداگانه به مطالعات انجام شده با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری نیز پرداخته شده است.

عطار (۱۳۷۹) در پایان نامه کارشناسی ارشد خود به برآورد تابع تقاضای انرژی ایران پرداخته است. به این منظور تقاضای انرژی کل کشور و به تفکیک بخش های خانگی و تجاری، حمل و نقل، صنعت و زیربخش های هشتگانه‌ی صنعت که شامل زیربخش صنایع نساجی، پوشاک و چرم است را برآورد کرده است. در این پژوهش برای ارزیابی و تعیین مقادیر کشش‌های قیمتی و جانشینی آلن برای حامل‌های چهارگانه‌ی انرژی (برق، فرآورده

های نفتی، سوخت های جامد و گازطبیعی) تابع هزینه‌ی انرژی به فرم ترانسلوگ همراه با توابع سهم حامل‌های انرژی برآورد شده و سپس با استفاده از ضرائب حاصله کشش‌های مزبور محاسبه شده اند. تکنیک‌های مورد استفاده روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و رگرسیونهای به ظاهر نامرتبط (SUR) است. نتایج برای زیربخش صنایع نساجی، پوشاک و چرم نشان می‌دهد تقاضای انرژی نسبت به تغییرات هردو عامل قیمت و درآمد باکشش است.

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 می‌دهند که ماهیت روند در تابع تقاضا تصادفی است و این تابع در کوتاه‌مدت و بلندمدت نسبت به قیمت بی کشش می‌باشد، اما واکنش یاد شده در بلندمدت بیش از کوتاه‌مدت است. علاوه بر این، تقاضا نسبت به درآمد در کوتاه‌مدت بی‌کشش، اما در بلندمدت باکشش است.

شاکری(۱۳۸۹) در پایان نامه کارشناسی ارشد خود به تحلیل پویای تقاضای نهاده‌ی انرژی در صنایع کارخانه‌ای ایران پرداخته است. در این پژوهش 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 در این پژوهش مربوط به صنایع کارخانه‌ای ایران بر اساس کدهای دو رقمی طبقه‌بندی بین‌المللی ISIC در سال های ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۶ است. با استفاده از فرم تابعی ترانسلوگ و برآورد پارامترهای آن با روش حداکثر راستنمایی با اطلاعات کامل، این نتیجه گرفته شد که بین سرمایه، برق و انرژی رابطه‌ی مکملی برقرار بوده و سرعت تعدیل بسیار پایین است.

منظور و نیاکان (۱۳۹۲) به تحلیل جانشینی بین سوخت‌ها در بخش صنعت ایران در طول دوره‌ی ۸۸-۱۳۶۷ با استفاده از مدل لاجیت خطی پویا و ایستا پرداخته‌اند. به نظر ایشان تابع لجستیک با وارد کردن مقادیر باوقفه، به خوبی مکانیزم تعدیل پویا را نشان می‌دهد. در این مطالعه برآورد مدل لاجیت خطی پویا نشان می‌دهد که تقاضای گاز در بخش صنعت

نسبت به تغییرات قیمت آن پرکشش می‌باشد. در مقابل، تقاضای برق از کشش‌پذیری پایینی برخوردار است و تقاضای فرآورده‌های نفتی تقریباً بی‌کشش می‌باشد. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که فرآورده‌های نفتی و برق مکمل یکدیگر و فرآورده‌های نفتی و گاز جانشین یکدیگرند.

آماده و همکاران (۱۳۹۳) در مقاله‌ی خود با استفاده از مفهوم روند ضمنی و ایجاد یک مدل فضا حالت، با بکارگیری الگوریتم کالمن فیلتر، مدل ساختاری تقاضای برق در بخش کشاورزی را برآورد نمودند. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق به صورت سری زمانی سالانه طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۳ بود. نتایج حاکی از هموار و صعودی بودن روند ضمنی است. همچنین کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای برق در کوتاه‌مدت و بلندمدت کمتر از واحد برآورد شد.

در مطالعات انجام شده در کشورهای خارجی بینستاک و همکاران (۱۹۹۹)[1] با استفاده از آمار و اطلاعات فصلی برای سال‌های ۱۹۹۴ ـ ۱۹۷۳ به تخمین تابع تقاضای برق در دو بخش خانگی و صنعتی اسرائیل پرداخته‌اند. در این مطالعه از سه تکنیک اقتصادسنجی که عبارتنداز : مدل رگرسیون پویا[2]، روش حداقل مربعات معمولی (OLS)[3] و روش حداکثر درستنمائی[4] به برآورد پارامترهای مدل پرداخته شده و نشان دادند که پارامترهای برآورد شده نسبت به روش‌های بکار گرفته شده حساس می‌باشند. برای بخش صنعت آنها نتیجه گرفتند که کشش‌های تولیدی بلندمدت ۰/۹۹ تا ۱/۱۲ و کشش‌های قیمتی ۰/۳۱- تا ۰/۴۴- است. همچنین نتایج حاصل از محاسبه کشش‌ها حاکی از آن است که میزان کشش‌ها در هر سه روش مشابه‌اند، تنها در روش OLSکشش قیمتی تقاضا نسبت به سایر روش‌های بکار گرفته شده به طور قابل ملاحظه‌ای پایین‌تر است.

کامرشن و پورتر[5](۲۰۰۴) تقاضای برق بخش های صنعتی و خانگی آمریکا را برآورد نمودند و از روند قطعی به عنوان معیاری برای پیشرفت فنی استفاده کردند. آنها از معادلات

1 - Beenstock et al.
2 - Dynamic Regression Model
3 - Ordinary Least Squares (OLS)
4 - Maximum Likelihood (ML)
5 - Kamerschen, D. R., Porter, D. V

همزمان و روش تعدیل جزئی برای داده های دوره زمانی ۱۹۹۲-۱۹۶۰ استفاده کردند. در مدل ارائه شده به روش تعدیلات جزئی متغیرهای درجه گرمی هوا و درجه سردی هوا را نیز در تابع تقاضای برق در بخش صنعت وارد کردند. نتایج حاکی از آن است کشش قیمتی بخش صنعتی بین ۰/۳۴- و ۰/۵۵- است. همچنین نتایج حاصل از برآورد ضرائب متغیرهای درجه گرمی هوا و درجه سردی هوا نشان می‌دهد که سرد شدن و یا گرم شدن هوا تأثیری بر مقدار تقاضای برق در بخش صنعت ندارد.

قادری و همکاران (۲۰۰۶) تابع تقاضای برق ۱۷ گروه از صنایع ایران را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی با استفاده از داده‌های سری زمانی ۲۰۰۲-۱۹۸۰ تخمین زدند. ارزش افزوده بخش تولیدی مورد نظر، قیمت برق برای مصرف کنندگان صنعتی و تعداد مصرف کنندگان صنعتی در بخش مورد نظر به عنوان متغیر در تابع تقاضای هر زیربخش وارد شده‌اند. نتایج حاکی از آن است که کشش قیمتی تقاضای برق صنایع، برای اکثر صنایع بجز صنعت پوشاک بی‌کشش و کشش تولیدی برای اکثر صنایع بجز صنعت چاپ بی‌کشش می‌باشد.

در سال‌های گذشته، مطالعات متعددی در زمینه‌ی برآورد و مدلسازی تقاضای انرژی با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری (STSM) نیز انجام شده است که در ادامه به تعدادی از این پژوهش‌ها اشاره می شود. مطالعه‌ی هانت و همکاران[1] (۲۰۰۰) اولین تلاش در جهت استفاده از مدل سری زمانی ساختاری برای تخمین یک روند ضمنی تقاضای انرژی برای مصرف نهایی زغال سنگ، گازطبیعی، 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 می‌کرد که نشان می‌دهد انرژی کل تحت تأثیر اثرات غیرقابل مشاهده‌ی برونزا قرار می‌گیرد. هانت و نینومیا[2] (۲۰۰۳) تقاضای نفت بخش حمل و نقل انگلیس و ژاپن را با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری با داده های

1. Hunt, L. C et al.
2 . Hunt LC, Ninomiya Y

فصلی در طی دوره ی ۱۹۷۱ تا ۱۹۹۷ مدلسازی کردند و نتایج حاصله را با نتایج بدست آمده از روندهای قطعی متعارف مقایسه نموده و بیان کردند که روند تصادفی حاصل از روش STSM مناسب‌تر از روند قطعی است. به‌طور مشابه، دیمیتروپولز و همکاران[1] (۲۰۰۵) نشان دادند که در هنگام ارزیابی 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. محمد و عبدل[2] (۲۰۱۳) به مطالعه‌ی رابطه‌ی بین مصرف برق، تولید ناخالص داخلی واقعی، قیمت واقعی برق و روند ضمنی برای اقتصاد کشور پاکستان در سطح کلی و بخشی برای سال های ۱۹۷۲ تا ۲۰۱۰ با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری پرداخته اند. نتایج حاصله نشان می‌دهد که ماهیت روند ضمنی خطی و معین نیست و به شکل تصادفی است. عبداللهی[3] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای تابع تقاضای پنج محصول نفتی مصرفی در کشور نیجریه را با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری برآورد کرده است. نتایج نشان می دهد که تقاضای محصولات نفتی در نیجریه نسبت به قیمت و درآمد بی‌کشش می‌باشند و ماهیت روند ضمنی تقاضای انرژی تصادفی است.

در تمامی مطالعات فوق اگرچه از جنبه‌های مختلف و با استفاده از مدل‌های گوناگون به تقاضای انرژی 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، عوامل غیراقتصادی و تغییرات ساختاری اقتصاد لحاظ نشده است. همچنین، در هیچ‌کدام از مطالعات داخلی اثر اجرای قانون هدفمندکردن یارانه‌ها و افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر تقاضای آنها و نقش اقلیم بر تقاضای انرژی در زیربخش نساجی، پوشاک و چرم مورد ارزیابی قرار نگرفته است. از این‌رو، در مطالعه‌ی حاضر تلاش می‌شود موارد مذکور مورد توجه قرار گیرد.

1. Dimitropoulos J et el.
2 . Muhammad and Abdul
3 . Abdullahi

٤. روش‌شناسی پژوهش

رویکرد مورد استفاده در این مطالعه جهت برآورد توابع تقاضای حامل‌های انرژی، مدل سری زمانی ساختاری (STSM) از دسته مدل‌های اقتصادسنجی است که از مطالعات هاروی (۱۹۸۹) و هاروی و همکاران[1] (۱۹۸۶) برگرفته شده است. این رویکرد ما را قادر می‌سازد علاوه بر اثر پیشرفت فنی و متغیرهای اقتصادی و زیست محیطی (مثل درآمد، قیمت و دما)، عوامل برونزای مهم دیگری مانند عوامل غیراقتصادی و تغییرات ساختاری اقتصاد نیز، به منظور برآورد صحیح کشش‌های تولیدی و قیمتی، در مدل‌سازی تقاضای انرژی در نظر گرفته شوند و در نتیجه از ایجاد تورش و دور شدن از تقاضای واقعی انرژی پرهیز شود. در ادامه روش‌شناسی مدل سری زمانی ساختاری تشریح می‌شود و روش برآورد این مدل نیز ارائه خواهد شد.

٤-۱. مدل سری زمانی ساختاری

مدل سری زمانی ساختاری (STSM) در سال ۱۹۸۹ توسط پروفسور هاروی توسعه داده شد. این رویکرد، مدل رگرسیونی است که در آن متغیرهای توضیحی تابعی از زمان هستند و پارامترها (اجزای غیرقابل مشاهده) در طول زمان می‌توانند به‌طور تصادفی تغییر نماید. به‌عبارت دیگر، اجزای متفاوت–روند، فصلی، سیکلی و بی‌قاعده– سیر تکاملی سری زمانی را که به‌طور مرسوم به صورت معین در نظر گرفته می‌شود 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 و سیکلی و با استفاده از داده های سالانه در نظر بگیرید:

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

1 - Harvey et al.

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

روابط (۶) و (۷) به‌ترتیب، سطح روند و شیب روند را نشان می‌دهند. این فرآیند این‌گونه 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 ابرپارامتر[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:

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

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 $\sigma_\zeta^2 = 0$، 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.

---

1. White Noise
2. Hyperparameters

جدول ۱: طبقه‌بندی حالت‌های ممکن الگوی روند تصادفی

شیب / روند	بدون سطح روند	سطح روند ثابت	سطح روند تصادفی
	$Lvl=0\ \sigma_\eta^2=0$,[1]	$Lvl\neq 0, \sigma_\eta^2=0$	$Lvl\neq 0, \sigma_\eta^2\neq 0$
بدون شیب $Slp=0\ \sigma_\zeta^2=0$,[3]	(I) رگرسیون معمولی بدون روند زمانی و جزء ثابت	(II) رگرسیون معمولی با جزء ثابت و بدون روند زمانی	(III) مدل سطحی محلی[2] (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 سطحی محلی با رانش[4]
شیب تصادفی $slp\neq 0, \sigma_\zeta^2\neq 0$	- (VII)	(VIII) مدل روند هموار[6]	(IX) مدل روند محلی[5]

منبع: هانت و همکاران (۲۰۰۳b)

در صورت وجود متغیرهای مداخله‌ای[7] (متغیرهای مجازی) در مدل رگرسیون پویا معادله‌ی (۵) به صورت زیر تعمیم می‌یابد:

$$Y_t = \mu_t + \lambda w_t + Z_t'\delta + \varepsilon_t, \qquad t = 1,\ldots,T \qquad (۹)$$

که در آن w_t بردار متغیرهای مداخله‌ای و λ ضریب آن است که ابعاد آن به تعداد متغیرهای مداخله‌ای وارد شده در مدل بستگی دارد (هاروی، ۱۹۸۹).

٤-۱-۲. مدل سری زمانی ساختاری چند متغیره[8]

مدل سری زمانی ساختاری می‌تواند به صورتی بسط داده شود که بتواند بیشتر از یک سری زمانی را به عنوان متغیر وابسته شامل شود. در یک مدل چندمتغیره، N سری زمانی داریم

---

۱. منظور از Lvl سطح می‌باشد.

2. Local Level Model

۳. منظور از Slp شیب می‌باشد.

4. Local Level Model with Drift
5. Local Trend Model
6. Smooth Trend Model
7 .Intervention Variables
8 . Multivariate Sturactural Time series Model

بطوریکه $Y_t = (y_{1t},...,y_{Nt})'$ تعریف می‌شود. Y_t شامل اجزاء غیرقابل مشاهده‌ی N بعدی است که در آن بردار اجزاء سطح μ_t، شیب β_t و بی‌قاعده ε_t، می‌توانند بطور همزمان همبسته باشند. در این حالت امکان وجود همبستگی بین اجزاء غیرقابل مشاهده منجر به ایجاد یک نسخه‌ی بظاهر نامرتبط مدل سری زمانی ساختاری (SUSTSM)[1] می‌شود که به عنوان مدل سری زمانی ساختاری چندمتغیره نیز نامیده می‌شود. برای ساده‌سازی مدل سری زمانی ساختاری چندمتغیره زیر را برای حالت روند محلی در نظر بگیرید:

$$Y_t = \boldsymbol{\mu}_t + \boldsymbol{\lambda} \boldsymbol{W}_t + \boldsymbol{Z}_t' \boldsymbol{\delta} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim NID\left(0, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon\right) \qquad (۱۰)$$

که در آن Σ_ε یک ماتریس شبه معین مثبت $N \times N$ است و W_t ماتریس متغیرهای مداخله‌ای $M \times N$ (در این ماتریس بعد M به تعداد متغیرهای مداخله‌ای وارد شده در مدل بستگی دارد)، λ ماتریس $N \times M$، Z_t' ماتریس $N \times K$ متغیرهای توضیحی، δ ماتریس $K \times N$ پارامترهای مجهول می‌باشد. اجزاء روند نیز به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\boldsymbol{\mu}_t = \boldsymbol{\mu}_{t-1} + \boldsymbol{\beta}_{t-1} + \boldsymbol{\eta}_t, \quad \boldsymbol{\eta}_t \sim NID\left(0, \boldsymbol{\Sigma}_\eta\right) \qquad (۱۱)$$

$$\boldsymbol{\beta}_t = \boldsymbol{\beta}_{t-1} + \boldsymbol{\zeta}_t, \quad \boldsymbol{\zeta}_t \sim NID\left(0, \boldsymbol{\Sigma}_\zeta\right) \qquad (۱۲)$$

که در این معادلات $\boldsymbol{\Sigma}_\zeta$، Σ_η ماتریس‌های شبه معین مثبت $N \times N$ می‌باشند. تمامی ویژگی‌های این مدل همانند مدل سری زمانی ساختاری تک متغیره است که در بخش قبل تشریح شد.

٤-۲. 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 نمی‌توان روش‌های 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

1 .Seemingly Unrelated version of Sturactural Times Series models (SUSTSM)

به شکل فضای حالت[1] 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[2] و دیگری معادله اندازه‌گیری[3] تنظیم می‌شود. 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[4]،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 منجر می‌شود تا 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 می‌شوند. در این فضا، معادله انتقال به صورت زیر تعریف می‌شود (برای ساده سازی فرض کنید S=۴ باشد) :

$$\boldsymbol{\alpha_t} = \boldsymbol{T}\boldsymbol{\alpha}_{t-1} + \boldsymbol{R}\boldsymbol{\eta}_t \quad , \eta_t \sim NID(0, Q_t) \tag{۱۳}$$

که در آن α_t بردار حالت $(s)\times 1$ ، T ماتریس پارامترهای $(s\times s)$,η_t ,$\eta_t = (\eta_t, \zeta_t)'$ ماتریس $g\times 1$، R ماتریس $s\times g$ و به صورت $R = (I_g, 0)'$ می‌باشد و Q_t ماتریس $g\times g$ ابرپارامترهای مدل است، که در حالت تک متغیره $g = 2$ و $R = (I_2, 0)'$ می‌باشد. بنابراین داریم:

$$\alpha_t = \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \lambda_t \\ \delta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \lambda_{t-1} \\ \delta_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \end{bmatrix} \tag{۱۴}$$

1 . State Space
2 .Transition
3. Measurement
4. Jacques J. F. et al.

معادله اندازه گیری به صورت زیر می‌باشد:

$$Y_t = F_t'\alpha_t + \varepsilon_t \quad , \varepsilon_t \sim NID(0,\sigma_\varepsilon^2) \tag{۱۵}$$

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

$$y_t = (1 \;\; 0 \;\; w_t \;\; Z_t')\alpha_t + \varepsilon_t \;\; \varepsilon_t \sim NID(0,\sigma_\varepsilon^2) \tag{۱۶}$$

معادله اندازه‌گیری (۱۶) 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(هاروی، ۱۹۸۹).

در حالت مدل سری زمانی ساختاری چندمتغیره معادلات انتقال و اندازه‌گیری به صورت زیر می‌باشند:

$$\boldsymbol{Y}_t = \left(\boldsymbol{F}' \otimes \boldsymbol{I}_N\right)\boldsymbol{\alpha}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \tag{۱۷}$$

$$\boldsymbol{\alpha}_t = \left(\boldsymbol{T} \otimes \boldsymbol{I}_N\right)\boldsymbol{\alpha}_{t-1} + \left(\boldsymbol{R} \otimes \boldsymbol{I}_g\right)\boldsymbol{\eta}_t \tag{۱۸}$$

که در آن $\alpha_t = (\mu_{1t},\mu_{2t},...,\mu_{Nt},\beta_{1t},\beta_{2t},...,\beta_{Nt},\lambda_1,...,\lambda_N,\delta_1,...,\delta_N)'$ و $\eta_t = (\eta_{1t},...,\eta_{Nt},\zeta_t,...,\zeta_{Nt})$ است و T, F و R مانند حالت تک متغیره می‌باشند. ماتریس‌های کوواریانس به صورت زیر هستند:

$$\mathrm{var}(\varepsilon_t) = \Sigma_\varepsilon, \;\; \mathrm{var}(\eta_t) = \begin{bmatrix} \Sigma_\eta & 0 \\ 0 & \Sigma_\zeta \end{bmatrix} \tag{۱۹}$$

معادله انتقال (۱۳) پویایی بردار حالت در حیطه زمان را توصیف می کند. ترکیب معادلات (۱۳) و (۱۵) متغیرهای غیرقابل مشاهده را با استفاده از متغیرهای قابل مشاهده برآورد می‌نماید (کامندر و کوپمن، ۲۰۰۷).

روابطی که برآورد می‌شود شامل رابطه‌های (۹)، (۶) و (۷) است که با هم تشکیل یک سیستم پویا را می‌دهند[۱]. همه اجزاء اخلال 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 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[۲]. برای ارزیابی مدل نیز، باقیمانده‌های معادله (که تخمین‌های جزء اخلال است که شبیه رگرسیون معمولی می‌باشد) و یک مجموعه باقیمانده‌های کمکی[۳] تخمین زده می‌شوند. باقیمانده‌های کمکی شامل تخمین‌های هموار اجزاء اخلال معادله (به عنوان باقیمانده‌های بی‌قاعده نامیده می شوند)، تخمین‌های هموار اجزاء اخلال سطح (به عنوان باقیمانده‌های سطح نامیده می‌شوند) و تخمین‌های هموار اجزاء اخلال شیب (به عنوان باقیمانده‌های شیب نامیده می‌شوند) است.[۴]

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) فراهم می‌کند[۵]. 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

---

۱. در صورتیکه مدل چند متغیره باشد روابطی که برآورد می شود روابط ((۱۰) تا (۱۲) می باشد.

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

3 -Auxiliary Residuals

۴ . بطور تجربی، اگر مولفه های شیب و سطح در مدل وجود داشته باشند یعنی η_t و یا ζ_t غیر صفر باشند، فقط باقیمانده های شیب و سطح تخمین زده می شود.

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

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[1]،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)[2] که مدل سری زمانی ساختاری فوق را در بر می‌گیرد، برای تخمین توابع تقاضای حامل‌های انرژی در زیربخش صنایع نساجی، پوشاک و چرم در این مطالعه به‌کار رفته است.

٤-۳. مدل تقاضای حامل‌های انرژی در زیربخش‌های صنعت ایران

همانطور که قبلاً اشاره شد مدل سری زمانی ساختاری از دسته معادلات اقتصادسنجی است.در معادلات اقتصادسنجی تقاضای انرژی از یک فرآیند تصمیم‌گیری دو مرحله‌ای بدست می‌آید. در مرحله‌ی اول کل هزینه‌های بنگاه‌ها بین گروه‌های گوناگون نهاده‌ها تخصیص داده می‌شود. درمرحلهٔ دوم، توزیع هزینه‌های هر گروه بین اجزاء آن صورت می‌پذیرد. در مدلسازی تقاضای انرژی ابتدا هزینه‌ها بین دو گروه از کالاها یعنی انرژی و غیرانرژی تخصیص می یابد. سپس کل هزینه‌های مربوط به انرژی بین انواع حامل‌ها شکسته می‌شود. در اغلب مطالعات انجام شده برروی تقاضای انرژی روی یکی از این دو مرحله متمرکز می‌شوند. در گروه اول مطالعات، تقاضای کل انرژی درنظر گرفته می‌شود و مکمل یا جانشین بودن انرژی با سایر عوامل تولید از جمله سرمایه، مورد مطالعه قرار می

1. James Durbin and Siem Jan Koopman

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

گیرد. به عنوان مثال می‌توان به مطالعات دارمشتاتر و همکاران[1] (۱۹۷۱)، موریسون و ریدلینگ[2] (۱۹۶۸) و مجمع ملی انرژی[3] (۱۹۷۱) اشاره کرد. درحالی که درتحقیقات گروه دوم، عمدتاً امکان جانشینی بین سوخت‌ها آزمون می‌گردد و میزان تقاضا برای هر یک از حامل‌ها ارزیابی می‌شود و از در نظر گرفتن قیمت نهاده‌های غیرانرژی صرفنظر می‌کند که به عنوان نمونه می‌توان به مطالعات باکستر و ریز[4] (۱۹۶۸) و اندرسون[5] (۱۹۷۱) اشاره نمود. در این پژوهش نیز تابع تقاضای انرژی زیربخش صنایع نساجی، پوشاک و چرم به گونه‌ای برآورد می‌شود که در دسته‌ی دوم مطالعات تقاضای انرژی جای می‌گیرد. در این راستا همانطور که در مبانی نظری ارائه شد، تابع تقاضای انرژی مورد نظر در زیربخش مورد نظر، در زمان t، تابعی از قیمت انرژی مورد نظر (P_i) و دیگر انرژی‌های جایگزین و تولید بخش صنعت (Q) است. در این مورد ممکن است از عوامل دیگر مانند نوع اقلیم (شرایط آب و هوایی) نیز استفاده شود.

برای تعیین معادله‌ی تقاضای حامل‌های انرژی فرض می‌شود یک بنگاه اقتصادی، انرژی و دیگر عوامل تولید را مصرف می‌کند، در نتیجه تابع تولید وی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Q=f(E_1,E_2,\ldots E_n,L,K,M) \qquad (۲۰)$$

که در آن $E_1,\ldots E_n$ نهاده‌های انرژی، L نیروی کار، K سرمایه و M مواد اولیه می‌باشد. فرض می‌شود تابع تولید جدایی‌پذیری ضعیف در نهاده‌های غیرانرژی است، بنابراین می‌توان تابع تولید را به صورت زیر نوشت:

$$Q=f(E_1,E_2,\ldots E_n,h(L,K,M)) \qquad (۲۱)$$

که در آن $h(.)$ یک تابع جمعی‌سازی نسبت به نهاده های غیرانرژی می‌باشد.

---

1 .Darmstadter et al.

2 . Morrison & Readling

3 . National Energy Board

4 . Baxter & Rees

5 . Anderson

تئوری دوگانگی نشان می‌دهد اگر مسأله‌ی بهینه‌سازی تولیدکننده، مستلزم حداقل کردن تابع هزینه در سطح معینی از تولید باشد، آنگاه یک تابع هزینه دوگانه وجود دارد که کاملاً تکنولوژی تولید را معرفی می‌کند. شفارد (۱۹۵۳) با استفاده از تئوری دوگانگی هزینه و تابع تولید نشان داد که تابع هزینه‌ی مربوط به تابع تولید جدایی‌پذیر ضعیف (۲۱) نیز جدایی‌پذیر ضعیف می‌باشد و به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$C=g(P_{E1},\ldots,P_{En},P_h(P_L,P_K,P_M),Q) \qquad (۲۲)$$

که در آن $P_h(.)$ تابع جمعی‌سازی قیمت نهاده‌های غیرانرژی است. همچنین فرض می‌شود قیمت نهاده‌ها بصورت برونزا مشخص می‌شود یعنی فرض می‌شود بازار عوامل رقابتی است.

به دلیل اینکه در پژوهش حاضر امکان جانشینی بین سوخت‌ها آزمون می‌گردد و میزان تقاضا برای هر یک از حامل‌ها ارزیابی می‌شود، ازاینرو فرض می‌شود نهاده‌های غیرانرژی به صورت یک گروه جدایی‌پذیر ضعیف از نهاده‌های انرژی است، یعنی فرض می‌شود ترکیب نهاده‌های انرژی مستقل از نهاده‌های غیرانرژی است[۱]. فرض جدایی‌پذیری ضعیف امکان بدست آوردن یک تابع هزینه جدا را برای نهاده‌های انرژی فراهم می‌آورد. در نتیجه تابع هزینه برای نهاده‌های انرژی که در این پژوهش برق، گاز طبیعی، نفت کوره و نفت گاز می‌باشند، را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$C_E=f(P_e,P_g,P_{ng},P_{nk},Q) \qquad (۲۳)$$

که در آن P_e قیمت برق، P_g قیمت گازطبیعی، P_{ng} قیمت نفت گاز، P_{nk} قیمت نفت کوره و Q سطح تولید می‌باشد.

مطالعه‌ی هاشمی باباحیدری (۱۳۹۱) با ارزیابی انواع فرم‌های تابعی مختلف برای برآورد تابع تقاضای انرژی بخش صنعت ایران، مناسب‌ترین شکل تابع تولید را فرم تابعی

---

۱ - جدایی‌پذیری ضعیف آنطور که به نظر می‌آید محدودکننده نیست. به عنون مثال ژنراتورهای توربینی را در نظر بگیرید که گاز مصرف می‌کنند و بعضی دیگر زغال و همه برای تولید برق بکار می‌روند. بنابراین نمی‌توان گفت که جایگزینی بین زغال و گاز مستقل از سرمایه است و این خود نقض فرض جدایی‌پذیری است. ولی آنچه باعث می‌شود در این مثال همچنان براین فرض اصرار شود مسئله سرمایه بر حسب واحدهای پولی است. به هر حال دو نوع ژنراتور با واحدهای پولی یکسان ارزیابی می‌شوند.

ترانسلوگ (که توسط کریستنسن و همکاران[1] (۱۹۷۳) توسعه پیدا کرد) ارزیابی کرده است. ازاینرو در این پژوهش نیز از فرم تابعی ترانسلوگ که از فرمهای تابعی انعطاف‌پذیر می‌باشد، برای تابع تولید استفاده می‌شود و با استفاده از تئوری دوگانگی نتیجه گرفته می‌شود تابع هزینه نیز به فرم ترانسلوگ است[2].

در ادامه‌ی این بخش ابتدا به معرفی مدل ترانسلوگ و تصریح آن به گونه‌ای که متغیرهای لحاظ شده در تابع (۲۳) را دربرگیرد، پرداخته می‌شود.

٤-۳-۱. خصوصیات عمومی تابع هزینه ترانسلوگ

برای رسیدن به هدف اصلی پژوهش یعنی برآورد توابع تقاضای نهاده‌های انرژی و ارزیابی روابط جانشینی بین آنها، به پیروی از اکثر تحقیقات پایه‌ای در این زمینه، از فرم تابع هزینه ترانسلوگ که یک فرم انعطاف پذیر می‌باشد، استفاده می‌شود. از ویژگی‌های این توابع این است که تحت شرایط خاص و اعمال محدودیت‌ها می‌توان شکلهای تابعی دیگری از آن استخراج کرد (زمانیان ،۱۳۷۹). ابتدا شکل کلی تابع هزینه مورد نظر ارائه می‌شود و سپس با بهره‌گیری از لم شفارد توابع تقاضای شرطی نهاده از آن استخراج شده و با اعمال قیود لازم برآورد می‌گردند.

تابع هزینه ترانسلوگ مورد استفاده در این مطالعه به صورت زیر می‌باشد:

$$LnC_{nt} = \gamma_0 + \gamma_v LnQ_{nt} + \sum_{i=1}^{m} b_{in} LnP_{\text{int}} + \frac{1}{2}\alpha_{vv} LnQ_{nt}^2 + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{m} \alpha_{ij} LnP_{\text{int}} LnP_{jnt} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{vi} LnQ_{nt} LnP_{\text{int}} \quad (۲۴)$$

ln نماد لگاریتم طبیعی است. از آنجا که این فرم تابعی را برای تمامی زیربخش‌های صنعتی می توان بکاربرد ازاینرو به هر کدام از متغیرها اندیس‌های n و t اضافه می‌شودکه به ترتیب بیانگر زیر بخش مورد نظر و متغیر زمان می‌باشند. بنابراین در معادله (۲۴) و سایر معادلاتی

1 - Christensen, et. al.

۲- برای برخی زیربخش های صنعتی نیز به تفکیک مطالعاتی انجام شده است. به عنوان مثال مطالعه‌ی ابراهیم نجف‌آبادی (۱۳۸۳) با ارزیابی انواع فرم‌های تابعی مختلف برای صنعت نساجی بیان کرد فرم تابعی ترانسلوگ مناسب‌ترین شکل برای تابع تولید در این زیربخش می‌باشد.

که در ادامه می‌آید13 C_{nt}هزینه کل فعالیت nام در سال t و Q_{nt} سطح تولید فعالیت nام در سال t می باشد. اندیس‌های i,j مربوط به نهاده‌ها (m نهاده) می‌باشند. دراین مطالعه m=۴ است. پس اندیس‌های i,j به صورت ۴ و ۳، ۲، ۱ =j و i تعریف می‌شوند که ۱ = برق ۲= گازطبیعی ۳= نفت گاز و ۴= نفت کوره می‌باشد. در صورتیکه در معادله (۲۴)، $\alpha_{vv}=0, \alpha_{ij}=0, \alpha_{vi}=0$ باشد آنگاه تابع هزینه به فرم تابع کاب داگلاس درمی‌آید.

اکثر پارامترهای تابع هزینه را می‌توان از طریق تخمین توابع سهم هزینه بدست آوردکه با استفاده از مشتق‌گیری از تابع هزینه و به‌کارگیری لم شفارد بدست می‌آیند. بنابراین معادلات سهم هزینه ترانسلوگ به صورت زیر بدست می‌آید:

$$S_{\text{int}} = b_{in} + \sum_{j=1}^{4} \alpha_{ij} \ln P_{jnt} + \alpha_{Vi} LnQ_{nt} + u_{\text{int}} \qquad (۲۵)$$

$$S_i = \frac{\partial LnC}{\partial LnP_i} = \frac{P_i X_i}{C} \Rightarrow$$

در این رابطه باید $\sum_{i=1}^{n} S_i = 1$ باشد. مفهوم تمامی اندیس‌ها مانند معادلات قبلی است و P_{jnt} قیمت نهاده j ام برای فعالیت nام در سال t است و u_{int} هم جمله خطای نامشهود است. پارامترهای b_{in} ثابت هستند. با توجه به اینکه پس از به دست آوردن معادله (۲۵) باید پارامترهای آن از طریق روش‌های مناسب آماری و اقتصادسنجی برآورد گردد، بنابراین پس از مشتق گیری، جزء اخلال u_{int} نیز برای نشان دادن ویژگی آماری این معادله به آن اضافه گردیده است.

معادله (۲۵) برچهارمعادله -به ازای هر نهاده (برق، گاز طبیعی، نفت گاز و نفت کوره) یک معادله - دلالت می‌کند. ولی از آنجا که جمع سهم هزینه‌ها مساوی یک است، (m-1) معادله مستقل خطی می‌باشند. پس هنگامی که شرایط جمع پذیری و همگنی نسبت به قیمت‌ها اعمال شود، برای برآورد بدون تورش معادلات سهم تقاضا، فقط (m-1) معادله نیازمند برآورد است:

$$S_i = \frac{\partial LnC}{\partial LnP_i} = \frac{P_i X_i}{C}$$

$$\Rightarrow S_{\text{int}} = b_{in} + \sum_{j=1}^{4} \alpha_{ij} \ln P_{jnt} + \alpha_{Vi} LnQ_{nt} + u_{\text{int}} \qquad (۲۶)$$

در هر زیربخش آن نهاده‌ی انرژی که دارای کمترین سهم هزینه‌ای در میان نهاده‌های انرژی باشد، به عنوان نهاده مبنا[1] مورد استفاده قرار می‌گیرد، به این صورت که قیمت سایر نهاده‌های انرژی به صورت قیمت نسبی بر حسب قیمت آن انرژی در معادله سهم سایر نهاده‌های انرژی وارد می‌گردد. البته لازم است که در روش برآورد کارا، اینکه کدامیک از معادلات حذف می‌شود تأثیری در مقادیر برآورد شده پارامترها نداشته باشد. اگرمحدویت‌های پارامتریِ زیر درمعادلات سهم هزینه خطی (۲۶) اعمال شوند مجموعه‌ای ازمعادلات تقاضای نئوکلاسیکی خوش‌رفتار را به دست می‌دهند. چون معادلات سهم هزینه فوق همگی از یک تابع هزینه و طبق لم شفارد به دست آمده‌اند؛ لذا همواره قیود مدل را به صورت ذیل خواهیم داشت:

شرط تقارن: $\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$

و شرط جمع پذیری و همگن بودن نسبت به قیمت‌ها به صورت زیر می‌باشند(کانسیدین[2]، ۱۹۸۹a):

$$\sum \alpha_{vi} = \sum \alpha_{ij} = 0 \quad \text{و} \quad \sum b_{in} = 1$$

موارد خاصی نیز وجود دارند که در صورت لزوم آزمون می‌شوند. قیود مربوط به این حالت‌های خاص به صورت زیر می‌باشند:

قید تکنولوژی هموتتیک: $\alpha_{vi} = 0$

قید تکنولوژی به فرم کاب داگلاس: $\alpha_{vi} = \alpha_{ij} = \alpha_{vv} = 0$

درصورتیکه قید مربوط به تکنولوژی به فرم کاب داگلاس رد نشود تابع هزینه به شکل زیر نوشته می‌شود:

---

1 - Numerate input
2 - Concidine

$$LnC_{nt} = \gamma_0 + \gamma_v LnQ_{nt} + \sum_{i=1}^{m} b_{in} LnP_{\text{int}} \qquad (۲۷)$$

که در آن $\sum_{i=1}^{m} b_{in} = 1$ است. با استفاده از لم شفارد، توابع تقاضای نهاده‌های حداقل‌کننده هزینه به صورت زیر بدست می‌آیند:

$$X_i^n = \left(\gamma_0 Q_n^{\gamma_v} b_{in} P_1^{b_{1n}} P_2^{b_{2n}} \ldots P_m^{b_{mn}}\right) / P_{in} \quad , i = 1,\ldots,m \quad , n = 1 \qquad (۲۸)$$

با لگاریتم‌گیری از دو طرف رابطه‌ی فوق می‌توان رابطه‌ی بالا را به صورت زیر نوشت:

$$\text{Ln}\left(X_i^n\right) = \text{Ln}\left(\gamma_0\right) + \gamma_v Ln\left(Q_n\right) + b_{in} Ln\left(P_{in}\right) + \sum_{j=1}^{m} b_{jn} Ln\left(P_{jn}\right) \qquad (۲۹)$$

ضرایب به دست آمده از توابع تقاضای مشروط نهاده‌ها درصورت معنی‌دار بودن به منظور محاسبه کشش‌های قیمتی مستقیم و متقاطع جهت تحلیل حساسیت تقاضای مصرفی نهاده‌ها و حامل‌های انرژی به ازای تغییرات سطوح قیمت‌های نسبی، مورد استفاده قرار می‌گیرند.

٤-٤. تابع تقاضای حامل‌های انرژی زیربخش‌های صنعت ایران برای اقلیم‌های گوناگون با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری چندمتغیره

با توجه به اینکه سیستم معادلات سهم هزینه که از تابع هزینه کل به دست می‌آیند اجزای اخلال مستقل از هم ندارند و همچنین لازم است که حتماً قیود بین معادلات (جمعی‌سازی، همگنی نسبت به قیمت‌ها و تقارن) اعمال گردد؛ بنابراین برآورد معادلات به صورت تکی کارایی لازم را نداشته و معادلات باید به صورت سیستمی تخمین زده شوند. برای پیشگیری از این امر، از معادلات همزمان و مطابق معمول از رگرسیون‌های بظاهر نامرتبط (SUR) برای برآورد معادلات استفاده می‌شود و از همبستگی بین اجزای اخلال معادلات برای کارآیی برآورد مدل استفاده می‌شود. بنابراین برای نوشتن سیستم معادلات سهم هزینه‌ی حامل‌های انرژی باید روش‌شناسی مدل سری زمانی ساختاری چندمتغیره (SUSTSM) بکارگرفته شود. همانطور که در بخش روش شناسی مدل سری زمانی

ساختاری توضیح داده شد، روابطی که در نهایت برآورد می‌شوند شامل رابطه‌های (۱۰) تا (۱۲) است که با هم تشکیل یک سیستم پویا را می دهند. معادله (۱۰) یک مدل تقاضای انرژی خطی لگاریتمی ایستا به شکل تقلیل یافته است و فرض می‌شود هیچ تفاوتی میان تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت نیست. در حالیکه وقتی قیمت یا درآمد تغییر می‌کند، ذخیره سرمایه یا وسایل در کوتاه‌مدت ثابت است، در نتیجه تعدیل کوتاه‌مدت محدود می‌شود. ولی، در بلندمدت تولیدکننده ممکن است ذخیره سرمایه یا وسایل را تغییر دهند. در چنین حالتی میان آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت تفاوت بوجود می‌آید. بنابراین، اغلب بیان می‌شود که بجای عبارت ایستای (۱۰)، بایستی حالتی را در نظر گرفت که در آن اثر بلندمدت با کوتاه‌مدت متفاوت باشد. برای داشتن چنین حالتی از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده می‌شود (نوفرستی، ۱۳۹۱).

بنابراین، معادله‌ی (۲۶) با بکار بستن شکل عمومی رابطه‌ی (۱۰) و وارد کردن متغیرهای اثرگذار بر تقاضای حامل های انرژی و استفاده از تکنیک خودرگرسیون با وقفه های توزیعی به شکل فضای حالت زیر بدست می آید:

$$\begin{aligned} \boldsymbol{A}(\boldsymbol{L})\boldsymbol{S}_{\boldsymbol{int}} &= \boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{t}} + \boldsymbol{B}(\boldsymbol{L})\boldsymbol{LnV}_{\boldsymbol{nt}} \\ &+ \boldsymbol{C}(\boldsymbol{L})\frac{\boldsymbol{LnP}_{\boldsymbol{jnt}}}{\boldsymbol{LnP}_{\boldsymbol{4nt}}} + \boldsymbol{Z}_{\boldsymbol{t}}^{'}\boldsymbol{\delta} + \boldsymbol{\varepsilon}_{\boldsymbol{t}}\ ,\boldsymbol{\varepsilon}_{t} \sim NID(0,\boldsymbol{\Sigma}_{\varepsilon}) \end{aligned} \qquad (۳۰)$$

$$\boldsymbol{\mu}_{t} = \boldsymbol{\mu}_{t-1} + \boldsymbol{\beta}_{t-1} + \boldsymbol{\eta}_{\boldsymbol{t}}\ ,\ \ \boldsymbol{\eta}_{t} \sim NID(0,\boldsymbol{\Sigma}_{\eta}) \qquad (۳۱)$$

$$\boldsymbol{\beta}_{t} = \boldsymbol{\beta}_{t-1} + \boldsymbol{\zeta}_{t}\ ,\ \ \boldsymbol{\zeta}_{t} \sim NID(0,\boldsymbol{\Sigma}_{\zeta}) \qquad (۳۲)$$

که در آن $A(L) = 1 - \sum_{s=1}^{p} \lambda_{ns} L^{s}$ ، $B(L) = \sum_{s=0}^{p} \alpha_{vis} L^{s}$ ، $C(L) = \sum_{s=0}^{p} \sum_{j=1}^{3} \alpha_{ijs} L^{s}$ ، $i, j = 1,2,3$ و L عملگر وقفه است.

S_{int} بردار سهم هزینه‌ی حامل انرژی iام در زیر بخش nام صنعت، V_{nt} بردار ارزش افزوده زیر بخش nام صنعت[۱]، P_{jnt} بردار قیمت حامل انرژی jام در بخش صنعت، P_{4nt} بردار قیمت حامل انرژی ۴ام در زیر بخش مورد نظر که کمترین سهم هزینه‌ای را دارد، Z بردار متغیرهای نشان‌دهنده‌ی نوع اقلیم و متغیر مجازی است[۲]. در این مطالعه برای نشان دادن نوع اقلیم از متوسط دمای هوای سه شهر با اقلیم‌های آب و هوایی مختلف به عنوان پروکسی استفاده می‌شود. این شهرها شامل تهران به عنوان نماینده‌ی آب و هوای معتدل، تبریز به عنوان نماینده‌ی آب و هوای سرد و اهواز به عنوان نماینده‌ی آب و هوای گرم است. همچنین به دلیل اینکه مطالعه حاضر به طور موردی برای زیربخش صنایع نساجی، پوشاک و چرم تحلیل می شود و برای این صنایع درصد رطوبت نسبی روی میزان تولید و درنتیجه تقاضای حامل‌های انرژی از جمله برق تأثیر قابل توجهی دارد، بنابراین دو شهر رشت و یزد به ترتیب مرطوب‌ترین شهر ایران (با میانگین رطوبت ۸۰ درصد) و خشک‌ترین شهر ایران (با میانگین رطوبت ۳۰ درصد) در طی دوره مورد مطالعه به عنوان نماینده‌ی اقلیم‌های مرطوب و خشک انتخاب می‌شوند. ذکر این نکته ضروری است که در تابع تقاضای برق از متوسط دمای تابستان شهرهای مذکور استفاده خواهد شد و در تابع تقاضای گازطبیعی از متوسط دمای زمستان شهرهای مذکور استفاده می‌شود. علاوه براین، D_1 متغیر مجازی نشان‌دهنده‌ی سال‌های جنگ تحمیلی که برای سالهای ۱۳۶۰ تا ۱۳۶۸ مقدار یک و برای بقیه سال ها مقدار صفر می گیرد، μ_t سطح روند ضمنی و β_t شیب روند ضمنی است. δ بردار ۱×۶ ضرایب متغیرهای تشکیل دهنده نوع اقلیم و متغیر مجازی است. در این الگو معادله‌ی تقاضای شرطی حامل انرژی مورد نظر (معادله‌ی (۳۰)) معادله‌ی

---

۱. برای تولید زیربخش صنعتی مورد نظر 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.

۲. برای ارزیابی چگونگی عکس العمل تقاضای انرژی در اقلیم‌های گوناگون می‌توان از داده‌های مکان‌مند (منظور مشاهداتی است که برای یک یا چندین منطقه جغرافیایی در طی زمان‌های مختلف جمع‌آوری شده‌اند) استفاده نمود، ولی به‌دلیل اینکه مقدار مصرف حامل‌های انرژی به تفکیک زیربخش‌های صنعتی برای اقلیم‌های گوناگون و استان‌های مختلف وجود ندارد نمی‌توان از داده‌های مکان‌مند در برآورد توابع تقاضای حامل‌های انرژی استفاده کرد.

اندازه‌گیری و معادله‌های سطح روند و شیب روند (معادله‌های (۳۱) و (۳۲)) معادله‌های انتقال در فضای حالت هستند.

البته به منظور آزمون کردن قیود تقارن، ابتدا مدل به صورت نامقید و بدون اعمال قیود تقارن برآورد می‌گردد و سپس با استفاده از آماره آزمون والد درستی قیدها آزمون خواهد شد. معادلات (۳۰) براساس قیمت‌های نسبی نهاده‌های انرژی قابل تخمین بوده و در ادامه پارامترهای مربوط به معادله سهم هزینه‌ی نهاده‌ای که کمترین سهم را دارد با استفاده از شرایط جمع پذیری، همگنی نسبت به قیمت‌ها و تقارن محاسبه می‌شود.

درصورتیکه پس از آزمون کردن قیود مدل ترانسلوگ، قید مربوط به تکنولوژی به فرم کاب داگلاس رد نشود، بجای معادله (۳۰) از فرم ARDL معادله‌ی (۲۹) استفاده می‌شود که در آن B(L)/A(L)، C(L)/A(L) و D(L)/A(L) کشش‌های بلندمدت تولیدی، قیمتی و متقاطع می‌باشند:

$$\mathbf{A(L)Ln}\left(X_{i}^{n}\right)=\mu_{t}+B(L)Ln\left(V_{n}\right)+C(L)Ln\left(P_{in}\right)+D(L)\sum_{j=1}^{m}Ln\left(P_{jn}\right)+Z_{t}^{'}\delta+\varepsilon_{t}\qquad,\ \varepsilon_{t}\sim NID\left(0,\Sigma_{\varepsilon}\right) \tag{۳۳}$$

$$\mu_{t}=\mu_{t-1}+\beta_{t-1}+\eta_{t},\quad \eta_{t}\sim NID\left(0,\Sigma_{\eta}\right) \tag{۳۴}$$

$$\beta_{t}=\beta_{t-1}+\zeta_{t},\quad \zeta_{t}\sim NID\left(0,\Sigma_{\zeta}\right) \tag{۳۵}$$

در مطالعات تجربی برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای مدل از یکی از معیارهای آکائیک (AIC)[1]، شوارتز– بیزین (SBC)[2]، حنان–کوئین (HQC)[3] یا ضریب تعیین تعدیل شده $\bar{R}'$ استفاده می‌شود. از میان معیارهای مذکور پسران و شین[4](۱۹۹۹)، معیار شوارتز– بیزین (SBC) را جهت تصریح بهینه وقفه‌های مدل پیشنهاد می‌نمایند. این معیار با توجه به کوچک بودن حجم نمونه در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جوئی می نماید تا

1 - Akaike Information Criterion
2 - Schwarz Bayesian Criterion
3 - Hannan – Quinn Criterion
4 - Pesaran & Shin

درنهایت تعداد درجات آزادی کمتری از دست دهیم. دراین پژوهش نیز از معیار شوارتز- بیزین جهت تعیین تعداد وقفه های بهینه استفاده می‌گردد.

در نهایت، روابطی که برآورد می‌شود شامل رابطه های (۳۰) تا (۳۲) است[1] که با هم تشکیل یک سیستم پویا را می‌دهند. این روابط با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری چندمتغیره برآورد می‌شود.

در رابطه‌ی (۳۰)، W_t که معرف متغیرهای مداخله‌ای است آورده نشده است، به این دلیل که تشخیص اینکه متغیرهای مداخله‌ای در مدل وارد شوند یا خیر با استفاده از آزمون نرمال بودن باقیمانده‌های کمکی ارزیابی می‌شود. در این حالت، ابتدا اگر آزمون نرمال بودن باقیمانده‌های کمکی نشان‌دهنده‌ی وجود شوک یا شکست ساختاری در سطح یا شیب باشد، آنگاه نمودارهای باقیمانده‌های کمکی به تفکیک رسم می‌شود و با کمک نمودار، زمان دقیق شوک یا شکست مشخص می‌گردد و مداخله‌ی مربوطه وارد معادلات می‌شود. لازم به ذکر است که در صورتیکه پس از انجام آزمون نرمالیتی مشخص شود باقیمانده‌های کمکی نرمال هستند، این نشان دهنده‌ی آن است که مداخله‌ای وجود ندارد و در نتیجه در این حالت نیازی به رسم نمودار نیست.

٤-٥. داده‌های آماری

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

داده‌های مورد نیاز در چارچوب الگوی تحلیلی پژوهش، مقدار مصرف گازطبیعی، برق، نفت گاز و نفت کوره در زیر بخش صنایع نساجی، پوشاک و چرم بر حسب بشکه معادل نفت خام، از نتایج آمارگیری از 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 اخذ شده است که

۱- درصورتیکه تکنولوژی به فرم کاب داگلاس باشد معادلات (۳۳) تا (۳۵) برآورد می‌شوند.

برای گاز طبیعی 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 یکسان‌سازی واحدها، با استفاده از ضریب تبدیل مربوطه، واحدهای مذکور به صورت ریال بر بشکه معادل نفت خام تبدیل شده‌اند. ارزش‌افزوده‌ی زیربخش صنایع نساجی، پوشاک و چرم بر حسب میلیارد ریال نیز از آمارنامه‌های کارگاه‌های صنعتی کشور، منتشره توسط مرکز آمار ایران برگرفته شده است.

همچنین، ارزش‌افزوده‌ی واقعی صنایع نساجی، پوشاک و چرم و قیمت‌های واقعی حامل‌های انرژی 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.

۵. برآورد توابع تقاضای برق، گازطبیعی، نفت گاز و نفت کوره در صنایع نساجی، پوشاک و چرم برای اقلیم‌های گوناگون

در این بخش سیستم معادلات (۳۰) تا (۳۲) برای برق، گازطبیعی، نفت گاز و نفت کوره برای صنایع نساجی، پوشاک و چرم برآورد می شود. با توجه به اینکه تابع تقاضای (۳۰) برای حامل‌های انرژی از طریق حداقل کردن تابع هزینه ترانسلوگ و لم شفارد حاصل شده است، بنابراین بایستی ابتدا وجود قیود تقارن در مدل ترانسلوگ آزمون شود. در صورتیکه قیود تقارن رد نشود نیازی به تحمیل این قیود به توابع تقاضای شرطی نهاده‌های انرژی نمی‌باشد و اگر قیود تقارن رد شود باید ابتدا قیود تقارن را به مدل تحمیل کرد و سپس روابط برآورد شوند.

با توجه به اینکه تنها نرم‌افزار موجودی که قابلیت برآورد مدل سری زمانی ساختاری چندمتغیره را دارد نرم‌افزار OXmetrics است و نمی‌توان در این نرم‌افزار محدودیت‌های تقارن مدل ترانسلوگ را وارد کرد. ازاینرو توابع تقاضای شرطی نهاده‌های انرژی حاصل از

تکنولوژی ترانسلوگ با استفاده از نرم‌افزار EVIEWS و با لحاظ کردن روند قطعی در مدل برآورد می‌گردد و قید تکنولوژی به فرم کاب داگلاس آزمون می‌شود. در صورتیکه این قید رد نشود از فرم تابعی کاب داگلاس برای برآورد توابع تقاضای برق، گازطبیعی، نفت گاز و نفت کوره برای اقلیم‌های گوناگون با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری در نرم‌افزار OXmetrics استفاده می‌شود و اگر قید رد شود با آگاهی از شکل تبعی غلط مدل، فرم تابعی کاب داگلاس که حالت خاصی از تابع هزینه ترانسلوگ است را برای آزمون هدف اصلی پژوهش که ارزیابی حالت‌های مختلف روند (که شامل روند تصادفی است) می‌باشد، با نوار ابزار STAMP در نرم‌افزار OXmetrics برآورد می‌شود[1].

در مرحله بعد میانگین مجذور خطاهای مدل برازش شده با نرم افزار EVIEWS و با لحاظ روند قطعی با میانگین مجذور خطاهای مدل برازش شده با نرم افزار OXmetrics و با در نظر گرفتن روند تصادفی مقایسه می‌شود. درصورتیکه میانگین مجذور خطاهای مدل برازش شده با در نظر گرفتن روند تصادفی کوچکتر باشد نشان می‌دهد که مدل مذکور مناسب‌تر می‌باشد.

لازم به ذکر است در برآورد توابع تقاضای شرطی (سهم هزینه) حامل‌های انرژی حاصل از تکنولوژی ترانسلوگ به دلیل اینکه نرم‌افزار Eviews قابلیت درنظرگرفتن روند تصادفی را ندارد، متغیر روند زمانی خطی ساده به عنوان جایگزینی برای تأثیر پیشرفت فنی در معادلات وارد می‌شود.

۵-۱. چگونگی ارزیابی اثر اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها بر تقاضای حامل‌های انرژی در صنایع نساجی، پوشاک و چرم ایران

پس از ابلاغ دستور هدفمندی یارانه ها و اجرای آن در ۳ ماهه انتهایی سال ۱۳۸۹، قیمت حامل‌های انرژی افزایش قابل توجهی یافت. بطوریکه قیمت واقعی گازطبیعی پس از اجرای سیاست هدفمندی ۲/۳ برابر، قیمت واقعی نفت گاز ۱۷/۶ برابر و قیمت واقعی نفت

۱- بنابراین در حالت رد شدن قید تکنولوژی به فرم کاب داگلاس به دلیل محدودیت نرم‌افزاری از تکنولوژی ترانسلوگ استفاده نمی‌شود و مشتقات مرتبه دوم در فرم ترانسلوگ حذف می شود و حالت حدی آن یعنی فرم کاب داگلاس بکار گرفته می‌شود.

کوره ۱۷/۶ برابر شد. بنابراین به منظور ارزیابی اثر اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها و افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر تقاضای آنها در زیربخش صنایع نساجی و پوشاک و چرم به این صورت عمل می‌شود که پس از اینکه روابط مرجح برای توابع تقاضای حامل‌های انرژی در صنایع مذکور برای سالهای (۱۳۸۸-۱۳۶۰) برآورد شد و ضرایب متغیرهای لحاظ شده در روابط مشخص گردید؛ آنگاه با توجه به نتایج آزمون‌های پیش‌بینی (آزمون مجموع انباشته باقیمانده‌های پیش‌بینی استاندارد (cusum[1]) و آزمون pft[2])، در صورتی که مشخص شود که پارامترهای مدل در طول افق دوره پیش‌بینی سازگار هستند و روابط مربوطه دارای قدرت پیش‌بینی رضایت‌بخشی می‌باشند، با توجه به نتایج حاصل از برآورد توابع تقاضای حامل‌های انرژی و با هدف ارزیابی اثر اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها بر تقاضای آنها در صنایع نساجی، پوشاک و چرم در سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۹، داده‌های متغیرهای برونزای مدل را برای سال‌های مذکور در روابط برآورد شده قرار داده می‌شود و مقادیر حاصله با مقادیر واقعی مصرف حامل‌های انرژی 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 حامل‌های انرژی حاصل از روابط برآوردی برای سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۹ با مقادیر تحقق یافته برابر می‌باشد و مدل پژوهش می‌تواند اثر هدفمندی یارانه‌ها را بر تقاضای حامل‌های انرژی توضیح دهد. در غیر این صورت روابط برآوردی نمی‌توانند با ضرایب موجود، اثر هدفمندی یارانه‌ها را توضیح دهند.

۵-۲. برآورد توابع تقاضای برق، گازطبیعی، نفت‌گاز و نفت‌کوره در صنایع نساجی، پوشاک و چرم

۵-۲-۱. نتایج برآورد توابع تقاضای برق، گازطبیعی، نفت‌گاز و نفت‌کوره حاصل از تکنولوژی ترانسلوگ در صنایع نساجی، پوشاک و چرم

1 - Cumulative Sum
2- Predictive failure test

با توجه به روش برآورد توابع تقاضای حامل‌های انرژی در بخش (۵)، در ابتدا تابع تقاضای (۳۰) برای برق، گازطبیعی، نفت‌گاز و نفت‌کوره برای صنایع نساجی، پوشاک و چرم حاصل از تکنولوژی ترانسلوگ با استفاده از نرم‌افزار EVIEWS برآورد می‌شود و سپس با استفاده از آماره آزمون والد درستی قیود مدل ترانسلوگ آزمون خواهد شد. این معادلات براساس قیمت‌های نسبی نهاده‌های انرژی قابل تخمین بوده و در ادامه پارامترهای مربوط به معادله سهم هزینه‌ی نهاده‌ای که کمترین سهم را دارد با استفاده از شرایط جمع‌پذیری، همگنی نسبت به قیمت‌ها و تقارن محاسبه می‌شود. همچنین به منظور افزایش کارایی پارامترهای برآورد شده، تابع هزینه ترانسلوگ نیز به سیستم معادلات سهم هزینه‌ی نهاده‌های انرژی افزوده شده[1] و سپس سیستم معادلات به صورت همزمان برآورد می‌گردد.

با توجه به روش برآورد مدل ترانسلوگ، ابتدا در صنایع نساجی، پوشاک و چرم آن نهاده‌ی انرژی که دارای کمترین سهم هزینه ای در میان نهاده‌های انرژی باشد، به عنوان نهاده مبنا مورد استفاده قرار می‌گیرد، به این صورت که قیمت سایر نهاده‌های انرژی به صورت قیمت نسبی بر حسب قیمت آن نهاده در معادله سهم سایر نهاده‌های انرژی وارد می‌گردد. در این صنایع سهم هزینه‌ای برق، گازطبیعی، نفت گاز و نفت کوره به ترتیب ۰/۷۹، ۰/۰۷، ۰/۰۸ و ۰/۰۵ می‌باشد. از اینرو نفت کوره به عنوان نهاده مبنا در این زیربخش در نظر گرفته می‌شود و قیمت سایر نهاده‌های انرژی به صورت قیمت نسبی بر حسب قیمت نفت کوره در معادله سهم سایر نهاده‌های انرژی و معادله‌ی هزینه‌ی کل وارد می‌گردد.

قبل از برآورد مدل مانایی متغیرهای مورد استفاده با استفاده از روش دیکی فولر تعمیم یافته مورد آزمون قرار گرفته و درجه جمعی‌بودن[2] (یا درجه انباشتگی) آنها مشخص می‌شود. نتایج حاصل از آزمون درجه جمعی‌بودن متغیرها نشان می‌دهد که متغیرهای سهم هزینه‌ای برق، لگاریتم قیمت واقعی گازطبیعی نسبت به قیمت واقعی نفت کوره، لگاریتم قیمت واقعی نفت گاز نسبت به قیمت واقعی نفت کوره و لگاریتم طبیعی هزینه‌ی کل نسبت به

---

۱ – در این شرایط تابع هزینه ترانسلوگ نیز به صورت هزینه نسبی (نسبت به قیمت نهاده حذف شده) در الگو ظاهر می‌شود.

2 -Degree of Integration

قیمت واقعی نفت کوره جمعی از درجه صفر بوده و بنابراین مانا (در سطح) هستند. همچنین متغیرهای لگاریتم ارزش افزوده واقعی، لگاریتم طبیعی قیمت واقعی برق نسبت به قیمت واقعی نفت کوره، سهم هزینه‌ای نفت گاز و سهم هزینه‌ای گاز طبیعی در سطح داده ها نامانا بوده و همواره مقادیر t محاسبه شده دیکی فولر تعمیم یافته از مقادیر بحرانی مک کینون در تمامی سطوح کمتر می‌باشد. لذا برای این متغیرها فرضیه صفر مبنی برداشتن ریشه واحد رد نمی‌شود. تکرار آزمون فوق برای تفاضل مرتبه اول داده‌ها نشان می‌دهد که این متغیرها پس از یکبار تفاضل گیری مانا می‌شوند لذا درجه هم انباشتگی این متغیرها یک می‌باشد.

با توجه به روش برآورد، معادلات تقاضای مشروط نهاده‌های انرژی و تابع هزینه ترانسلوگ به صورت سیستم معادلات همزمان با استفاده از روش رگرسیون‌های بظاهر نامرتبط برآورد می‌گردد. البته به منظور آزمون کردن قیود تقارن، ابتدا مدل به صورت نامقید و بدون اعمال قیود تقارن برآورد می‌گردد و سپس با استفاده از آماره آزمون والد درستی قیود تقارن آزمون می‌گردد. همانطور که در جدول (۲) ملاحظه می‌گردد درستی قیود تقارن در مدل رد می‌شود. بنابراین با لحاظ قیود تقارن مدل به صورت مقید برآورد می‌شود و سپس قیود دیگر که در زیر آورده شده است آزمون می‌گردد[۱].

با وارد کردن متغیر روند (t) در معادلات مدل به عنوان جایگزینی برای تأثیر پیشرفت فنی، امکان ارزیابی تأثیر پیشرفت فنی بر شدت استفاده از حامل‌های انرژی در طول دوره مورد ارزیابی فراهم می‌شود. همچنین وارد کردن ارزش افزوده در معادلات برآورد شده امکان آزمون همگن بودن تابع تولید نسبت به ستاده در صنایع نساجی، پوشاک و چرم را فراهم می‌سازد. با آزمون ضرایب مربوط به حالت خاص تکنولوژی کاب داگلاس نیز امکان ارزیابی فرم تابع تولید حاصل می‌شود. برای آزمون قیود مذکور از تابع آزمون والد استفاده می‌گردد و نتایج به دست آمده همانطور که در جدول (۲) آمده است نشان می‌دهد که فرضیه‌های صفر هموتتیک بودن تابع تولید (صفر بودن ضرایب مربوط به Lv) و عدم تاثیر

۱- به دلیل اینکه هدف از برآورد معادلات سهم هزینه نهاده‌های انرژی و تابع هزینه ترانسلوگ فقط ارزیابی شکل تابع تولید مربوطه است، بنابراین نتایج مربوط به برآورد ضرایب مدل مقید و نامقید آورده نشده است.

متقابل پیشرفت فنی و قیمت‌ها در تابع هزینه و بنابراین فقدان روند در سهم هزینه‌ها و فرضیه تکنولوژی به فرم کاب داگلاس در دوره مورد ارزیابی، رد می‌شوند.

جدول (۲): آزمون قیود مدل

فرضیه صفر	آماره آزمون والد χ^2	درجه آزادی	Prob
قیود تقارن بین معادلات وجوددارد.	۹/۷۴	۳	۰/۰۲۰
هموتتیک بودن تابع تولید	۳۹/۵۵	۶	۰/۰۰۰
عدم وجود روند و تاثیر پیشرفت فنی	۱۷۴/۵۲	۹	۰/۰۰۰
تکنولوژی به فرم کاب داگلاس	۱۱۶۵/۸۷	۱۵	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات پژوهش

بنابراین نتیجه‌گیری می‌شود که تکنولوژی تولید در صنایع نساجی، پوشاک و چرم هموتتیک نیست و نمی‌توان متغیرهای مربوط به لگاریتم ارزش افزوده را از مدل حذف کرد. به عبارت دیگر با تغییر سطح تولید و ارزش افزوده ایجاد شده، هزینه‌های انجام شده بابت هر کدام از نهاده‌ها نیز تغییر می‌کند؛ به عبارت دیگر با تغییر مقیاس تولید نسبت یا سهم استفاده از نهاده‌ها تغییر می‌کند. علاوه بر آن تغییرات تکنولوژیکی در طی دوره مورد مطالعه بر تقاضای حامل‌های انرژی و سهم هزینه آنان از کل هزینه تولید تاثیر معنی‌داری دارد و بایستی روند زمانی در برآورد معادلات درنظر گرفته شود. همچنین تکنولوژی به فرم کاب داگلاس نمی‌باشد. درنتیجه در بخش بعد با آگاهی از شکل تبعی غلط مدل، فرم تابعی کاب داگلاس برای برآورد توابع تقاضای برق، گازطبیعی، نفت گاز و نفت کوره برای اقلیم‌های گوناگون با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری چندمتغیره (معادلات (۳۳) تا (۳۵)) در نرم‌افزار OXmetrics بکار برده می‌شود.

با توجه به اینکه برخی از متغیرهای مورد استفاده در برآورد مدل دارای ریشه واحد بوده و جمعی از مرتبه اول هستند لذا ضروری است که برای اطمینان از جعلی نبودن رگرسیون و قابلیت اطمینان به برآوردهای به‌دست آمده از پارامترها، آزمون همجمعی[1] برای هر کدام از معادلات انجام گیرد. برای این منظور آزمون ریشه‌واحد دیکی فولرتعمیم یافته بر روی

1 -Cointegration

باقیمانده‌های حاصل از برآورد هر یک از معادلات برآورد شده انجام شد و نتایج آزمون ریشه‌واحد جملات پسماند هر کدام از معادلات مدل دلالت بر آن دارد که متغیرهای موجود به شیوه تصریح شده در معادلات مدل دارای ارتباط بلندمدت با هم بوده و هم‌جمع می‌باشند. بنابراین برآوردهای انجام شده جعلی نبوده و قابل اطمینان هستند.

۵-۲-۲. نتایج برآورد توابع تقاضای برق، گازطبیعی، نفت‌گاز و نفت‌کوره حاصل از تکنولوژی کاب داگلاس در صنایع نساجی، پوشاک و چرم برای اقلیم‌های گوناگون با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری چندمتغیره برای دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳٦۰

با توجه به اینکه در بخش قبل درستی قیود تقارن در مدل رد شد بنابراین بایستی مدل به صورت مقید و با لحاظ قیود تقارن برآورد شود ولی به دلیل محدودیت نرم‌افزار OXmetrics در ورود قیود تقارن، با آگاهی از شکل تبعی غلط مدل، در این بخش معادله تقاضای حامل‌های انرژی حاصل از تکنولوژی کاب‌داگلاس در صنایع نساجی و پوشاک و چرم (معادلات (۳۳) تا (۳۵) با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۸۸-۱۳۶۰ و روش SUSTSM با بکارگیری نرم‌افزار OXmetrics برآورد می‌شود.

جدول (۳): معرفی متغیرهای جدول برآوردی

le	لگاریتم مصرف برق	lpng	لگاریتم قیمت واقعی نفت گاز
lg	لگاریتم مصرف گاز	lpnk	لگاریتم قیمت واقعی نفت کوره
lng	لگاریتم مصرف نفت گاز	lv	لگاریتم ارزش افزوده واقعی
lnk	لگاریتم مصرف نفت کوره	D_1	متغیرمجازی سال های جنگ تحمیلی
lpe	لگاریتم قیمت واقعی برق صنعتی	Irr	متغیر مداخله ای بی قاعده[1]
lpg	لگاریتم قیمت واقعی گاز صنعتی		

منبع:نتایج پژوهش

۱. 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 (یا مداخله‌ی بی قاعده) نشان داد.

به منظور تعیین تعداد وقفه بهینه مربوط به هریک از متغیرهای مورد استفاده در مدل با توجه به حجم نسبتاً کم نمونه از معیار شوارتز- بیزین استفاده می‌شود. بر این اساس در بهترین مدل انتخابی حداکثر وقفه بهینه ۱ در نظر گرفته شده است. سپس با استفاده از رویکرد عام به خاص و با شروع از معادلات کلی، مدل مقید مناسب با حذف متغیرهای بی معنی به منظور 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 حالت های مختلف برآورد تابع تقاضا، مناسب ترین حالت برای ابر پارامترها تشخیص داده شد. به عبارت دیگر ماهیت روند ضمنی در توابع تقاضای گازطبیعی، برق، نفت‌گاز و نفت کوره به ترتیب از نوع روند سطحی محلی با رانش، مدل رگرسیون معمولی با جزء ثابت و روند زمانی، مدل رگرسیون معمولی با جزء ثابت و بدون روند زمانی و روند هموار می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد این توابع در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول (٤): برآورد توابع تقاضای گاز طبیعی، برق، نفت گاز و نفت کوره در صنایع نساجی و پوشاک و چرم

گاز طبیعی		برق		نفت گاز		نفت کوره	
متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده
(lpg_t)	-۰/۵۶ (۰/۰۰۲)	(lpe_t)	-۰/۳۰ (۰/۰۰۰)	$(lpng_t)$	-۰/۷۴ (۰/۰۱)	$(lpnk_t)$	-۰/۸۳ (۰/۰۰۰)
(lv_t)	۰/۳۰ (۰/۰۳)	(lv_t)	۰/۱۵ (۰/۰۱)	(lv_t)	۰/۴۸ (۰/۰۰۰)	(lv_t)	۰/۳۸ (۰/۰۳)
$(lpnk_t)$	۰/۴۸ (۰/۰۰۳)	(lpg_{t-1})	-۰/۴۵ (۰/۰۰۰۱)	(lpg_t)	۰/۴۵ (۰/۰۰۳)	(lpg_t)	۰/۹۱ (۰/۰۰۳)
$(lpng_t)$	۰/۵۹ (۰/۰۰۰)	(lpe_{t-1})	-۰/۱۸ (۰/۰۰۰)	(lpg_{t-1})	۰/۳۱ (۰/۰۰۰)	$(lpng_t)$	۱/۶۰ (۰/۰۰۰)
(lg_{t-1})	۰/۵۰ (۰/۰۰۰)	(lv_{t-1})	۰/۱۲ (۰/۰۰۳)	(lv_{t-1})	-۰/۲۲ (۰/۰۳)	(lpg_{t-1})	۰/۴۶ (۰/۰۰۰)
(lv_{t-1})	۰/۳۱ (۰/۰۱)	(Ahvaz)	۰/۰۵ (۰/۰۰۰)	(lng_{t-1})	۰/۶۵ (۰/۰۰۰)	$(lpnk_{t-1})$	-۰/۳۹ (۰/۰۱)
(lpg_{t-1})	-۰/۰۸ (۰/۰۰۰)	(Tehran)	۰/۰۳ (۰/۰۰۰۹)	$(lpnk_t)$	۰/۶۵ (۰/۰۰۰)	(lnk_{t-1})	۰/۱۶ (۰/۰۴)
(lpe_{t-1})	-۰/۴۹ (۰/۰۰۰)	(Yazd)	-۰/۰۲ (۰/۰۰۰)	$(lpnk_{t-1})$	۰/۱۲	(Tabriz)	-۰/۰۸

						(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۰)
(Tabriz)	(۰/۰۰۰) −۰/۰۶	(Rasht)	(۰/۰۴) −۰/۰۲	(Tabriz)	(۰/۰۴) −۰/۰۳	(Ahvaz)	−۰/۰۷ (۰/۰۰۰)
Irr1367	(۰/۰۰۰) −۰/۷۰	D_1	(۰/۰۰۲) −۰/۱۴	(Rasht)	−۰/۰۴ (۰/۰۱)	(Tehran)	−۰/۰۵ (۰/۰۳)
Irr1378	(۰/۰۰۴) ۰/۱۹	Irr1365	(۰/۰۰۰) −۰/۱۷	(Yazd)	(۰/۰۱) −۰/۰۴	(Yazd)	−۰/۰۳ (۰/۰۰۰)
		Irr1380	(۰/۰۰۱) ۰/۲۰	Irr1386	(۰/۰۰۱) ۰/۳۲	Irr1365	−۰/۱۷ (۰/۰۱)
اجزای بردار حالت در ۱۳۸۸=T							
شیب روند (β_T)	۰/۰۲	شیب روند (β_T)	۰/۰۱	شیب روند (β_T)	-	شیب روند (β_T)	−۰/۴۲
سطح روند (μ_T)	۱۱/۴۱	سطح روند (μ_T)	۱۱/۵۲	سطح روند (μ_T)	۴/۰۲	سطح روند (μ_T)	۱۹/۷۸
ابرپارامترها							
واریانس سطح روند (σ_η^2)	۰/۰۰۵	واریانس سطح روند(σ_η^2)	۰/۰۰۰	واریانس سطح روند (σ_η^2)	۰/۰۰	واریانس سطح روند (σ_η^2)	۰/۰۰
واریانس شیب	۰/۰۰	واریانس شیب روند	۰/۰۰۰	واریانس شیب روند	-	واریانس شیب روند	۰/۰۰۰۱

روند (σ_{ζ}^2)		(σ_{ζ}^2)		(σ_{ζ}^2)		(σ_{ζ}^2)	
واریانس جزء نامنظم (σ_{ε}^2)	۰/۰۰	واریانس جزء نامنظم(σ_{ε}^2)	۰/۰۰۱	واریانس جزء نامنظم (σ_{ε}^2)	۰/۰۰۵	واریانس جزء نامنظم (σ_{ε}^2)	۰/۰۰۰۵
ماهیت روند	مدل سطحی محلی با رانش	ماهیت روند	مدل رگرسیون معمولی با جزء ثابت و روند زمانی	ماهیت روند	مدل رگرسیون معمولی با جزء ثابت و بدون روند زمانی	ماهیت روند	مدل روند هموار
معیارهای خوبی برازش							
R^2	۰/۹۸	R^2	۰/۹۹	R^2	۰/۹۷	R^2	۰/۹۹
$\bar{R}^2$	۰/۹۷	$\bar{R}^2$	۰/۹۶	$\bar{R}^2$	۰/۹۶	$\bar{R}^2$	۰/۹۹
[1]p.e.v	۰/۰۰۲	p.e.v	۰/۰۰۰۵	p.e.v	۰/۰۰۲	p.e.v	۰/۰۰۰۸
آزمون‌های تشخیصی باقیمانده‌ها							
انحراف معیار	۰/۰۵	انحراف معیار	۰/۰۳	انحراف معیار	۰/۰۵	انحراف معیار	۰/۰۳
نرمالیتی	۱/۰۶	نرمالیتی	۱/۵۲	نرمالیتی	۱/۲۱	نرمالیتی	۳/۶۴
[2]H(2)	۱/۵۳	H(2)	۲/۹۹	H(2)	۲/۱۲	H(2)	۰/۵۰
[1]DW	۲/۱۳	DW	۱/۵۷	DW	۱/۴۳	DW	۱/۹۶

1- Prediction error variance (p.e.v)

۲- H(2) آماره آزمون ناهمسانی است و نسبت مربع آخرین ۲ باقیمانده به مربع اولین ۲ باقیمانده است که ۲ نزدیک‌ترین عدد صحیح به T/۳ و T تعداد مشاهدات است. این آماره به‌طور تقریبی دارای توزیع F(2,2) می‌باشد.

r(1)[۲]	-۰/۰۴	r(1)	۰/۱۳	r(1)	۰/۱۴	r(1)	-۰/۰۵
r(5)	۰/۰۳	r(5)	۰/۰۹	r(5)	-۰/۲۵	r(5)	-۰/۰۳
Q(5,3)[۳]	۴/۶۶	Q(5,3)	۴/۵۷	Q(5,3)	۲/۴۷	Q(5,3)	۵/۴۳
LR test	۱/۲۲	LR test	۰/۵۶	LR test	۰/۶۲	LR test	۰/۰۲
آزمون‌های پیش بینی							
pft $\chi^2(7)$[۴]	۵/۰۷	pft $\chi^2(8)$	۴/۵۴	pft $\chi^2(7)$	۴/۷۳	pft $\chi^2(8)$	۹/۶۶
Cusum t(7)	۱/۲۴	Cusum t(8)	-۰/۲۰	Cusum t(7)	۰/۰۱	Cusum t(8)	-۱/۲۸
آزمون نرمال بودن باقیمانده‌های کمکی							
	آماره‌ی χ^2		آماره‌ی χ^2		آماره‌ی χ^2		آماره‌ی χ^2
بی قاعده		**بی قاعده**		**بی قاعده**		**بی قاعده**	
چولگی	۰/۱۸	چولگی	۰/۷۶	چولگی	۰/۳۲	چولگی	۰/۰۵
کشیدگی	۰/۷۹	کشیدگی	۱/۲۳	کشیدگی	۰/۰۳	کشیدگی	۰/۶۵
آماره‌ی بومن-	۰/۹۸	آماره‌ی بومن-شنتون	۲/۰۰	آماره‌ی بومن-شنتون	۰/۳۵	آماره‌ی بومن-شنتون	۰/۷۱

۱-DW آماره آزمون دوربین واتسون برای خودهمبستگی مرتبه اول است.

۲- 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.

۳- 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.

4 - Predictive failure test

شنتون							
سطح		**سطح**		**سطح**		**سطح**	
چولگی	۰/۳۲	چولگی	۰/۳۷	چولگی	۰/۰۹	چولگی	۰/۰۰۱
کشیدگی	۰/۳۲	کشیدگی	۰/۱۸	کشیدگی	۰/۸۷	کشیدگی	۱/۳۷
آماره ی بومن-	۰/۶۵	آماره ی بومن-	۰/۵۵	آماره ی بومن-	۰/۹۷	آماره ی بومن-	۱/۳۸
شنتون		شنتون		شنتون		شنتون	
شیب		**شیب**		**شیب**		**شیب**	
چولگی	$۵/۲۰\times۱۰^{-۵}$	چولگی	۱/۶۵	چولگی	-	چولگی	۰/۰۰۲
کشیدگی	۰/۶۵	کشیدگی	۰/۰۹	کشیدگی	-	کشیدگی	۰/۶۷
آماره ی بومن-	۰/۶۵	آماره ی بومن-	۱/۷۴	آماره ی بومن-	-	آماره ی بومن-	۰/۶۷
شنتون		شنتون		شنتون		شنتون	

منبع: نتایج تحقیق و خروجی نرم افزار STAMP 8.1- اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال معناداری است.

۵-۲-۳. مقایسه‌ی میانگین مجذور خطای[1] مدل ترانسلوگ و کاب داگلاس

در این بخش پس از برآورد توابع تقاضای شرطی نهاده‌های انرژی حاصل از تکنولوژی ترانسلوگ و با لحاظ روند قطعی در نرم افزار EVIEWS و برآورد توابع تقاضای نهاده‌های انرژی حاصل از تکنولوژی کاب داگلاس و با در نظر گرفتن روند تصادفی در نرم افزار OXmetrics میانگین مجذور خطای مدل‌های برازش شده با یکدیگر مقایسه می‌شود.

جدول (۵): مقایسه‌ی میانگین مجذور خطای مدل‌های برازش شده

	میانگین مجذور خطای مدل حاصل از تکنولوژی ترانسلوگ و با لحاظ روند قطعی	میانگین مجذور خطای مدل حاصل از تکنولوژی کاب داگلاس و با لحاظ روند تصادفی
برق	۰/۰۰۲۵۰	۰/۰۰۲۷۳
گازطبیعی	۱/۳۱۴	۰/۹۹۵
نفت گاز	۰/۰۰۰۲۷۳	۰/۰۰۰۳
نفت‌کوره	۲/۶۵۵۶	۱/۹۸۰۸

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول (۵) مشاهده می‌شود که میانگین مجذور خطای توابع تقاضای گازطبیعی و نفت کوره حاصل از تکنولوژی کاب داگلاس که دارای روند تصادفی می‌باشند، کوچکتر می‌باشد و توابع تقاضای برق و نفت گاز که به ترتیب دارای روند قطعی و بدون روند می‌باشند به مقدار ناچیزی میانگین مجذور خطای بزرگتر از فرم تابعی ترانسلوگ دارند.

۵-۳. تفسیر نتایج برآورد توابع تقاضای گازطبیعی، برق، نفت‌گاز و نفت‌کوره حاصل از تکنولوژی کاب داگلاس در صنایع نساجی، پوشاک و چرم برای اقلیم‌های گوناگون با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری چندمتغیره برای دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۶۰

1 - Mean Square Error (MSE)

آزمون‌های خوبی برازش مدل نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی وارد شده در توابع تقاضای برق و نفت کوره ۹۹ درصد و در توابع تقاضای گازطبیعی و نفت گاز به ترتیب ۹۷ درصد و ۹۶ 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 می‌باشند. همچنین پارامترهای مدل در طول افق دوره پیش‌بینی سازگار هستند و روابط مربوطه دارای قدرت پیش‌بینی رضایت‌بخشی می‌باشند. علاوه براین، با توجه به آماره بومن- شنتون[1] در جدول (۶) نشانه‌ای از غیر نرمال بودن باقیمانده‌ها در مدل‌ها وجود ندارد.

جدول (٦): آزمون نرمال بودن باقیمانده‌های حاصل از برآورد توابع تقاضای گازطبیعی، برق، نفت گاز و نفت کوره در صنایع نساجی، پوشاک و چرم

باقیمانده‌های مدل تقاضای گاز طبیعی			باقیمانده‌های مدل تقاضای نفت گاز		
معیار	آماره ی χ^2	سطح احتمال	معیار	آماره ی χ^2	سطح احتمال
چولگی	۰/۰۱	۰/۸۹۲	چولگی	۰/۰۰۹	۰/۹۲۱
کشیدگی	۰/۰۳	۰/۸۵۶	کشیدگی	۰/۰۲	۰/۸۶۶
آماره ی بومن-شنتون	۰/۰۵	۰/۹۷۴	آماره ی بومن-شنتون	۰/۰۳	۰/۹۸۱
باقیمانده‌های مدل تقاضای برق			باقیمانده‌های مدل تقاضای نفت کوره		
چولگی	۰/۸۱	۰/۳۶۶	چولگی	۰/۰۶	۰/۸۰۰
کشیدگی	۰/۰۰۳	۰/۹۵۱	کشیدگی	۱/۱۰	۰/۲۹۲
آماره ی بومن-شنتون	۰/۸۱	۰/۶۶۴	آماره ی بومن-شنتون	۱/۱۷	۰/۵۵۶

منبع: محاسبات پژوهش

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:

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

جدول(۷): کشش‌های قیمتی و تولیدی توابع تقاضای گازطبیعی، برق، نفت گاز و نفت کوره در صنایع نساجی و پوشاک و چرم

	مدل تقاضای گاز طبیعی		مدل تقاضای نفت گاز	
	کشش قیمتی	کشش تولیدی	کشش قیمتی	کشش تولیدی
کوتاه مدت	-۰/۵۶	۰/۳۰	-۰/۷۴	۰/۴۸
بلندمدت	-۱/۲۸	۱/۲۲	-۱/۱۳	۰/۷۳
	مدل تقاضای برق		مدل تقاضای نفت کوره	
	کشش قیمتی	کشش تولیدی	کشش قیمتی	کشش تولیدی
کوتاه مدت	-۰/۳۰	۰/۱۵	-۰/۸۳	۰/۳۸
بلندمدت	-۰/۴۸	۰/۲۷	-۱/۴۵	۰/۴۵

منبع: محاسبات پژوهش

جدول(۸): کشش‌های متقاطع قیمتی توابع تقاضای گاز طبیعی، برق، نفت گاز و نفت کوره در صنایع نساجی و پوشاک و چرم

	مدل تقاضای گاز طبیعی		مدل تقاضای نفت گاز		
	کشش کوتاه‌مدت	کشش بلندمدت		کشش کوتاه‌مدت	کشش بلندمدت
برق	-	-۰/۹۸	گاز طبیعی	۰/۴۵	۱/۱۶
نفت گاز	۰/۵۹	۱/۱۸	برق	-	-
نفت کوره	۰/۴۸	۰/۹۶	نفت کوره	۰/۶۵	۱/۲۰
	مدل تقاضای برق			مدل تقاضای نفت کوره	
	کشش کوتاه‌مدت	کشش بلندمدت		کشش کوتاه‌مدت	کشش بلندمدت
گاز طبیعی	-	-۰/۴۵	برق	-	-
نفت گاز	-	-	گازطبیعی	۰/۹۱	۱/۶۳
نفت کوره	-	-	نفت گاز	۱/۶۰	۱/۹۰

منبع: محاسبات پژوهش

بر اساس جدول (۴)، تمامی متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضای گازطبیعی، برق، نفت گاز و نفت کوره در صنایع نساجی و پوشاک و چرم از نظر آماری در سطح ۵ درصد معنی‌دارند. وقفه‌های اول تمامی متغیرها در مدل وارد و آزمون شده، و وقفه‌هایی که از نظر آماری

معنادار نبوده‌اند، در مراحل تخمین حذف شده‌اند. همچنین به دلیل اینکه متغیرها به صورت لگاریتمی در مدل لحاظ شده اند، ضرایب متغیرها بیانگر کشش‌های مربوطه هستند و با توجه به اینکه متغیر وابسته خود به عنوان یک متغیر از پیش تعیین شده در سمت راست تابع وارد شده است، بنابراین کشش قیمتی و تولیدی حامل‌های انرژی به دو صورت کوتاه‌مدت و بلندمدت قابل محاسبه می باشد.

نتایج برآورد کشش‌های قیمتی در جدول (۷) نشان می‌دهد که کشش‌های قیمتی خودی تقاضای گازطبیعی، برق، نفت گاز و نفت کوره در صنایع نساجی، پوشاک و چرم در کوتاه‌مدت کمتر از واحد است. این نتیجه گویای این واقعیت است که سیاست تعدیل قیمت این حامل‌های انرژی در کوتاه‌مدت تأثیر چندانی در کاهش مصرف آنها در این صنایع ندارد. کشش قیمتی برق در کوتاه‌مدت از بقیه حامل‌ها کمتر است به این دلیل که در کوتاه‌مدت جانشین‌های باصرفه‌تری نسبت به برق وجود ندارد و جایگزینی کاربرهای انرژی برق در این صنعت مشکل‌تر از بقیه حامل‌های انرژی است. از دلایل حساسیت ناچیز تقاضای حامل‌های انرژی در صنایع نساجی و پوشاک و چرم نسبت به تغییرات قیمت را می‌توان به صورت موارد زیر عنوان کرد: یارانه‌های پرداختی توسط دولت، پایین نگه‌داشتن قیمت حامل‌های انرژی در طی سال‌های ۱۳۸۸- ۱۳۶۰، پایین بودن سهم هزینه حامل‌های انرژی از کل هزینه بنگاه و در نتیجه انتقال محدود منحنی عرضه کل بخش صنعت هنگام تغییر قیمت این حامل‌های انرژی، فقدان فرصت کافی برای جایگزینی ماشین‌آلات قدیمی با دستگاه‌های جدیدتر، پایین بودن درجه‌ی تبعیت قیمت عامل تولید سرمایه‌ی ثابت از قیمت انرژی به دلیل وارداتی بودن بخش عمده تجهیزات و ماشین‌آلات مورد استفاده در این صنعت و هزینه سنگین تجهیزات انرژی‌بر در این صنایع که امکان استفاده از تجهیزات با کارایی بیشتر در کوتاه‌مدت را کاهش می‌دهد.

حساسیت پایین تقاضای حامل‌های انرژی در گروه صنایع نساجی و پوشاک و چرم نسبت به تغییر قیمت آنها می‌تواند به دلیل اثر عامل برونزای دیگری مانند تکنولوژی تولید نیز باشد که اثر زیادی روی تقاضای حامل‌های انرژی در این صنعت داشته است. در این

صنایع بخش تولید طی سال‌های طولانی به دلیل تقریباً رایگان بودن انرژی به سمتی نرفته است که بر اساس آن در تکنولوژی تغییر دهد. بنابراین عدم تغییر در تکنولوژی نه تنها موجب این است که مصرف انرژی بیشتر باشد، بلکه به دنبال آن استهلاک نیز بیشتر می‌شود. فرسودگی و منسوخ بودن تکنولوژی و ماشین‌آلات که منجر به افزایش سهم هزینه تعمیرات و نگهداری تجهیزات نسبت به هزینه انرژی (با توجه به قیمت پایین حامل‌های انرژی در طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۶۰) در هزینه تمام شده تولید می‌گردد باعث می‌شود سهم هزینه انرژی در واحدهای صنعتی نساجی سهم ناچیزی از هزینه‌های تولید را پوشش دهد و انگیزه‌ای برای تغییر تقاضای حامل‌های انرژی در پاسخ به تغییر قیمت آنها وجود نداشته باشد.

طبق جدول (۷) در بلندمدت کشش قیمتی تقاضای گازطبیعی، نفت گاز و نفت کوره (به ترتیب ۱/۲۸-، ۱/۲۱- و ۱/۴۵-) بزرگتر از واحد است و تقاضای این حامل‌های انرژی در بلندمدت نسبت به تغییر قیمت آنها عکس‌العمل زیادی نشان می‌دهد. در بلندمدت زمان بیشتری برای سازگاری با تغییر قیمت وجود دارد و تولیدکننده فرصت کافی به منظور تغییر نوع تکنیک و تکنولوژی تولید دارد و تطبیق لازم و دلخواه را انجام می‌دهد. در نتیجه روش‌های تولیدی مدرن‌تر و دستگاه‌های پیشرفته‌تر، جایگزین روش‌ها و تجهیزات قدیمی می‌شوند و این روش‌ها و ماشین‌آلات جدید از سوخت‌هایی استفاده می‌کنند که آلایندگی زیست محیطی کمتری نسبت به نفت کوره دارند (مانند گازطبیعی)، در نتیجه تقاضا برای نفت گاز، نفت کوره و گازطبیعی در بلندمدت می‌تواند تغییر کند. این مسئله با سیاست جایگزینی فرآورده‌های نفتی با گازطبیعی در برنامه سوم توسعه نیز مطابقت دارد. همچنین برای این حامل‌های انرژی کشش قیمتی تقاضا در بلندمدت بزرگتر از کشش قیمتی تقاضا در کوتاه‌مدت است.

کشش قیمتی بلندمدت تقاضای برق (۰/۴۸-) کمتر از واحد است و حتی افق زمانی که یکی از عوامل موثر بر مقدار کشش است در مورد این کالا تأثیرگذار نبوده است. تبیین این مطلب نیازمند تحلیل فرآیند پویای اثرگذاری قیمت این حامل انرژی بر تقاضای آن

است. افزایش قیمت حامل‌های انرژی در کوتاه‌مدت باعث کاهش تقاضای آزاد[۱] آنها می‌شود. کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضای برق، در واقع حساسیت تقاضای آزاد آن را نسبت به قیمت اندازه‌گیری می‌کند. در بلندمدت، افزایش قیمت این حامل انرژی موجب می‌گردد تا بنگاه‌های مصرف‌کننده‌ی این حامل نسبت به جایگزینی دستگاه‌ها و ماشین‌آلات پرمصرف با تجهیزات کم‌مصرف اقدام نمایند. تولیدکنندگان کالاهای مصرف‌کننده‌ی برق نیز با اطلاع یافتن از افزایش تقاضا برای کالاهایی که مصرف انرژی آنها نسبت به کالای مشابه کمتر است و بازده انرژی بالاتری دارند، منابع خود را بر روی تولید این گونه کالاها متمرکز می‌کنند. وارد شدن این محصولات به چرخهٔ مصرف، صرفه‌جویی مصرف برق را دامن می‌زند. بنابراین در بلندمدت علاوه بر تقاضای آزاد این حامل انرژی، تقاضای محصور[۲] نیز از افزایش قیمت آن متأثر می‌گردد.

یکی از عوامل فنی موثر بر کشش قیمتی تقاضای بلندمدت در هر بخش، درجه بومی بودن تکنولوژی در صنایع تولیدکننده دستگاه‌های مصرف‌کننده 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. در صنایع نساجی، پوشاک و چرم نیز درجه بومی بودن فن‌آوری تولید در صنایع تولیدکننده‌ی دستگاه‌های مصرف‌کننده برق مورد استفاده

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.

در این صنعت در سطح پایینی قرار دارد[۱] و در نتیجه میزان عکس‌العمل تقاضای محصور نسبت به تغییرات قیمت پایین است. به عبارت دیگر، تقاضای محصور برق در صنایع نساجی و پوشاک و چرم حتی در بلندمدت نیز نسبت به تغییرات قیمت آن، واکنش نشان نمی‌دهد و کشش قیمتی تقاضای این حامل انرژی در این صنعت در بلندمدت صرفاً شدت واکنش تقاضای آزاد را نسبت به تحولات قیمت حامل‌ها نشان می‌دهد.

البته 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 حالیکه در طی دوره مورد ارزیابی ساختار قیمت‌گذاری حامل‌های انرژی در اقتصاد ایران دستوری بوده است و این منجر به پایین نگه داشتن قیمت حامل‌های انرژی از قیمت آستانه‌ای[۲] آنها شده است. در این حالت قیمت‌ها به وظیفه‌ی خود که علامت‌دهی و تنظیم بازار است، عمل نمی‌کنند. در نتیجه، سهم هزینه مصرف حامل‌های انرژی از کل هزینه بنگاه‌ها، نسبتاً پایین می باشد. این امر منجر می‌شود، حتی در بلندمدت جایگزینی محصولات مصرف‌کننده برق با بازده پایین مصرف انرژی به وسیله محصولاتی که از بازده مصرف انرژی بالاتری برخوردارند، اقتصادی نباشد. در این شرایط با توجه به پایین بودن قیمت حامل‌های انرژی در ایران در سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۶۰، جانشینی بین سرمایه و انرژی رخ می‌دهد و بنابراین، در این 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 حامل‌های انرژی، تأثیر زیادی بر تقاضای آنها ندارد.

۱- با توجه به گزارش‌های موجود فناوری صنایع نساجی ۱۰۰درصد وارداتی می باشد و قیمت دستگاه‌ها و ماشین‌آلات نیز بالا است و در حال حاضر نمونه‌های ایرانی آن نیز وجود ندارد، ازاینرو این مسأله منجر به تضعیف هر چه بیشتر این صنعت و افزایش هزینه استهلاک، نگهداری و تعمیرات آن می شود (دفتر مطالعات آماری و راهبردی صنعت نساجی، ۱۳۹۰).

۲- منظور از سطح آستانه‌ای در اینجا، سطحی از قیمت حامل انرژی است که در طرف تقاضا حساسیت ایجاد می‌کند.

ارقام مربوط به کشش قیمتی حامل‌های انرژی در صنایع نساجی، پوشاک و چرم، حاکی از آن است که کشش قیمتی برق چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت پایین است و این مسئله گویای این واقعیت است که سیاست تعدیل قیمت برق تأثیر چندانی در کاهش مصرف آن در این صنعت در کوتاه‌مدت و بلندمدت ندارد. همچنین همانطور که بیان شد، ظاهراً درجه جایگزینی بین عوامل تولید به دلیل بومی نبودن تکنولوژی تولید چندان بالا نیست، پس افزایش در قیمت برق تأثیر منفی جدی بر قیمت محصولات و تولید این صنعت برجای می‌گذارد. ضرورت دارد این مسئله در تصمیم‌گیری برای تعیین قیمت این حامل انرژی به عنوان یک هشدار مورد توجه قرار گیرد.

همچنین، کشش قیمتی برق در کوتاه‌مدت و بلندمدت از کشش قیمتی سایر حامل‌ها کمتر است. این موضوع از آنجا ناشی می‌شود که قسمت اعظم برق مصرفی در این صنعت از نوع مصارف ویژه است و قابل جایگزینی بوسیله سایر حامل‌ها نیست این موضوع باعث می‌شود کشش قیمتی برق پایین باشد.

نتایج مربوط به کشش‌های تولیدی در جدول (۷) نشان می‌دهد که تغییرات تقاضای گازطبیعی، برق، نفت گاز و نفت کوره نسبت به تغییرات تولید و ارزش افزوده در صنایع نساجی و پوشاک و چرم در کوتاه مدت کم‌کشش است. در توضیح این مطلب می‌توان بیان کرد که با تغییر ارزش افزوده در کوتاه‌مدت، با توجه به نداشتن فرصت کافی برای تغییر در شیوه‌های تولید و ارتقاء سطح تکنولوژی و انجام سرمایه‌گذاری‌های جدید در ماشین‌آلات صنعتی مدرن، با استفاده از تجهیزات و ماشین‌آلات موجود به مقدار ناچیزی تقاضای حامل‌های انرژی در این صنعت تغییر می‌کند. در بلندمدت نیز تغییرات تقاضای برق، نفت گاز و نفت کوره نسبت به تغییرات تولید کم‌کشش است اما تقاضای گازطبیعی در بلندمدت نسبت به تغییرات تولید و ارزش افزوده پرکشش می‌باشد، به عبارت دیگر همگام با افزایش تولید، مصرف گازطبیعی بیشتری مشاهده می‌شود و علت اصلی آن هم بالا بودن شدت انرژی در ایران نسبت به استانداردهای بین‌المللی است.

نتایج مربوط به کشش‌های متقاطع در جدول (۸) نشان می‌دهد که در برآورد مدل تقاضای گازطبیعی ضریب متغیر برق به عنوان کالای جایگزین در کوتاه‌مدت از نظر آماری معنادار نیست و از مدل تقاضای گازطبیعی حذف شده است. ولی در بلندمدت دارای رابطه‌ی مکملی با گاز طبیعی است به دلیل اینکه برای مصرف گازطبیعی در صنایع نساجی بایستی ابتدا شرایط تولید فراهم شده باشد، نظیر نیروی محرکه، روشنایی و ...، تا بتوان گازطبیعی را مورد مصرف قرار داد (بهرامی، ۱۳۸۰). نفت گاز و نفت کوره نیز در کوتاه‌مدت کالاهای جانشین برای گازطبیعی در دوره مورد ارزیابی هستند. به دلیل اینکه در کوتاه‌مدت صنایع نفت گاز و نفت‌کوره را برای شرایطی که با کمبود گاز مواجه می‌شوند ذخیره می‌کنند و از آن به عنوان سوخت جانشین گازطبیعی استفاده می‌کنند (وزارت نیرو،۱۳۹۰). در بخش صنعت امکان استفاده از گاز و فرآورده‌های نفتی همزمان وجود دارد. به عبارت دیگر زمانی که صنعت به تجهیزات گازسوز مجهز می‌شود، تجهیزات و مشعل‌های فرآورده‌سوز را کنار نمی‌گذارد و امکان تغییر سوخت را دارد. کشش متقاطع قیمتی بلندمدت نفت کوره و نفت گاز نیز نشان می‌دهد این حامل‌ها در بلندمدت جانشین گازطبیعی هستند که این مسأله با سیاست جایگزینی فرآورده‌های نفتی با گاز طبیعی مطابقت دارد.

در مدل تقاضای برق، با توجه به اینکه ضریب متغیر قیمت نفت کوره و نفت گاز در برآورد مدل معنادار نبود، در نتیجه این حامل‌های انرژی کالای جانشین یا مکمل برای برق در دوره مورد ارزیابی نبوده و از مدل حذف شده‌اند. ضرایب مربوط به قیمت گازطبیعی در تابع تقاضای برق نیز نشان می‌دهد که این حامل انرژی در کوتاه‌مدت نمی‌تواند جانشین برق باشد و در کوتاه‌مدت امکان تغییر شیوه‌ی تولید یا جایگزینی دستگاه‌های مصرف‌کننده‌ی برق با ماشین‌آلاتی که با گاز کار می‌کنند، وجود ندارد. در بلندمدت نیز گازطبیعی کالای مکملی برای برق در صنایع نساجی و پوشاک و چرم است به دلیل اینکه سوخت‌های فسیلی از جمله گازطبیعی در صنایع نساجی به عنوان سوخت دیگ‌های بخار و موتورپمپ‌های آب بکار می‌رود و از سوی دیگر تولید بخار بیشتر باعث بکارگیری

فن‌های بیشتر برای گردش هوا و تهویه می‌شود و در نتیجه مصرف انرژی الکتریکی افزایش می‌یابد.

در برآورد مدل تقاضای نفت گاز ضریب قیمت برق معنادار نبوده و از مدل حذف شده است. ضرایب مربوط به قیمت گازطبیعی و نفت کوره نشان می‌دهد این حامل‌های انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت جانشین نفت گاز هستند به این دلیل که در بخش صنعت امکان استفاده از گاز و فرآورده‌های نفتی همزمان وجود دارد. در بلندمدت نیز گازطبیعی جانشین نفت‌گاز در صنایع نساجی، پوشاک و چرم است که این مسأله با سیاست جایگزینی گاز طبیعی با فرآورده‌های نفتی مطابقت دارد.

در مدل تقاضای نفت کوره، ضریب متغیر قیمت برق در برآورد مدل معنادار نبود، در نتیجه این حامل انرژی کالای جانشین یا مکملی برای نفت کوره در دوره مورد ارزیابی نبوده و از مدل حذف شده است. ضرایب قیمت گازطبیعی و نفت گاز در برآورد مدل تقاضای نفت کوره نشان می‌دهند که این حامل‌های انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت کالای جانشین برای نفت کوره می‌باشند. با توجه به نتایج در جدول (۸) شاهد جانشینی زیاد نفت گاز و گازطبیعی در کوتاه مدت و بلندمدت برای نفت کوره می‌باشیم به دلیل اینکه در صنایع نساجی و پوشاک و چرم تجهیزاتی که با نفت کوره کار می‌کنند قابلیت تغییر سوخت به نفت گاز و گازطبیعی را نیز دارند.

ضریب متغیر مجازی (D_1) برای سالهای جنگ در برآورد مدل تقاضای گازطبیعی، نفت گاز و نفت کوره در این صنعت اثر نداشته ولی بر تقاضای برق مؤثر بوده و باعث کاهش تقاضای این حامل در صنایع نساجی و پوشاک و چرم در آن سال‌ها شده است. این مسأله می تواند به دلیل خاموشی‌های متناوبی باشد که در دوران جنگ رخ داده است.

ضرایب برآوردی متغیر اقلیم در تابع تقاضای گازطبیعی نشان می‌دهد متوسط دمای هوای زمستان در اقلیم سرد بر تقاضای این حامل در صنایع نساجی و پوشاک و چرم اثر معناداری دارد اما ضریب متوسط دمای هوای زمستان در اقلیم‌های گرم و معتدل معنادار نبوده و از مدل حذف شده‌اند. ضریب متغیر متوسط دمای هوای شهر تبریز در زمستان (۰/۰۶-) به

عنوان نماینده اقلیم سرد نشان می‌دهد هرچه دمای هوا در زمستان در اقلیم سرد پایین‌تر باشد گازطبیعی بیشتری جهت گرمایش محیط کار تقاضا می‌شود تا دمای هوا به حد ایده‌آل برسد تا بهترین میزان تولید را در صنعت نساجی و پوشاک وچرم داشت. ضرایب متغیرهای درصد رطوبت نسبی در شهرهای یزد و رشت به عنوان نماینده‌ی اقلیم‌های خشک و مرطوب نیز در برآورد مدل تقاضای گاز طبیعی معنادار نبوده و از مدل حذف شده است که این نشان می‌دهد میزان رطوبت محیط در مقدار بکارگیری این حامل انرژی اثری ندارد چون در اکثر کارخانجات در صنایع نساجی و پوشاک و چرم بیشتر از نفت کوره به عنوان سوخت جهت تولید بخار مصرفی استفاده می‌شود(منظور، حسینی راد و سمیعی، ۱۳۸۸).

ضرایب برآوردی متغیر متوسط دمای هوای اقلیم سرد در تابع تقاضای برق نشان می‌دهد متوسط دمای هوای تابستان شهر تبریز به عنوان نماینده‌ی اقلیم سرد برتقاضای برق در صنایع نساجی و پوشاک و چرم اثر معناداری ندارد و از مدل حذف شده است. ضرایب متغیر متوسط دمای هوای فصل تابستان شهرهای اهواز و تهران به عنوان نماینده‌های اقلیم های گرم و معتدل (به ترتیب (۰/۰۵) و (۰/۰۳)) در برآورد تابع تقاضای برق دارای علامت مثبت و از نظر آماری معنادار می‌باشند. این نتیجه حاکی از آن است که هرچه در فصل تابستان دمای هوا بالاتر باشد شرایط برای تولید نامناسب خواهد بود و تعداد فن‌های بیشتری برای تهویه و گردش هوا و رساندن دمای محیط به حد مطلوب بکار گرفته می‌شوند و در نتیجه تقاضای برق بیشتر است. کمپرسورخانه‌ها نیز که یکی از بخش‌های فنی بسیار مهم در کارخانجات نساجی است انرژی الکتریکی زیادی مصرف می‌کنند. هرچه دمای محیط بالاتر باشد، درجه حرارت هوای ورودی به کمپرسورها بیشتر خواهد بود و در نتیجه کمپرسورها با دور بیشتری کار می‌کنند و انرژی الکتریکی بیشتری برای تنظیم دمای هوا و تزریق هوای فشرده با دمای مطلوب به سیستم تولید، مصرف می‌شود. با افزایش دمای محیط (به علت رقیق شدن هوا) بازده فشرده‌سازی هوا کاهش می‌یابد و برای این منظور، انرژی بیشتری نیاز می‌باشد. در این معادله ضریب متغیر درصد رطوبت نسبی یزد (۰/۰۲-)

معنادار و دارای علامت منفی است که نشان می‌دهد هر چه درصد رطوبت نسبی پایین‌تر باشد انرژی الکتریکی بیشتری مصرف می‌شود به این دلیل که کم بودن رطوبت نسبی در سالن‌های نساجی باعث خشک شدن الیاف و در نتیجه تولید الکتریسیته‌ی ساکن در آنها می‌شود. این الکتریسیته‌ی ساکن باعث ایجاد یک نیروی جاذبه بین الیاف و غلتک شده و الیاف بدور غلتک می‌پیچد که این مسأله باعث پارگی آنها شده و در نتیجه منجر به توقف تولید می‌شود و بازده تولید را کم می‌کند. در این حالت زمان زیادی صرف حل مشکل مذکور می‌شود و ماشین‌آلات بدون تولید هیچ محصولی مدتی خلاص کار می‌کنند و در نتیجه برای رسیدن به مقدار تولید مورد نظر و جبران توقف تولید، ماشین آلات ساعت بیشتری بکار گرفته می‌شوند، بنابراین مصرف انرژی الکتریکی برای هر واحد تولید افزایش می‌یابد (حسن آبادی، حسن زاده و حسن آبادی، ۱۳۸۶). ضریب متغیر درصد رطوبت نسبی رشت (۰/۰۲-) معنادار و دارای علامت منفی است که نشان می‌دهد هر چه درصد رطوبت نسبی بالاتر باشد انرژی الکتریکی کمتری مصرف می‌شود به این دلیل که اولاً، افزایش رطوبت نسبی موجب می‌شود که حالت موج‌خوردگی الیاف کوتاه پنبه‌ای از بین رفته و بهتر کشش یابند. بنابراین چون استحکام نخ با منظم‌تر شدن آرایش الیاف در امتداد محور آن افزایش می‌یابد؛ نخ‌های بدست آمده از الیاف کوتاه پنبه‌ای که تحت رطوبت نسبی بالایی تهیه شده‌اند از استحکام بالاتری برخوردارند. دوماً، در مرحله‌ی شانه‌زنی به منظور افزایش نظم در آرایش الیاف نخ، باید از رطوبت نسبی بالاتری در سالن استفاده گردد (حسن آبادی، حسن زاده و حسن آبادی، ۱۳۸۶). بنابراین این دو عامل نیز باعث کاهش تلفات در فرآیندهای مختلف تولید و افزایش بازده انرژی و در نتیجه کاهش مصرف برق می‌شود.

در معادله‌ی تقاضای نفت گاز ضریب برآوردی متغیرهای مربوط به نوع اقلیم نشان می‌دهد که اقلیم سرد (شهر تبریز) دارای اثر معنادار و معکوس (۰/۰۳-) روی تقاضای نفت گاز می‌باشد. هرچه متوسط دمای هوا در زمستان در اقلیم سرد پایین‌تر باشد تقاضای نفت گاز بیشتر می‌شود. به این دلیل که صنایع نفت گاز را برای شرایطی که با کمبود گاز مواجه

می‌شوند ذخیره می‌کنند و از آن به عنوان سوخت جانشین گاز طبیعی استفاده می‌کنند. در این معادله اقلیم‌های گرم و معتدل اثر معناداری روی تقاضای نفت‌گاز نداشته و از مدل حذف شده‌اند. ضریب متغیر درصد رطوبت نسبی شهرهای یزد و رشت در معادله‌ی تقاضای نفت گاز معنادار و دارای علامت منفی (به ترتیب ۰/۰۴- و ۰/۰۴-) می‌باشد که نشان می‌دهد هر چه درصد رطوبت نسبی کمتر(بیشتر) باشد نفت گاز بیشتری (کمتری) جهت تولید بخار مصرفی دربخش تهویه مصرف می‌شود. همچنین موتورپمپ‌های آب که با نفت گاز کار می‌کنند، در اقلیم خشک (مرطوب) جهت رطوبت‌زنی به سیستم با دور بیشتر(کمتر) و ساعات بیشتری (کمتری) کار می‌کنند و در نتیجه تقاضای نفت گاز افزایش (کاهش) می‌یابد.

در برآورد معادله‌ی تقاضای نفت کوره ضرایب متغیرهای مربوط به هر سه نوع اقلیم معنادار بوده و اقلیم سرد و معتدل و گرم اثر معکوس (به ترتیب ۰/۰۸- ، ۰/۰۵- و ۰/۷۰-) روی تقاضای نفت کوره در صنایع نساجی و پوشاک و چرم دارند. هرچه متوسط دمای هوا در زمستان در اقلیم سرد و معتدل (گرم)، پایین‌تر(بالاتر) باشد تقاضای نفت کوره بیشتر(کمتر) می‌شود. به این دلیل که در زمستان صنایع نفت کوره را برای شرایطی که با کمبود گاز مواجه می‌شوند ذخیره می‌کنند. ضریب متغیر درصد رطوبت نسبی شهر یزد در معادله‌ی تقاضای نفت کوره معنادار و دارای علامت منفی (۰/۰۳-) است که نشان می‌دهد هر چه در اقلیم خشک درصد رطوبت نسبی کمتر باشد نفت‌کوره بیشتری جهت تولید بخار دربخش تهویه و رطوبت‌زنی به سیستم مصرف می‌شود.

بطورکلی با توجه به ضرایب برآوردی متغیرهای مربوط به نوع اقلیم در معادلات تقاضای حامل‌های انرژی نتیجه گرفته می‌شود که اقلیم معتدل و مرطوب بهترین شرایط را برای تولید در صنایع نساجی فراهم می‌کند.

در بخش قبل بیان شد که با انجام آزمون نرمالیتی برای باقیمانده‌های کمکی وجود شوک یا شکست ساختاری شناسایی می‌شود و در صورت لزوم متغیرهای مداخله‌ای در معادلات در نظر گرفته می‌شوند. در این راستا، پس از ارزیابی باقیمانده‌های کمکی معادله‌ی تقاضای

گازطبیعی، متغیرهای مداخله‌ای بی‌قاعده برای سال‌های ۱۳۶۷ و ۱۳۷۸ در معادله لحاظ شده‌اند. ضریب مداخله‌ی بی‌قاعده سال ۱۳۶۷ باعث کاهش تقاضای گاز در صنایع نساجی و پوشاک و چرم شده است. علت این مسئله را می‌توان ناشی از آثار مخرب جنگ تحمیلی ایران و عراق بر صنایع دانست. ضریب متغیر مداخله‌ی بی‌قاعده سال ۱۳۷۸ نشان‌دهنده‌ی افزایش تقاضای گاز طبیعی صنایع نساجی و پوشاک و چرم در این سال است. علت این مسئله می‌تواند به دلیل مشارکت قابل توجه سیستم بانکی در اعطای تسهیلات به فعالیت‌های صنعتی در سال مورد نظر باشد. در این سال تولید منسوجات از نظر تعداد پروانه‌های بهره‌برداری صادر شده رتبه چهارم را در صنایع نه‌گانه به خود اختصاص داده است.

در معادله‌ی تقاضای برق ضریب مداخله‌ی بی‌قاعده برای سال ۱۳۶۵ منجر به کاهش تقاضای برق در صنایع نساجی و پوشاک و چرم شده است. علت این مسئله را می‌توان ناشی از خاموشی‌های متناوب در سال‌های جنگ تحمیلی دانست. همچنین ضریب متغیر مداخله‌ی بی‌قاعده سال ۱۳۸۰ نشان‌دهنده‌ی افزایش تقاضای برق صنایع نساجی و پوشاک و چرم در این سال است. در این سال شبکه بانکی در چارچوب مصوبات دولت و شورای پول و اعتبار نقش فعالی در تأمین بخش صنعت ایفا نمود، که این مساله منجر به افزایش تولیدات صنایع نساجی و پوشاک و چرم شد. همچنین لایحه حمایت از بازسازی و نوسازی صنایع نساجی نیز در این سال تصویب گردید.

در معادله‌ی تقاضای نفت گاز ضریب متغیر مداخله‌ی بی‌قاعده سال ۱۳۸۶ نشان‌دهنده‌ی افزایش تقاضای نفت گاز در سال مذکور در صنایع نساجی و پوشاک و چرم است. علت این مسئله می‌تواند افزایش سرمایه‌گذاری دولت و تأمین منابع ارزی مورد نیاز فعالیت‌های صنعتی در سال مورد نظر باشد.

در معادله‌ی تقاضای نفت کوره ضریب متغیر مداخله‌ی بی‌قاعده سال ۱۳۶۵ نشان‌دهنده‌ی کاهش تقاضای نفت کوره در سال مذکور در صنایع نساجی و پوشاک و چرم شده است. علت این مسأله را می‌توان ناشی از آثار مخرب جنگ تحمیلی ایران و عراق بر صنایع دانست.

یکی دیگر از نتایج تابع تقاضای تخمین زده شده، تشخیص ماهیت روند تقاضای حامل‌های انرژی در صنایع نساجی و پوشاک و چرم است که به عنوان یک متغیر جانشین برای بیان اثرات عوامل غیرقابل مشاهده‌ی پیشرفت فنی، استفاده از تکنولوژی فرسوده‌ی تولید در این صنایع، عدم مدیریت مصرف انرژی، تغییرات ساختاری در اقتصاد و عوامل غیراقتصادی بر تقاضای حامل‌های انرژی در این صنعت در نظر گرفته شد و به شیوه‌ی فضا حالت مدلسازی گردید. ضرایب برآورد شده حاصل از فیلتر کالمن در جدول (۴) نشان می‌دهد ماهیت روند از نوع سطحی محلی با رانش (سطح تصادفی و شیب ثابت) می باشد. در معادله تقاضای نفت گاز ماهیت روند از نوع مدل رگرسیون معمولی با جزء ثابت و بدون روند زمانی است. در معادله‌ی تقاضای برق ماهیت روند این معادله از نوع مدل رگرسیون معمولی با جزء ثابت و روند زمانی است. در معادله‌ی تقاضای نفت کوره ماهیت روند این معادله از نوع روند هموار است. با توجه ماهیت روندهای مذکور روند ضمنی تقاضای گازطبیعی و نفت کوره به صورت غیرخطی و روند ضمنی تقاضای برق به صورت خطی حرکت می‌کند. شکل‌های (۳) تا (۶) روند ضمنی تخمین زده شده‌ی تقاضای گازطبیعی، برق، نفت گاز و نفت کوره در صنایع نساجی و پوشاک و چرم را نشان می دهد.

در نمودار روند ضمنی تقاضای گازطبیعی و نفت کوره (شکل‌های (۳) و (۵)) مشاهده می‌شود که روند ضمنی در طی زمان به صورت غیرخطی حرکت می‌کند یعنی در برخی سالها عوامل غیرقابل مشاهده منجر به افزایش تقاضای این حامل‌ها و در برخی سالها باعث کاهش تقاضای آنها شده‌اند. این نشان می‌دهد تلاش برای تقریب روند ضمنی تقاضای انرژی بوسیله‌ی یک روند زمانی خطی یا در نظر گرفتن یک جزء عرض از مبدأ ساده مناسب نیست. در نمودار روند ضمنی تقاضای برق (شکل (۴)) نیز مشاهده می‌شود که روند ضمنی به صورت خطی و با شیب رو به بالا حرکت می‌کند که دارای سطح ثابتی است که با نرخ ثابت افزایش می‌یابد.

در دوره‌هایی که روند ضمنی تقاضای گازطبیعی و نفت کوره شیب رو به بالا دارد، با فرض ثبات سایر عوامل، منحنی تقاضای آنها به سمت راست منتقل شده است و با وجود

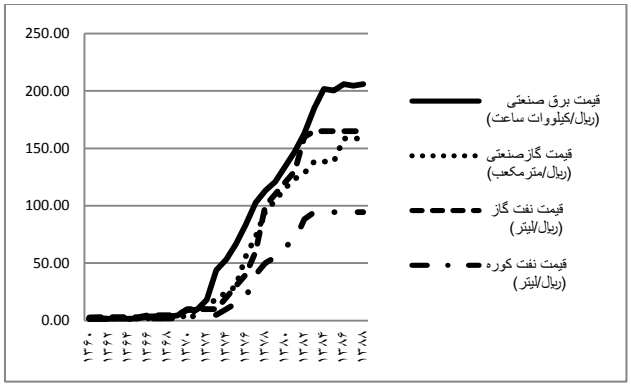
پیشرفت‌های فنی رخ داده در طول دوره مورد ارزیابی، نوع تکنولوژی مورد استفاده در این صنعت و عدم مدیریت مصرف انرژی در خلاف جهت عمل کرده و منجر به افزایش مصرف گاز طبیعی و نفت کوره در این صنعت شده است. همچنین انتقال به سمت راست منحنی تقاضای این حامل‌های انرژی در صنعت نساجی، پوشاک و چرم می‌تواند ناشی از اثر تغییر ترکیب جمعیت شهری و روستایی و پدیده شهرنشینی باشد که تا سال ۱۳۸۰ مهاجرت از روستا به شهر با نرخ فزاینده و پس از آن با نرخ ملایم‌تری رشد نموده است. پدیده شهرنشینی یک تغییر ساختاری در اقتصاد است که با افزایش سطح زندگی و رفاه و مصرف‌گرایی درسطح معینی از جمعیت، موجب افزایش تقاضا برای منسوجات و پوشاک و محصولات چرمی شده و درنتیجه سبب افزایش تولیدات در این صنعت و در پی آن افزایش استفاده از کاربرهای گازطبیعی و نفت کوره در طی زمان شده‌اند. رشد جمعیت نیز یک عامل غیراقتصادی است که منجر به افزایش تقاضا برای محصولات صنایع نساجی و پوشاک و چرم می‌شود و در نتیجه منجر به افزایش مصرف حامل‌های انرژی در این صنعت می‌شود. علاوه براین، انتقال به سمت راست منحنی تقاضای گازطبیعی در این صنعت ناشی از اجرای سیاست جایگزینی فرآورده‌های نفتی با گازطبیعی در طی دوره مورد ارزیابی نیز بوده است که به عنوان یک عامل غیراقتصادی منجر به افزایش تقاضای گازطبیعی شده است.

در دوره‌هایی که روند ضمنی گازطبیعی و نفت کوره کاهشی بوده است، با فرض ثبات سایر عوامل موثر بر تقاضا، منحنی تقاضای حامل‌های انرژی مذکور به سمت چپ منتقل شده است و پیشرفت‌های فنی رخ داده و در طی دوره مورد مطالعه منجر به کاهش استفاده از آنها شده است. همچنین انتقال به سمت چپ منحنی تقاضای نفت کوره در این صنعت ناشی از اجرای سیاست جایگزینی فراورده‌های نفتی با گازطبیعی در طی دوره مورد ارزیابی نیز بوده است که به عنوان یک عامل غیراقتصادی منجر به کاهش تقاضای نفت کوره شده است.

روند ضمنی تقاضای برق نیز دارای روند ضمنی رو به بالا است که با نرخ ثابت افزایش می‌یابد و با فرض ثبات سایر عوامل موثر بر تقاضا، منحنی تقاضای برق به سمت راست منتقل می‌شود. در نتیجه همگام با پیشرفت‌های فنی رخ داده در طی دوره مورد مطالعه تقاضای برق افزایش یافته است و تولید به سمت استفاده بیشتر از تجهیزات برقی حرکت کرده است که آلایندگی زیست محیطی کمتری دارد.

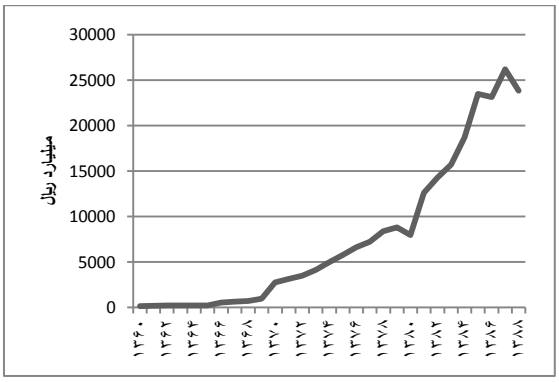
با توجه به نتایج جدول (۴) مشخص شد که تقاضای نفت گاز بدون روند حرکت می‌کند و این نشان می‌دهد که تقاضای نفت گاز در صنایع نساجی، پوشاک و چرم فقط بوسیله‌ی قیمت نفت گاز و قیمت سایر حامل‌های انرژی، ارزش افزوده و متغیرهای اقلیمی هدایت می‌شود. عدم وجود روند در تقاضای نفت گاز نشان می‌دهد که بهبود کارایی استفاده از نفت گاز در طی دوره مورد مطالعه بوسیله‌ی نوع تکنولوژی مورد استفاده در این صنعت، عدم مدیریت مصرف انرژی و سیاست جایگزینی فرآورده‌های نفتی با گازطبیعی خنثی شده است.

در طول دوره مورد ارزیابی ارزش افزوده صنایع نساجی و پوشاک و چرم و قیمت گازطبیعی، برق، نفت گاز و نفت کوره بخش صنعت در حال افزایش بوده است (شکل‌های ۱ و ۲). بنابراین در دوره هایی که روند ضمنی شیب رو به بالا دارد عدم لحاظ روند ضمنی در مدلسازی تقاضای این حامل‌های انرژی منجر به بیشتر از حد برآورد کردن کشش تولیدی و کمتر از حد برآورد کردن کشش قیمتی تقاضای حامل‌های 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 حامل‌ها منجر به کمتر از حد برآورد کردن کشش تولیدی و بیشتر از حد برآورد کردن کشش قیمتی تقاضای گاز طبیعی، برق، نفت گاز و نفت کوره در این صنعت می‌شود. پس مشاهده می‌شود چنانچه روند به شکل صحیح مدلسازی نشود، با توجه به لحاظ نکردن آثار انتقالی تابع تقاضا، کشش‌های قیمتی و تولیدی حاصل تورش‌دار خواهند بود.



شکل (۱): ساختار قیمت حامل‌های انرژی در طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۶۰

منبع: ترازنامه‌های انرژی وزارت نیرو، سال‌های مختلف

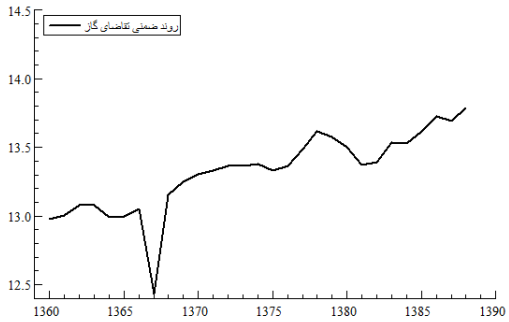


شکل (۲): نمودار ارزش افزوده صنایع نساجی و پوشاک و چرم

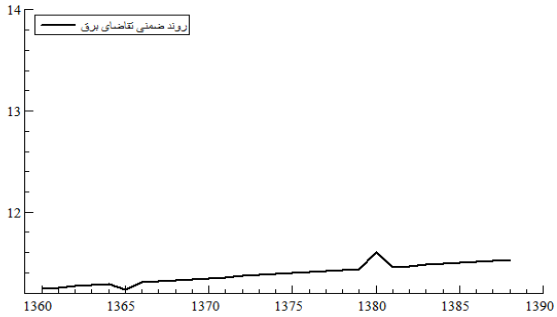
منبع: آمارنامه‌های کارگاه‌های صنعتی کشور، سال‌های مختلف

بطور کلی و با توجه به آثار قیمت برق و حامل‌های انرژی و ارزش افزوده‌ی صنایع نساجی، پوشک و چرم در طی دوره مورد مطالعه مشاهده می‌شود روند ضمنی تقاضای گازطبیعی و برق شیب رو به بالا و روند ضمنی تقاضای نفت‌کوره شیب رو به پایین دارد و روند ضمنی تقاضای نفت‌گاز بدون شیب خاصی حرکت می‌کند. به عبارت دیگر عوامل غیرقابل مشاهده منجر به افزایش تقاضای گازطبیعی و برق و کاهش تقاضای نفت‌کوره در این

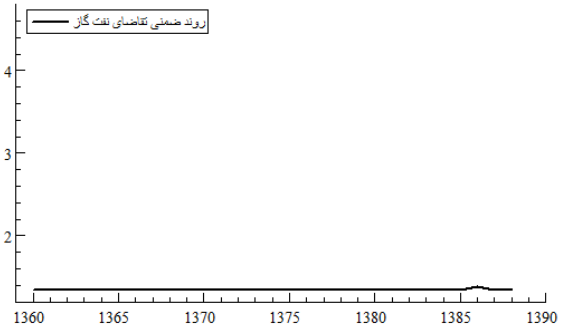
صنعت در طی دوره مورد مطالعه شده‌اند. این موارد با سیاست جایگزینی فرآورده‌های نفتی با گازطبیعی و همچنین استفاده از حامل‌های انرژی پاک مانند برق و گازطبیعی مطابقت دارد.



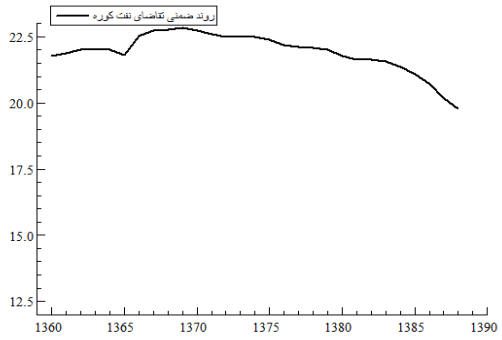
شکل(٤): روند ضمنی تخمین زده شده‌ی تقاضای برق در صنایع نساجی و پوشاک و چرم
منبع: نتایج پژوهش و خروجی نرم افزار STAMP



شکل(۳): روند ضمنی تخمین زده شده‌ی تقاضای گاز طبیعی در صنایع نساجی و پوشاک و چرم
منبع: نتایج پژوهش و خروجی نرم افزار STAMP



شکل(۵): روند ضمنی تخمین زده شده‌ی تقاضای نفت کوره در صنایع نساجی و پوشاک و چرم
منبع: نتایج پژوهش و خروجی نرم افزار STAMP



شکل(٦): روند ضمنی تخمین زده شده‌ی تقاضای نفت گاز در صنایع نساجی و پوشاک و چرم
منبع: نتایج پژوهش و خروجی نرم افزار STAMP

٥-٤. ارزیابی اثر اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها بر تقاضای برق، گازطبیعی، نفت گاز و نفت کوره در صنایع نساجی، پوشاک و چرم در طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲

در بخش قبل روابط مرجح برای برآورد تابع تقاضای برق، گازطبیعی، نفت گاز و نفت کوره در صنایع نساجی و پوشاک و چرم تعیین شد و ضرایب متغیرهای لحاظ شده در مدل و روند ضمنی تقاضای انرژی 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 توابع تقاضای حامل‌های انرژی و با هدف ارزیابی اثر اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها بر تقاضای حامل‌های انرژی در صنایع نساجی، پوشاک و چرم در سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲، داده‌های متغیرهای برونزای مدل برای سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲ در روابط برآورد شده قرار داده می‌شود و مقادیر حاصله با مقادیر تحقق یافته‌ی مصرف حامل‌های انرژی با فاصله اطمینان یک انحراف معیار که فاصله اطمینان ۶۸٪ می‌باشد، مقایسه می‌شود.

جدول (۹): مقایسه‌ی مقادیر برآوردی با مقادیر واقعی مصرف برق و حامل‌های انرژی

	سال	لگاریتم مقدار واقعی	لگاریتم مقدار برآوردی	+/-S.E[1]	لگاریتم مقدار برآوردی با لگاریتم مقدار واقعی برابر است.
برق	۱۳۸۹	۱۳/۶۹۸۱۸	۱۳/۶۹۹۹۰	۰/۰۴۶۷۱	رد نمی‌شود.
	۱۳۹۰	۱۳/۵۸۴۲۴	۱۳/۶۰۹۴۷	۰/۰۴۷۵۰	رد نمی‌شود.
	۱۳۹۱	۱۳/۶۷۰۴۸	۱۳/۷۰۶۲۸	۰/۰۴۸۳۵	رد نمی‌شود.
	۱۳۹۲	۱۳/۹۰۵۷۵	۱۳/۹۵۴۲۵	۰/۰۴۹۲۶	رد نمی‌شود.
گازطبیعی	۱۳۸۹	۱۴/۴۵۳۸۳	۱۴/۳۹۶۵۸	۰/۰۶۴۸۷	رد نمی‌شود.
	۱۳۹۰	۱۴/۴۷۰۵۸	۱۴/۴۲۱۲۵	۰/۰۹۲۸۰	رد نمی‌شود.
	۱۳۹۱	۱۴/۴۷۹۱۶	۱۴/۵۸۱۷۴	۰/۱۱۵۵۳	رد نمی‌شود.
	۱۳۹۲	۱۴/۷۹۱۶۷	۱۴/۹۱۵۱۴	۰/۱۳۵۶۹	رد نمی‌شود.
نفت گاز	۱۳۸۹	۱۳/۰۴۱۹۵	۱۳/۴۸۱۳۰	۰/۰۷۷۳۹	رد می‌شود.
	۱۳۹۰	۱۲/۴۰۵۱۱	۱۳/۳۸۲۳۵	۰/۰۷۷۳۹	رد می‌شود.
	۱۳۹۱	۱۲/۲۶۶۰۹	۱۲/۳۵۹۹۲	۰/۰۷۷۳۹	رد می‌شود.
	۱۳۹۲	۱۲/۲۸۸۴۷	۱۲/۳۶۲۶۷	۰/۰۷۷۳۹	رد می‌شود.
نفت‌کوره	۱۳۸۹	۱۲/۰۰۵۱۴	۱۲/۰۵۷۱۹	۰/۰۵۵۰۵	رد نمی‌شود.
	۱۳۹۰	۱۱/۸۸۸۲۲	۱۱/۹۰۲۶۰	۰/۰۸۸۸۸	رد نمی‌شود.
	۱۳۹۱	۱۰/۵۶۰۹۳	۱۰/۶۷۳۵۱	۰/۱۲۸۷۴	رد نمی‌شود.
	۱۳۹۲	۱۱/۰۶۵۹۳	۱۱/۲۱۱۸	۰/۱۷۲۲۵	رد نمی‌شود.

منبع: محاسبات پژوهش

1 - Standard Error

با توجه به جدول فوق مشاهده می‌شود که بجز رابطه‌ی برآوردی برای تقاضای نفت گاز، در بقیه روابط 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 توابع تقاضای گازطبیعی و نفت کوره به صورت تصادفی است، ازاینرو روابط برآوردی می‌توانند اثر اجرای سیاست هدفمندی را توضیح دهند.

در رابطه‌ی تقاضای برق نیز، قیمت واقعی برق پس از هدفمندی ۱/۱ برابر شده است و همچنین طبق رابطه‌ی برآوردی، تقاضای برق در طی دوره مورد مطالعه دارای روند قطعی خطی رو به بالا بوده است. از اینرو با توجه به اینکه افزایش قیمت واقعی برق نسبت به حامل‌های انرژی دیگر زیاد نبوده است[1] و در سال‌های پیش از اجرای سیاست هدفمندی یارانه‌ها نیز افزایش قیمت به این میزان را تجربه کرده است، بنابراین رابطه‌ی مورد نظر می‌تواند اثر اجرای سیاست مذکور را توضیح دهد. اما تابع تقاضای نفت‌گاز بدون روند است. ازاینرو چون در رابطه‌ی برآوردشده‌ی تقاضای نفت‌گاز ماهیت روند تصادفی نیست بنابراین نمی‌تواند آثار ناشی از اجرای سیاست هدفمندی یارانه‌ها را نشان دهد و در نتیجه ضرایب برآوردی نمی‌توانند برای شرایطی که سیاست هدفمندی یارانه‌ها اجرا شده است، بکار روند.

٦. نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

در این مقاله تلاش شده است تا دقیق‌ترین کشش‌های قیمتی و تولیدی تقاضای انرژی در زیربخش‌های صنعت کشور ایران برآورد شوند. در این راستا زیربخش صنایع نساجی، پوشاک و چرم برای تجزیه و تحلیل انتخاب شده است. 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

۱- قیمت واقعی گازطبیعی پس از اجرای سیاست هدفمندی ۲/۳ برابر، قیمت واقعی نفت گاز ۱۷/۶ برابر و قیمت واقعی نفت کوره ۱۷/۶ برابر شده است.

مدل‌های اقتصادسنجی مورد توجه قرار گرفته نمی‌شود 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 اجتناب خواهد شد.

در ادامه توابع تقاضای شرطی نهاده‌های انرژی با استفاده از نرم‌افزار EVIEWS و با لحاظ روند قطعی در مدل برآورد گردید و قیود تقارن و قید تکنولوژی به فرم کاب داگلاس آزمون شد. با توجه به اینکه قیود تقارن و قید تکنولوژی به فرم کاب داگلاس پذیرفته نشد، بر این اساس با آگاهی از فرم تبعی غلط مدل، توابع تقاضای برق، گازطبیعی، نفت گاز و نفت کوره حاصل از تکنولوژی کاب داگلاس در صنایع نساجی و پوشاک و چرم برای اقلیم‌های گوناگون با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری چندمتغیره برای دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۶۰ با استفاده از نوار ابزار STAMP در نرم‌افزار OXmetrics برآورد شد. نتایج حاکی از آن است که ارقام مربوط به کشش قیمتی برق در صنایع نساجی، پوشاک و چرم هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت پایین است و این مسئله گویای این واقعیت است که سیاست تعدیل قیمت برق تأثیر چندانی در کاهش مصرف آن در این صنعت ندارد. همچنین، کشش قیمتی تقاضای گازطبیعی، نفت‌گاز و نفت‌کوره در کوتاه‌مدت پایین و در بلندمدت پرکشش می‌باشند. از دلایل حساسیت ناچیز تقاضای حامل‌های انرژی در صنایع نساجی و پوشاک و چرم نسبت به تغییرات قیمت در کوتاه‌مدت را می‌توان به صورت موارد زیر عنوان کرد: یارانه‌های پرداختی توسط دولت، پایین نگه‌داشتن قیمت حامل‌های انرژی در طی سال‌های ۱۳۸۸- ۱۳۶۰، پایین بودن سهم هزینه حامل‌های انرژی از کل هزینه بنگاه و در نتیجه انتقال محدود منحنی عرضه کل بخش صنعت هنگام تغییر قیمت این حامل‌های انرژی، نبود فرصت کافی برای جایگزینی ماشین‌آلات قدیمی با دستگاه‌های جدیدتر، پایین بودن درجه‌ی تبعیت قیمت عامل تولید سرمایه‌ی ثابت از قیمت انرژی به دلیل وارداتی بودن قسمت اعظم تجهیزات و ماشین‌آلات مورد استفاده در این صنعت و هزینه سنگین تجهیزات انرژی‌بر در این صنایع که امکان استفاده از تجهیزات با کارایی بیشتر در کوتاه‌مدت را کاهش می‌دهد. ازاین‌رو برای اثرگذاری و هدایت مصرف این

حامل‌ها در کوتاه‌مدت پیشنهاد می‌شود هدایت بخش تولید از طریق اتخاذ سیاست‌های غیرقیمتی و اجرائی مناسب جهت بهینه‌سازی انرژی در واحدهای صنعتی اتخاذ گردد. نتایج مربوط به کشش‌های تولیدی در صنایع نساجی و پوشاک و چرم نشان می‌دهد که تغییرات تقاضای گاز طبیعی، برق، نفت‌گاز و نفت کوره نسبت به تغییرات تولید و ارزش افزوده در صنایع نساجی و پوشاک و چرم در کوتاه مدت کم‌کشش است. در این راستا پیشنهاد می‌شود دولت با حمایت‌های مالی و تسهیلاتی این صنایع را تشویق و حمایت نمایند تا با افزایش درآمد، ماشین‌آلات قدیمی را با دستگاه‌های مدرن جایگزین کنند. در بلندمدت نیز تغییرات تقاضای برق، نفت گاز و نفت کوره نسبت به تغییرات تولید کم‌کشش است اما تقاضای گازطبیعی در بلندمدت نسبت به تغییرات تولید و ارزش افزوده پرکشش می‌باشد.

ضرایب برآوردی متغیرهای مربوط به نوع اقلیم در معادلات تقاضای حامل‌های انرژی در صنایع نساجی و پوشاک و چرم نشان دادند اقلیم معتدل و مرطوب بهترین شرایط را برای تولید در صنایع نساجی فراهم می‌کند. ازاینرو پیشنهاد می‌شود برای صرفه‌جویی مصرف انرژی در صنایع نساجی، پوشاک و چرم شرایط جغرافیایی و اقلیمی منطقه به طور دقیق شناسایی شود و با تغییر تعداد فن‌های در حال کار و سیستم رطوبت‌زن با توجه به فصل از شرایط اقلیمی منطقه استفاده بهینه شود.

از دیگر نتایج توابع تقاضای تخمین زده شده، تشخیص ماهیت روند تقاضای حامل‌های انرژی در صنایع نساجی و پوشاک و چرم بوده است که به عنوان یک متغیر جانشین برای بیان آثار عوامل غیرقابل مشاهده‌ی پیشرفت فنی، استفاده از تکنولوژی فرسوده‌ی تولید در این صنایع، عدم مدیریت مصرف انرژی و عوامل غیراقتصادی بر تقاضای حامل‌های انرژی در نظر گرفته شد. نتایج نشان می‌دهد روند ضمنی تخمین زده شده در توابع تقاضای گاز طبیعی، برق، نفت گاز و نفت کوره ماهیت غیرخطی داشته و به ترتیب از نوع روند سطحی محلی با رانش، روند محلی، مدل رگرسیون معمولی با جزء ثابت و بدون روند زمانی، مدل رگرسیون معمولی با جزء ثابت و روند زمانی و روند سطحی محلی با رانش برخوردار

می‌باشد. در این شرایط اگر در مدل‌های برآورد شده روند ضمنی تقاضای انرژی مدنظر قرار نمی‌گرفت کشش‌های مربوطه تورش‌دار برآورد می شدند.

همچنین نتایج حاصل از مقایسه‌ی مقادیر برآوردی مصرف برق، گاز طبیعی، نفت گاز و نفت کوره با مقادیر مصرف واقعی آنها در صنایع نساجی، پوشاک و چرم نشان داد که روابط برآوردی تقاضای برق، گازطبیعی و نفت گاز می‌توانند اثر اجرای سیاست هدفمندی یارانه‌ها را توضیح دهند ولی رابطه‌ی برآوردی تقاضای نفت گاز نمی‌تواند با ضرایب بدست آمده اثر اجرای سیاست هدفمندی یارانه‌ها را توضیح دهد.

۷. منابع

الف) فارسی

آماده، حمید، مهرگان، نادر ، حقانی، محمود و حداد، میثم (۱۳۹۳)، برآورد مدل ساختاری تقاضای برق در بخش کشاورزی با استفاده از مفهوم روند ضمنی و الگوریتم کالمن فیلتر، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، جلد ۲ شماره ۴۲، صص ۱۰۹-۱۳۴.

ابراهیم نجف‌آبادی، محمدرضا (۱۳۸۳)، تخمین تابع تولید صنعت نساجی (ریسندگی و بافندگی) در استان اصفهان، پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان.

چیت نیس، مونا (۱۳۸۴)، برآورد کشش قیمتی تقاضای بنزین با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری و مفهوم روند ضمنی، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۳، صص ۱۶-۱.

حسن آبادی، عبدالله، حسن زاده، مسعود و حسن‌آبادی، احسان (۱۳۸۶)، کاهش مصرف انرژی الکتریکی در در سیستم تهویه سالنهای ریسندگی و بافندگی با توجه به جغرافیا و شرایط آب و هوایی منطقه، مجموعه مقالات ششمین کنفرانس ملی مهندسی نساجی ایران.

دفتر مطالعات آماری و راهبردی صنعت نساجی (۱۳۹۰)، بررسی مشکلات روز صنایع نساجی کشور و ارائه راهکارهای پیشنهادی، انجمن صنایع نساجی ایران.

زمانیان، غلامرضا (۱۳۷۹)، برآورد تابع هزینه ترانسلوگ فرآورده‌های طولی فولاد در شرکت ذوب آهن اصفهان، پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان.

شاکری، ابوذر (۱۳۸۹)، تحلیل پویای تقاضای نهاده‌ی انرژی در صنایع کارخانه‌ای ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان.

عطار، خلیل (۱۳۷۹)، برآورد تابع تقاضای انرژی: مورد ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

منظور، داوود، حسینی راد، علی و سمیعی، درناز (۱۳۸۸)، کشش های تقاضای انرژی و تاثیر قیمت های انرژی در هزینه‌های تولید صنعت نساجی کشور: رویکرد داده های تابلویی، مجموعه مقالات هفتمین همایش ملی انرژی.

منظور، داوود و نیاکان، لیلی (۱۳۹۲)، تحلیل جانشینی بین سوخت‌ها در بخش صنعت کشور با استفاده از مدل لاجیت خطی، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال دهم، شماره ۳۹، صص ۱۷۰-۱۵۵.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۰-۱۳۶۰)، نتایج آمارگیری از مصرف انرژی کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، تهران.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۰-۱۳۶۰)، آمارنامه کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، تهران.

نوفرستی، محمد (۱۳۹۱)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، چاپ چهارم، انتشارات رسا.

وزارت نیرو (۱۳۹۰)، ترازنامه انرژی سال ۱۳۹۰، تهران: معاونت امور برق و انرژی، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی.

وزارت نیرو (۱۳۸۸)، ترازنامه انرژی سال ۱۳۸۸، تهران: معاونت امور برق و انرژی، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی.

هاشمی باباحیدری، مصطفی (۱۳۹۱)، تأثیر افزایش قیمت برق پس از هدفمندسازی یارانه‌ها بر رفتار مشترکین بخش صنعت (مطالعه موردی استان اصفهان)، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان.

ب) انگلیسی

Abdullahi, A. B. (2014), " Modeling Petroleum Product Demand in Nigeria Using Structural Time Series Model (STSM) Approach", International Journal of Energy Economics and Policy, Vol. 4, No. 3, pp.427-441

Anderson ,K.P.I.(1971). Toward Econometric Estimation of Industrial Energy Demand . Santamonica , Rand Corporation Report.

Baxter, R.E., and Rees, R. (1968), "Analysis of Industral Demand for Electricity", Economic Journal, pp 277-298.

Beenstock, M., Goldin, E., Nabot, D. (1999). "The Demand for Electricity in Israel". Energy Economics Vol 21, Issue 2, pp 168–183.

Bhattacharya SC. (2011). *Energy Economics: Concepts, Issues, Market and Governanc*, Springer, London, UK.

Bhattacharyya, Subhes C., GovindaR.Timilsina (2010). "Modelling energy demand of developing countries: Are the specific features adequately captured?" , Energy Policy ,No 38, pp 113-120.

Box, G.P.E,. Jenkins, G.M., (1978). "Time Series Analysis: Forecasting and Control. San Francisco, Holden Day.

Christensen, L.R., Jorgenson, D.W., Lau L.J.(1973) "Transcendental logarithmic production frontiers". Review of Economics and Statistics Vol. 55 pp. 28–45.

Commandeur, J.F., Koopman, S.J. (2007), *An Introduction To State Space Time Series Analysis*, Oxford University Press.

Considine, T.J. (1989a). "Separability, Functional Form and Regulatory Policy in Models of Interfuel Substitution". Energy Economics, Vol.11, Issue 2, pp. 82–94.

Darmstadter, J., Teitelbaum, P D, Polach, J G(1971), *Energy in the World Economy, Resource for the Future*, Inc, Johns Hopkins Press.

Dimitropoulos J., Hunt L.C. and Judge G. (2005). "Estimating Underlying Energy Demand Trends using UK Annual Data", Applied Economics Letters, No. 12, pp. 239-244.

Durbin, J. & Koopman S.J. (2001), *Time Series Analysis by State Space Method*, Oxford university press.

Ghaderi, S. Farid, Azadeh M.A. and Mohammadzadeh S. (2006), "Electricity Demand Function for the Industries of Iran", Information Technology Journal Vol.5, Issue 3, pp. 401-404.

Hamilton, J. 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.

Harvey A.C., Shephard, N. (1993). Structural Time Series Models. In: Maddala GS, Rao CR and Vinod HD (Eds), Handbook of Statistics, Vol. 11, pp. 261-302.

Hunt L.C. & 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.

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 Tends*. Chapter 9 in L. C. Hunt (Ed) Energy in a competitive market: Essays in honour of Colin Robinson, Edward Elgar, Cheltenham, UK.

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.

Kamerschen, D. R., Porter, D. V. (2004). "The demand for residential, industrial and total electricity, 1973-1978". Energy Economics, Vol 26, No 1, pp 87-100.

Laitner, J.A., DeCanio, S. J., Coomey, J. G. and Sanstand, A. H. (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.

An Energy Model for the " Morrison, W. E., and Readling, C. L. (1968) –

, Bureau of Mines, U.S. Department of the Interior, "United States Washington: U.S. Government Printing Office.

Muhammad, J & Abdul, Q. (2013), "Electricity consumption-GDP Nexus: A Structural Time Series Analysis", MPRA Paper No. 47448, pp. 1-23.

National Energy Board (1971), "Energy Supply and Demand in Canada and Export Demand for Canadian Energy", Ottawa: Information Canada.

Shephard, R.W (1953), *Cost and Production Functions*, Princeton, N.J, Princeton University press.

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.