

## برآورد توابع تقاضای برق در بخش‌های خانگی و صنعتی ایران با به‌کارگیری الگوی سری زمانی ساختاری (STSM)

محمد رضا لطفعلی پور<sup>\*۱</sup>

محمد علی فلاحی<sup>۲</sup>

سیما ناظمی معزآبادی<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۸/۱۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۳/۲۹

### چکیده

در مقاله حاضر تلاش شده است تا با معرفی مفهوم روند اساسی تقاضای انرژی (UEDT) و به‌کارگیری آن در الگوی سری زمانی ساختاری (STSM)، توابع تقاضای برق ایران در بخش‌های خانگی و صنعتی طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۵ برآورد شود. به‌کارگیری این روش در برآورد توابع تقاضا موجب لحاظ نمودن روند اساسی تقاضای انرژی (UEDT)، به‌عنوان متغیر نامشهود (غیرقابل اندازه‌گیری کمی) و تصریح آن به‌صورت یک فرآیند تصادفی از طریق روش حداکثر راست‌نمایی و فیلتر کالمن می‌شود. در نتیجه از برآوردهای اریب‌دار کشش‌های قیمتی و درآمدی پرهیز می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که ماهیت روند اساسی تقاضای انرژی (UEDT) در تابع تقاضای برق بخش صنعتی، مدل سطح نسبی با انتقال و در تابع تقاضای برق در بخش خانگی مدل روند یکنواخت می‌باشد. همچنین، تقاضای برق در بخش‌های مذکور نسبت به قیمت و درآمد در کوتاه‌مدت و بلندمدت بی‌کشش است. لذا به‌کارگیری سیاست‌هایی نظیر افزایش کارایی لوازم الکتریکی و نیز تعیین محدوده کشش‌پذیری برای قیمت برق و قیمت‌گذاری بر مبنای مصرف مشترکین، برای کاهش مصرف برق در بخش‌های خانگی و صنعتی کشور پیشنهاد می‌شود.

**کلیدواژه‌ها:** تقاضای انرژی، تقاضای برق، بخش صنعتی، بخش خانگی، روش سری زمانی ساختاری

طبقه‌بندی JEL: Q41, C32, C13

**Email:** lotfalipour@um.ac.ir

**Email:** falahi@um.ac.ir

**Email:** sima\_nazemi\_m@yahoo.com

۱. استاد گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول)

۲. استاد گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

۳. کارشناس ارشد اقتصاد انرژی دانشگاه فردوسی مشهد

## ۱. مقدمه

امروزه انرژی به صورت یکی از مهم‌ترین ارکان زندگی بشریت درآمده است. نقش و اهمیت انرژی در پیشرفت ملل و جوامع چنان چشمگیر است که توسعه اقتصادی و صنعتی بدون به‌کارگیری انواع انرژی امکان‌پذیر نمی‌باشد. انرژی به‌عنوان یک کالای مصرفی نهایی، تأمین‌کننده رفاه و آسایش بشر است و به‌عنوان یک نهاد در فرآیندهای تولیدی و رونق اقتصادی نقش به‌سزایی دارد. نظر به ارتباط قوی منفی بین قیمت انرژی و عملکرد اقتصاد کلان، کشورهایی که بر رشد اقتصادی مداوم تمرکز کرده‌اند سعی بر آن دارند تا احتیاج آینده خود را به انرژی، به‌عنوان یک محرک مهم برای رشد اقتصادی، در یک قیمت قابل قبول تأمین کنند.

وابستگی به انرژی اهمیت نیاز جوامع به امنیت انرژی را تأیید می‌کند. لذا با توجه به اهمیت منابع انرژی در جوامع بشری، باید ابعاد عرضه و تقاضای آن را بهتر شناخت و با دیدی عمیق‌تر مورد تجزیه و تحلیل قرارداد. شناخت و بررسی الگوی تقاضای انرژی در این باب بسیار مهم است. اهمیت تقاضای انرژی مسأله‌ای است که از دیر باز مورد توجه محققین و برنامه‌ریزان انرژی قرار داشته است.

در بین انواع مطالعات انجام شده بر روی تقاضای انرژی، انرژی برق (که به‌عنوان بخش جدایی‌ناپذیر عصر کنونی در تمامی زوایای زندگی حضور یافته و سبب رفاه و آسایش برای تک‌تک افراد شده است) از حامل‌هایی می‌باشد که بسیار زیاد مورد توجه محققین قرار گرفته است. امروزه انرژی برق به دلیل ارتباط با سایر بخش‌ها و نهادهای اقتصادی (در قالب نهاده یا کالای نهایی)، نقش قابل توجهی در فرآیند تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و پیشبرد اهداف توسعه‌ی کشورها ایفا می‌کند. از این‌رو تجزیه و تحلیل تقاضا برای برق جهت شناخت دقیق‌تر عوامل مؤثر و میزان تأثیر آن‌ها بر مصرف بسیار حائز اهمیت است.

مطالعات بسیاری در زمینه تقاضای برق بخش‌های خانگی و صنعتی کشور صورت گرفته است. نظر به این‌که تمرکز اصلی مطالعات پیشین در تحلیل تقاضای برق در ایران شناسایی محرک‌های اصلی اقتصادی مانند درآمد و قیمت بوده است، ویژگی خاص مطالعه‌ی حاضر نسبت به سایر مطالعات انجام شده در داخل کشور این است که به‌کارگیری روش سری زمانی ساختاری<sup>۱</sup> (STSM) و الگوسازی روند اساسی تقاضای انرژی<sup>۲</sup> (UEDT)، به‌عنوان متغیر نامشهود و غیرقابل اندازه‌گیری در برآورد توابع تقاضای برق در بخش‌های مذکور موجب تصریح آن به صورت یک فرآیند تصادفی می‌شود. به عبارت دیگر، بکارگیری این روش عوامل اقتصادی قابل مشاهده (نظیر قیمت و درآمد) و عوامل غیرقابل مشاهده (مانند پیشرفت تکنولوژی، سلیقه مصرف‌کنندگان و ساختار اقتصادی) که قابل

1. Structural Time Series Model  
2. Underling Energy Demand Trend

اندازه‌گیری کمی نیستند، اما اثر قوی بر تقاضای برق دارند را تفکیک می‌نماید. در نتیجه از برآورد اریب‌دار کشش‌های قیمتی و درآمدی پرهیز می‌شود. ادامه این نوشتار به صورت زیر می‌باشد:

بخش دوم به مطالعات انجام شده به روش سری زمانی ساختاری پرداخته است. در بخش سوم مفهوم روند اساسی تقاضای انرژی، اهمیت مدل‌سازی صحیح آن و روش سری زمانی ساختاری ارائه شده است. در بخش چهارم داده‌ها و منابع آماری آورده شده است. بخش پنجم شامل برآورد مدل و نتایج برآورد است. در بخش ششم نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری این پژوهش ارائه شده است.

## ۲. مطالعات انجام شده به روش سری زمانی ساختاری

### ۲-۱. مطالعات خارجی

هاروی و کوپمن<sup>۱</sup> (۱۹۹۳) با بکارگیری روش سری زمانی ساختاری خطوط باریک متغیر با زمان، تقاضای ساعتی برق برای شمال آمریکا را بررسی نموده‌اند.

هانت و همکارانش<sup>۲</sup> (۲۰۰۰) از اولین کسانی بودند که با استفاده از روش سری زمانی ساختاری برای برآورد روند اساسی تقاضای انرژی (UEDT) انگلستان در زمینه مصرف نهایی زغال سنگ، گاز طبیعی، نفت خام، برق و کل انرژی تلاش کردند. آن‌ها از داده‌های فصلی در دوره ۱۹۷۲-۱۹۹۵ برای این منظور استفاده نمودند. نتایج نشان داد که ماهیت روند اساسی تقاضای انرژی علی‌رغم مدل‌های مرسوم استفاده شده که روند ساده خطی را در نظر گرفتند، تصادفی می‌باشد. همچنین UEDT برآورد شده در مطالعه آن‌ها طی زمان دچار نوسان می‌باشد و این بیانگر این موضوع است که تقاضای انرژی توسط اثرات مشاهده نشده برون‌زا در یک روش غیرخطی (STSM) تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

هانت و همکارانش<sup>۳</sup> (۲۰۰۳) با بکارگیری روش سری زمانی ساختاری و داده‌های فصلی ۱۹۷۲-۱۹۷۷ در تقاضای کل انرژی انگلستان به این نتیجه رسیدند که برای الگوسازی تقاضای انرژی، حضور روند تصادفی و فصلی از اهمیت بالایی برای برآورد صحیح کشش‌های درآمدی و قیمتی برخوردار است.

هانت و نینومییا<sup>۳</sup> (۲۰۰۳) تقاضای نفت بخش حمل‌ونقل انگلستان و ژاپن را با استفاده از روش سری‌زمانی ساختاری و داده‌های فصلی ۱۹۷۱-۱۹۹۷ بررسی کردند. آزمون نتایج آن‌ها نشان داد که لحاظ نمودن روند خطی ساده نامناسب بوده و در نظر گرفتن روند تصادفی مناسب‌تر است.

1. Harvey and Koopman

2. Hunt *et al.*

3. Hunt and Ninomiya

به‌طور مشابه دیمیتریو پولوس و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۵) نشان دادند هنگامی که تقاضای کل انرژی با استفاده از داده‌های سالانه ۱۹۶۷-۲۰۰۲ انگلستان برآورد می‌شود روند اساسی تقاضای انرژی (UEDT) در حالت تصادفی بهتر از حالت خطی ساده عمل می‌نماید.

آماراویکرما و هانت<sup>۲</sup> (۲۰۰۸) تابع تقاضای برق سری لانکا را با استفاده از شش روش مختلف من جمله روش سری زمانی ساختاری طی دوره ۱۹۷۰-۲۰۰۳ بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که روش سری زمانی ساختاری تنها روشی می‌باشد که به روند غیرخطی برون‌زا اجازه حضور می‌دهد.

برودستاک و هانت<sup>۳</sup> (۲۰۱۰) تابع تقاضای نفت در بخش حمل و نقل انگلستان را طی دوره ۱۹۶۰-۲۰۰۷ با استفاده از روش سری زمانی ساختاری بررسی کرده‌اند. نکته‌ی مهم تحقیق آن‌ها در این بود که با وارد کردن متغیری به‌عنوان نماینده کارایی سوخت در مدل، روند اساسی تقاضای انرژی (UEDT) به‌شدت تصادفی می‌شود.

اگنولوسی<sup>۴</sup> (۲۰۱۰) تابع تقاضای انرژی بخش خانگی و صنعتی انگلستان را با به‌کارگیری روش STSM و OLS طی سال‌های ۱۹۷۳-۲۰۰۵ و نیز وارد کردن روش پاسخ نامتقارن قیمت برای این دو روش بررسی نموده است. طی بررسی وی مشخص شد که STSM روشی تأثیرگذار در برآورد تقاضای انرژی می‌باشد.

دیلاور و هانت<sup>۵</sup> (۲۰۱۱) توابع تقاضای برق ترکیه در بخش‌های خانگی، صنعتی و کل را طی سال‌های ۱۹۶۸-۲۰۰۸ با استفاده از روش سری زمانی ساختاری و مدل سازی روند اساسی تقاضای انرژی (UEDT) برآورد کرده‌اند. نتایج این تحقیق نیز همانند سایر تحقیقات در این زمینه نشان‌دهنده UEDT تصادفی و غیرخطی می‌باشد.

## ۲-۲. مطالعات داخلی

چیت نیس (۱۳۸۴) با معرفی مفهوم روند ضمنی در مدل‌سازی و به‌کارگیری مدل سری زمانی ساختاری، تابع تقاضای بنزین را با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه ۱۳۴۷-۱۳۸۱ برآورد کرده است. نتایج مؤید آن است که روند در تابع تقاضا تصادفی است و این تابع در کوتاه‌مدت و بلندمدت نسبت به قیمت بی‌کشش می‌باشد، اما واکنش مزبور در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. علاوه‌بر این، تقاضا نسبت به درآمد در کوتاه‌مدت بی‌کشش اما در بلندمدت باکشش است.

میرباقری جم (۱۳۸۵) با به‌کارگیری روش سری زمانی ساختاری تقاضای گاز در بخش‌های خانگی و تجاری ایران را برآورد کرده است. نتایج حاکی از آن است که در تابع تقاضای برآورد شده مؤلفه روند (UEDT) مشاهده نمی‌شود. همچنین ماهیت مؤلفه فصلی تصادفی بوده و کشش قیمتی و

1. Dimitropoulos *et al.*
2. Amarawickarama and Hunt
3. Broadstock and Hunt
4. Agnolucci
5. Dilaver and Hunt

درآمدی مصرف سرانه گاز طبیعی به ترتیب  $0/3-$  و  $0/17$  محاسبه شده است. داده‌های مورد نیاز و استفاده شده در چهارچوب الگوی تحلیلی تحقیق، داده‌های فصلی مقدار مصرف گاز طبیعی، دمای هوا، قیمت گاز طبیعی و درآمد مصرف‌کننده برای سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۸۳ می‌باشد.

محمدی و همکاران (۱۳۸۹) تقاضای بنزین و نفت گاز در بخش حمل و نقل را از طریق حداکثرسازی سه مرحله‌ای تابع مطلوبیت با توجه به قید مخارج مربوطه در هر مرحله مدل‌سازی نموده‌اند. مدل پیشنهادی در تحقیق آنان از نوع مدل‌های سری زمانی ساختاری بوده و دارای جزء غیرقابل مشاهده روند است که پس از تبدیل مدل به صورت فضا-حالت و با به کارگیری الگوریتم فیلتر کالمن از طریق روش حداکثر راستنمایی برای دوره‌ی زمانی ۱۳۵۸-۱۳۸۶ برآورد شده است.

نتایج حاکی از آن است که اولاً ماهیت روند از نوع روند هموار (یکنواخت) بوده و ثانیاً فرآیند حرکتی آن غیر خطی است. با توجه به توابع تقاضای برآورد شده، کشش قیمتی تقاضای بنزین و نفت گاز در کوتاه‌مدت و بلندمدت کم‌تر از واحد و کشش درآمدی برای بنزین بزرگ‌تر از واحد و برای نفت گاز کوچک‌تر از واحد می‌باشد. همچنین حساسیت تقاضای بنزین و نفت گاز به تغییرات سرانه مالکیت وسایل نقلیه بنزین و نفت گاز به ترتیب بزرگتر از واحد و کوچکتر از واحد می‌باشد.

### ۳. مفهوم روند اساسی تقاضای انرژی (UEDT) و مدل سری زمانی ساختاری

#### ۳-۱. روند اساسی تقاضای انرژی (UEDT)

مفهوم پیشرفت تکنولوژی مورد استفاده در تابع تقاضا بسیار حائز اهمیت است. به عنوان مثال، پیشرفت فنی موجودی سرمایه به عنوان یک بخش مهم، تقاضای انرژی صنعت، و پیشرفت تکنولوژی در انواع کالاهای مصرفی نهایی انرژی، تقاضای انرژی بخش خانگی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نظر به این که تقاضای انرژی یک تقاضای اشتقاقی است (به این معنی که انرژی به خاطر خدماتی که ارائه می‌کند مورد تقاضا قرار می‌گیرد و به تنهایی مصرف نمی‌شود)، لذا میزان انرژی مصرفی با سطح تکنولوژی ابزار انرژی بر در ارتباط است. بینستاک و ویل کاکس<sup>۱</sup> (۱۹۸۱) معتقد بودند که پیشرفت تکنولوژی باید در مدل‌سازی انرژی مورد توجه قرار بگیرد، آن‌ها از یک روند خطی معین<sup>۲</sup> در مطالعه خود استفاده کردند. لکن براساس نظر کوریس<sup>۳</sup> (۱۹۸۳)، گرچه تکنولوژی بخش مهمی در تقاضای انرژی است، اما روش مناسبی برای شناسایی اثر آن روی تقاضای انرژی وجود ندارد مگر این که یک راه‌حل کارآمد برای اندازه‌گیری آن ارائه شود. وی همچنین بیان می‌کند که در نبود الگوی مناسب برای اندازه‌گیری، اثر پیشرفت تکنولوژی می‌تواند از طریق پاسخ به تغییرات قیمت انرژی و کشش قیمت مورد مشاهده قرار بگیرد. هانت و همکاران (۲۰۰۳) با معرفی مفهوم گسترده‌تر روند اساسی

1. Beenstock and Will Cocks

2. Deterministic linear trend

3. Kouris

تقاضای انرژی (UEDT) که پیشرفت تکنولوژی و سایر عوامل برون‌زای نامشهود و غیرقابل اندازه‌گیری کمی را احاطه کرده است، ضمن اشاره به اهمیت تفاوت میان اثرات برون‌زا و درون‌زای پیشرفت تکنولوژی در تقاضای انرژی، بیان کردند که علاوه بر پیشرفت تکنولوژی و تغییر در کارایی انرژی موجودی سرمایه، تغییر در عوامل برون‌زای دیگر نظیر سلیقه مصرف‌کننده، ساختار جمعیتی و اجتماعی، قوانین زیست محیطی، ساختار اقتصادی و غیره نیز تقاضای انرژی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

اگرچه بهترین حالت آن است که داده‌های مربوط به پیشرفت تکنولوژی، سلیقه مصرف‌کننده و ساختار اقتصادی و عوامل غیراقتصادی در مدل عمومی لحاظ شود، اما در عمل امکان اندازه‌گیری کلیه عوامل فوق وجود ندارد. از طرفی اثر این عوامل طی زمان ممکن است تغییر کند و هریک از آن‌ها در جهت مختلفی بر تقاضا اثر نماید، به گونه‌ای که برآیند آن‌ها نامعلوم باشد. به این ترتیب مفهوم کلی‌تر از روند اساسی تقاضای انرژی (UEDT) ارائه شده توسط هانت در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول ۱: روند اساسی تقاضای انرژی (UEDT)

روند اساسی تقاضای انرژی (UEDT)			
پیشرفت تکنولوژی		ترجیحات مصرف‌کننده	
درون‌زا	برون‌زا	برون‌زا	ساختار اقتصادی
			برون‌زا

منبع: هانت و دیگران (۲۰۰۳)

با توجه به بحث فوق در خصوص UEDT اکنون ضروری است که روند اساسی تقاضای انرژی تا جایی که ممکن است به روش انعطاف‌پذیری مدل‌سازی شود، زیرا UEDT می‌تواند در هر جهتی حرکت نموده و برخلاف تقریب به وسیله روند زمانی خطی ساده می‌تواند غیرخطی باشد. به بیان دیگر، نبود الگویی که این تغییرات را در تقاضای انرژی مدل‌سازی کند، موجب می‌شود تا عوامل مذکور به وسیله متغیرهای قیمت و درآمد جمع شده و برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی ارباب‌دار گردد. از این‌رو، UEDT تصادفی تخمینی از طریق روش سری زمانی ساختاری (STSM) از طریق جذب اجزای مشاهده نشده، شاخص و نماینده‌ای ایده‌آل می‌باشد که در مطالعات انجام شده توسط هانت و همکاران (۲۰۰۳) تأیید شده است.

### ۲-۳. روش سری زمانی ساختاری (STSM)

روش سری زمانی ساختاری ارائه شده توسط هاروی (۱۹۸۹)، شامل تجزیه متغیر وابسته (مانند مصرف انرژی برق در مطالعه حاضر) به اثر متغیرهای توضیحی (مانند قیمت و درآمد/تولید) به اضافه اثر اجزای روند و نامنظم<sup>۱</sup> می‌باشد.

گرچه تشکیل یک مدل بر پایه یک روند معین امکان‌پذیر است، اما زمانی انعطاف کافی در مدل ایجاد می‌شود که روند در طی زمان تغییر کرده و در نتیجه تصادفی باشد. مدل سری زمانی ساختاری تک متغیره<sup>۲</sup>، حالت پایه‌ای سری زمانی ساختاری است که در آن متغیر وابسته به‌عنوان رگرسیون از روند زمانی و مجموعه‌ای از متغیرهای مجازی تدوین می‌شود. در این حالت متغیر توضیحی تابعی از زمان است و پارامترهای مدل، پارامترهای متغیر با زمان<sup>۳</sup> هستند. با اضافه کردن متغیرهای توضیحی قابل مشاهده و اندازه‌گیری کمی می‌توان یک مدل سری زمانی ساختاری چند متغیره<sup>۴</sup> را ایجاد نمود (هاروی و شفارد<sup>۵</sup>، ۱۹۹۳؛ هاروی، ۱۹۸۹) مدل مورد استفاده در این تحقیق نیز مدل سری زمانی ساختاری چندمتغیره، که به روند غیرقابل مشاهده اجازه می‌دهد در طول زمان به طور تصادفی تغییر نماید، می‌باشد.

فرض می‌شود الگوی تقاضای برق به‌کار رفته در هر یک از بخش‌های خانگی و صنعتی کشور به‌صورت زیر است:

$$E_t = f(P_t, Y_t, UEDT_t) \quad (1)$$

که در بخش خانگی،  $E_t$  تقاضای برق در بخش خانگی،  $P_t$  قیمت واقعی برق در بخش خانگی،  $Y_t$  مخارج نهایی خانوار و  $UEDT_t$  روند اساسی تقاضای انرژی برق در این بخش می‌باشد. در بخش صنعتی نیز  $E_t$  تقاضای (مصرف) برق در بخش صنعتی،  $P_t$  قیمت واقعی برق در بخش صنعتی،  $Y_t$  ارزش افزوده بخش صنعت کشور و  $UEDT_t$  روند اساسی تقاضای انرژی برق در این بخش می‌باشد.

با توجه به زیرنویس  $t$  همراه با  $UEDT$ ، روند اساسی تقاضای انرژی روند ثابتی با نرخ تغییر ثابت نیست بلکه به شکل روند تصادفی است که در طول زمان متغیر می‌باشد.

نظر به این‌که برای تخمین مدل امکان تمایز بین کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت با استفاده از تصریح به روش ARDL معادله (۱) امکان‌پذیر است بنابراین، تصریح ثابت کشش توسط معادله زیر تعیین می‌شود:

1. Irregular components
2. Univariate structural time series model
3. Time varying parameters
4. Multivariate structural time series model
5. Harvey and Shephard

$$A(L) e_t = B(L) y_t + C(L) p_t + UEDT_t + \varepsilon_t \quad (۲)$$

که در آن،  $e_t$  لگاریتم طبیعی تقاضای برق در هر یک از بخش‌های صنعتی و خانگی کشور،  $y_t$  لگاریتم طبیعی ارزش‌افزوده بخش صنعت برای بخش صنعتی و مخارج نهایی خانوار برای بخش خانگی و  $p_t$  لگاریتم طبیعی قیمت واقعی برق در هر یک از بخش‌های مذکور است.

$A(L)$ ،  $B(L)$  و  $C(L)$  عملگر وقفه چندجمله‌ای به صورت زیر می‌باشند که با به‌کارگیری معیار اکائیک وقفه بهینه ۴ تعیین شده است.

$$\begin{aligned} A(L) &= 1 - \lambda_1 L - \lambda_2 L^2 - \lambda_3 L^3 - \lambda_4 L^4 \\ B(L) &= 1 + \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \alpha_3 L^3 + \alpha_4 L^4 \\ C(L) &= 1 + \psi_1 L + \psi_2 L^2 + \psi_3 L^3 + \psi_4 L^4 \end{aligned}$$

از آن‌جا که مدل به صورت لگاریتمی تصریح شده است، ضرایب معادله (۲) می‌توانند برآوردی از کشش درآمدی و کشش قیمتی در کوتاه‌مدت باشند و تصریح متغیر وابسته با وقفه در مدل امکان برآورد کشش درآمدی و قیمتی بلندمدت را میسر می‌سازد. بنابراین،  $B(L)/A(L)$  و  $C(L)/A(L)$  به ترتیب کشش‌های بلندمدت درآمدی و قیمتی تقاضا در هر یک از بخش‌های خانگی و صنعتی می‌باشند.  $UEDT_t$  روند اساسی تقاضای انرژی در زمان  $t$  و  $\varepsilon_t$  جزء خطای معادله می‌باشند. با به‌کارگیری روش سری زمانی ساختاری (STSM)،  $UEDT$  دارای فرآیند تصادفی، شامل اجزای سطح و شیب به صورت زیر است:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \quad (۳)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \quad \xi_t \sim NID(0, \sigma_\xi^2) \quad (۴)$$

که  $\mu_t$  و  $\beta_t$  به ترتیب سطح و شیب  $UEDT$  را نشان می‌دهند.  $\mu_t$  و  $\beta_t$  جمله اخلاص نوفه سفید با میانگین صفر و واریانس  $\sigma_\eta^2$  و  $\sigma_\xi^2$  می‌باشند و فرض می‌شود که دو به دو ناهمبسته هستند.  $\eta_t$  سبب جابه‌جایی در سطح روند و  $\xi_t$  موجب تغییر در شیب روند می‌شود (هاروی و شفارد، ۱۹۹۳). واریانس‌های  $\sigma_\eta^2$  و  $\sigma_\xi^2$  ابر پارامترها<sup>۱</sup> نامیده می‌شوند که هر چه این واریانس‌ها بیشتر باشد جابه‌جایی‌های تصادفی در جزء روند بیشتر می‌شود. ارزش ابر پارامترها نقش مهمی در هدایت خواص مدل و ماهیت جزء روند دارد. عمومی‌ترین حالت روند اساسی تقاضای انرژی زمانی است که شیب و سطح روند هر دو تصادفی باشند، که به صورت معادلات (۳) و (۴) نشان داده می‌شوند. جدول (۲) مدل‌های متفاوتی را که می‌توانند از این فرآیند برآورد شود بر طبق اینکه ارزش ابر پارامترها صفر باشد یا شیب وجود داشته باشد نشان می‌دهد.



جدول ۲: طبقه‌بندی حالت‌های ممکن برای مدل‌های دارای روند تصادفی

سطح تصادفی $Level \neq 0,$ $\sigma_{\eta}^2 \neq 0$	سطح ثابت $Level \neq 0,$ $\sigma_{\eta}^2 = 0$	بدون سطح $Level = 0,$ $\sigma_{\eta}^2 = 0$	حالت
(iii) مدل سطح نسبی <sup>۳</sup>	(ii) رگرسیون مرسوم با جزء ثابت اما بدون وجود روند زمانی <sup>۲</sup>	(i) رگرسیون مرسوم بدون وجود جزء ثابت و روند زمانی <sup>۱</sup>	بدون شیب $Slope = 0,$ $\sigma_{\xi}^2 = 0$
(vi) مدل سطح نسبی با انتقال <sup>۵</sup>	(v) رگرسیون مرسوم با جزء ثابت و روند زمانی <sup>۴</sup>	----- (iv)	شیب ثابت $slope \neq 0,$ $\sigma_{\xi}^2 = 0$
(xi) مدل روند نسبی <sup>۷</sup>	(viii) مدل روند یکنواخت <sup>۶</sup>	----- (vii)	شیب تصادفی $slope \neq 0,$ $\sigma_{\xi}^2 \neq 0$

منبع: هانت و دیگران، (۲۰۰۳)

برای انتخاب مناسب‌ترین مدل از میان حالت‌های موجود برای جزء روند از آزمون نسبت راستنمایی<sup>۸</sup> (LR) استفاده می‌شود. براساس این آزمون فرضیه تصادفی بون هر دو جزء روند در مقابل ثابت بودن حداقل یکی از آن‌ها و یا فرضیه تصادفی بودن حداقل یکی از اجزای روند در مقابل ثابت بودن هر دو جزء روند قرار می‌گیرد.

آزمون LR به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$LR = -2 \log \lambda \quad (5)$$

$$\lambda = \frac{\text{LogLikelihood}(\hat{\theta}_R)}{\text{LogLikelihood}(\hat{\theta}_{UR})} \quad (6)$$

صورت کسر، مقدار حداکثر راست‌نمایی حاصل از برآورد تابع تقاضای مقید (قید در آن اعمال شده است) و مخرج آن مقدار حداکثر راست‌نمایی حاصل از برآورد تابع تقاضای غیرمقید را نشان می‌دهد (هاروی، ۱۹۸۹).

همانند جزء نامنظم در معادله (۲) برآوردکننده‌های یکنواخت شده  $\eta_t$  و  $\xi_t$  نیز به ترتیب پسماندهای

1. Conventional regression but with no constant and no time trend
2. Conventional regression with a constant but no time trend
3. Local level model
4. Conventional regression with a constant and a time trend
5. Local level model with drift
6. Smooth trend model
7. Local trend model
8. Likelihood Ratio test

کمکی<sup>۱</sup> (منظور از پسماندهای کمکی، پسماندهای نامنظم<sup>۲</sup>، پسماندهای در سطح<sup>۳</sup> و پسماندهای شیب<sup>۴</sup> می‌باشد) برای اجزای سطح و شیب می‌باشند. یکی از جاذبه‌های مدل سری زمانی ساختاری آن است که پسماندهای کمکی برای سطح و شیب نیز همانند پسماندهای کمکی برای اجزای نامنظم، می‌توانند برای مشخص کردن شکست‌های ساختاری ممکن و دور افتاده‌ها در سری‌ها به کار روند. این امر به دلیل آن است که این پسماندهای کمکی ممکن است قادر باشند تا اطلاعات مربوطه را جدا سازند که اغلب در پسماندهای معادله نرمال ادغام می‌شوند. با این توضیحات، برای حفظ نرمال بودن پسماندهای کمکی می‌توان از برخی اختلالات نامنظم<sup>۵</sup>، اختلالات شیب<sup>۶</sup> و اختلالات سطح<sup>۷</sup> استفاده نمود (کوپمن و همکاران<sup>۸</sup> ۲۰۰۷). بنابراین اگر اختلالی وجود نداشته باشد،  $UEDT$  همان  $\mu_t$  و در غیر این صورت به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$UEDT = \mu_t + \text{اختلالات شیب} + \text{اختلالات سطح} + \text{اختلالات نامنظم} \quad (7)$$

با توجه به اینکه روش پیشنهادی از نوع سری زمانی ساختاری و دارای جزء غیرقابل مشاهده ( $UEDT$ ) می‌باشد، لذا با روش حداقل مربعات معمولی قابل برآورد نخواهد بود. ابزار اصلی برای تخمین مدل‌های سری زمانی ساختاری شکل فضا - حالت (SSF)<sup>۹</sup> است که وضعیت سیستم را توسط اجزای مشاهده نشده متنوعی مثل جزء روند ارائه می‌کند.

در شکل فضا - حالت که چارچوب آماری برای مدل‌های دارای اجزای غیرقابل مشاهده می‌باشد، اجزای غیرقابل مشاهده به عنوان متغیرهای حالت تلقی می‌شوند (کاماندور و کوپمن<sup>۱۰</sup>، ۲۰۰۷). شکل فضا - حالت شامل معادله اندازه‌گیری<sup>۱۱</sup> و معادله انتقال<sup>۱۲</sup> به ترتیب زیر است:

$$e_t = k_t \alpha_t + G_t \epsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, t \quad (8)$$

$$\alpha_{t+1} = T_t \alpha_t + H_t \epsilon_t \quad (9)$$

در این جا ماتریس‌های  $H_t$ ،  $T_t$ ،  $G_t$  و  $k_t$  می‌توانند طی زمان تغییر کنند. بنابراین، چنانچه معادله (۲) به همراه معادلات (۳) و (۴) در شکل فضا - حالت و در قالب دو معادله اندازه‌گیری و انتقال تنظیم

1. Auxiliary residuals
2. Irregular residuals
3. Level residuals
4. Slope residuals
5. Irregular intervention
6. Slope intervention
7. Level intervention
8. Koopman et al.
9. State Space Form
10. Commandeur and Koopman
11. Measurement equation
12. Transition equation

شوند، آنگاه فیلتر کالمن<sup>۱</sup> با تولید یک دسته معادلات بازگشتی، موجب برآورد ابرپارامترها و سایر پارامترها از طریق روش حداکثر راست‌نمایی<sup>۲</sup> می‌شود. با در دست داشتن مقادیر این پارامترها برآوردهای مناسب از اجزای سطح و شیب روند توسط فیلتر کالمن ارائه می‌شود.<sup>۳</sup> بسته نرم‌افزاری STAMP (۸.۲) که مدل سری زمانی ساختاری را در بر می‌گیرد، برای تخمین مدل به کار رفته است.

#### ۴. داده‌ها و منابع آماری

داده‌های مورد استفاده برای برآورد تابع تقاضای برق بخش صنعتی و خانگی به صورت سری زمانی سالانه بوده و دوره‌ی زمانی ۱۳۵۵-۱۳۹۰ را شامل می‌شود. منبع آماری متغیرهای مصرف برق صنعتی و خانگی و نیز متوسط قیمت اسمی برق در بخش‌های مذکور، ترازنامه انرژی ایران از سال ۱۳۶۵-۱۳۹۰ است. همچنین منبع آماری متغیرهای ارزش افزوده بخش صنعت و مخارج مصرفی نهایی اسمی خانوار، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران می‌باشد. کلیه متغیرهای اسمی به وسیله شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)<sup>۴</sup> برحسب سال پایه ۱۳۸۳ به متغیرهای واقعی تبدیل شده‌اند.

لازم به ذکر است که ارزش افزوده بخش صنعتی شامل ارزش افزوده نفت و حمل‌ونقل ایران نیز می‌باشد، زیرا متغیر مصرف و قیمت برق بخش صنعتی در ترازنامه انرژی ایران شامل این دو بخش است و قابل تفکیک نیست.

1. Kalman filter
2. Maximum Likelihood approach

۳. فیلتر کالمن (کالمن ۱۹۶۰) الگوریتم اصلی برای تخمین سیستم‌های پویا در شکل فضا - حالت می‌باشد. این فیلتر شامل گروهی از معادله‌های ریاضی است که به منظور محاسبه برآوردهای خطی بدون تورش و بهینه سیستم در زمان  $t$ ، معادلات بازگشتی بهینه را با اعمال روش حداقل مربعات براساس اطلاعات موجود در دوره  $t-1$  و اطلاعات اضافی در دوره  $t$  به روز می‌کند (کالمن ۱۹۶۰). منظور از معادلات بازگشتی این است که با ورود مشاهدات جدید به سیستم راه‌حل مناسب مجدداً توسط فرآیند فیلترسازی محاسبه می‌شود. به عبارت دیگر با معرفی مشاهدات جدید به سیستم، برآورد اجزای غیر قابل مشاهده با استفاده از رویه فیلترسازی بروزسانی می‌گردد (هاروی وشفارد، ۱۹۹۳؛ هاروی و دیگران، ۲۰۰۵ و جولز ۲۰۰۹).

4. Consumer Price Index

## ۵. نتایج برآورد

با شروع از معادلات کلی، پس از حذف متغیرهای بی‌معنی (منظور حذف متغیرهای بی‌معنی در معادله (۲) در سطح معنی داری ۵ درصد می‌باشد.) به‌منظور تعیین تعداد وقفه‌ها، نوع روند و اطمینان از قابل قبول بودن آزمون‌های تشخیصی و سپس در نظر گرفتن اخلاص‌ها برای حفظ نرمال بودن پسماندها و پسماندهای کمکی، معادله ترجیحی برآوردی تقاضای برق برای هر یک از بخش‌های خانگی و صنعتی با در نظر گرفتن ۸ مشاهده از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ برای بخش‌های مذکور جهت آزمون‌های پیش‌بینی در ذیل آورده شده است.

### ۵-۱. نتایج برآورد تابع تقاضای برق در بخش خانگی

مدل مفید مناسب تقاضای برق بخش خانگی برای دوره‌ی زمانی ۱۳۵۵-۱۳۹۰ برآورد شده است. با شروع از معادلات کلی در برآورد حالت‌های مختلف تابع تقاضای برق بخش خانگی در مدل روند نسبی همواره مقدار واریانس سطح روند ( $\sigma_{\eta}^2$ ) معادل صفر و یا مقدار بسیار ناچیزی است که در کنار نتیجه‌ی آزمون LR منجر به انتخاب مدل روند یکنواخت می‌شود. با برآورد مجدد تابع تقاضا به‌صورت مدل روند یکنواخت که در آن سطح روند ثابت ( $\sigma_{\eta}^2 = 0$ ) و شیب آن تصادفی می‌باشد ( $\sigma_{\xi}^2 \neq 0$ ). آزمون LR برای قبول ثابت بودن سطح روند و تصادفی بودن شیب آن در مقابل حالت روند معین یعنی ثابت بودن هر دو سطح و شیب روند (که در آن  $\sigma_{\eta}^2$  و  $\sigma_{\xi}^2$  هر دو صفر می‌باشند) رد می‌شود. معادله ترجیحی تقاضای برق در بخش خانگی کشور در جدول (۳) آورده شده است. پس از حذف متغیرهای بی‌معنی، این معادله شامل قیمت برق خانگی ( $p_e$ ) و مخارج مصرفی با یک دوره تأخیر ( $y_{t-1}$ ) می‌باشد.

جدول ۳: نتایج برآورد مدل سری زمانی ساختاری تقاضای برق در بخش خانگی ایران  
متغیر وابسته: مصرف برق در بخش خانگی (بر حسب لگاریتم)

متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	آماره t	سطح احتمال معنی‌داری
$p_t$	-۰/۰۹۸	-۲/۵۷	۰/۰۱۴۹
$y_{t-1}$	۰/۳۰۶	۳/۰۹۲	۰/۰۰۴
کشش قیمتی بلندمدت: -۰/۰۹۸		کشش درآمدی بلندمدت: ۰/۳۰۶	
UEDT برآورد شده در پایان دوره: سطح: $7/279^{**}$ شیب: $0/041^*$ ماهیت UEDT: مدل روند یکنواخت			



آزمون‌های تشخیصی		
آزمون نرمال بودن پسماند ها	آزمون نرمال بودن پسماند های کمکی سطح	آزمون نرمال بودن پسماندهای کمکی نامنظم
Std.Error: ۰/۰۴ Normality: ۰/۱۸۹ H(۱۰): ۰/۳۵۳ r(۱): ۰/۱۲ r(۶): ۰/۰۵۶ DW: ۱/۸۶۹ Q(۶,۴): ۲/۲۸۷	بومن - شنتون: ۰/۸۶۸ چولگی: ۰/۰۱۳ کشیدگی: ۰/۸۵۵	بومن - شنتون: ۰/۰۹۵ چولگی: ۰/۰۹ کشیدگی: ۰/۰۰۵
	آزمون پیش‌بینی: Failure: ۴/۹۹ Cusum t(8): ۰/۰۴۱	LR test: ۶۲/۵۱۷**
معیارهای خوبی برازش	ابریارامترها	
p.e.v: ۰/۰۰۱۶ p.e.v/m.d <sup>2</sup> : ۰/۰۰۱۳ R <sup>2</sup> : ۰/۹۹۸	$\sigma_{\eta}^2 = ۰/۰۰۰$ $\sigma_{\xi}^2 = ۰/۰۰۰۱۳$ Irregular = ۰/۰۰۰۷۲	

منبع: محاسبات تحقیق

توضیحات: Y و p به ترتیب، ارزش افزوده واقعی بخش صنعتی و متوسط قیمت واقعی برق در بخش صنعتی می‌باشند.  
\* و \*\* سطح معنی‌داری ۵ درصد و ۱ درصد را نشان می‌دهد.

آماره آزمون نرمال بودن بومن - شنتون<sup>۱</sup> بر پایه‌ی گشتاور مرتبه‌ی سوم و چهارم پسماندها که به‌طور تقریب توزیع  $\chi^2_{(2)}$  دارد.  
آماره آزمون ناهمسانی واریانس H(h)، نسبت مجذور آخرین h پسماند به مجذور اولین h پسماند است، که h نزدیکترین عدد صحیح به  $\frac{T}{3}$  و T تعداد مشاهدات می‌باشد. توزیع آن F با درجه آزادی (h, h) است.  
P.e.v واریانس خطای پیش‌بینی<sup>۲</sup> و p.e.v/m.d.2 خطای پیش‌بینی انحراف میانگین<sup>۳</sup>، از معیارهای خوبی برازش می‌باشد.

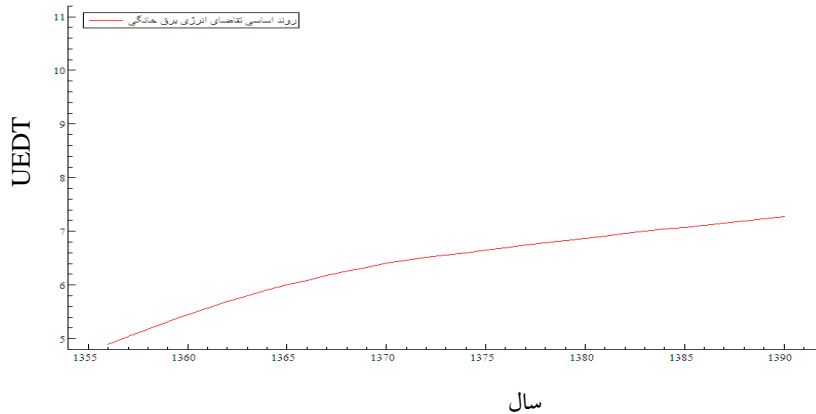
1. Bowman-Shentone
2. Prediction error variance
3. Prediction error mean deviation

Failure آماره شکست پیش‌بینی<sup>۱</sup> دارای توزیع  $\chi^2(8)$  و Cusum آزمون سازگاری پارامترها می‌باشد که به‌طور تقریبی دارای توزیع t است، که هر دوی آن‌ها به‌عنوان آزمون‌های پیش‌بینی، با برآورد مجدد مدل ترجیحی تا سال ۱۳۸۲ و پیش‌بینی آن برای ۱۳۹۰-۱۳۸۳ به‌دست می‌آید. آماره باکس ال جانگ<sup>۲</sup>،  $Q(p, q)$  بر پایه‌ی اولین  $p$  خودهمبستگی که در برابر توزیع  $\chi^2$  با درجه آزادی  $q$  آزمون می‌شود.

بررسی آزمون‌های برازش خوب مدل نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی وارد شده در تابع تقاضای برق خانگی ۹۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. همچنین بررسی آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهد که هیچ‌گونه مشکل ناهمسانی واریانس، خودهمبستگی و خودهمبستگی سریالی در پسماندها وجود ندارد. همچنین براساس آزمون پیش‌بینی، معادله پایدار است به عبارت دیگر، بر اساس این آزمون پارامترهای معادله در طول زمان با ثبات می‌باشند. با توجه به اینکه پس از حذف متغیرهای بی‌معنی، در آماره بومن-شنتون نشانه‌هایی از غیرنرمال بودن پسماندهای کمکی در مدل وجود ندارد، لذا نیاز به لحاظ هیچ نوع اخلال در مدل نیست.

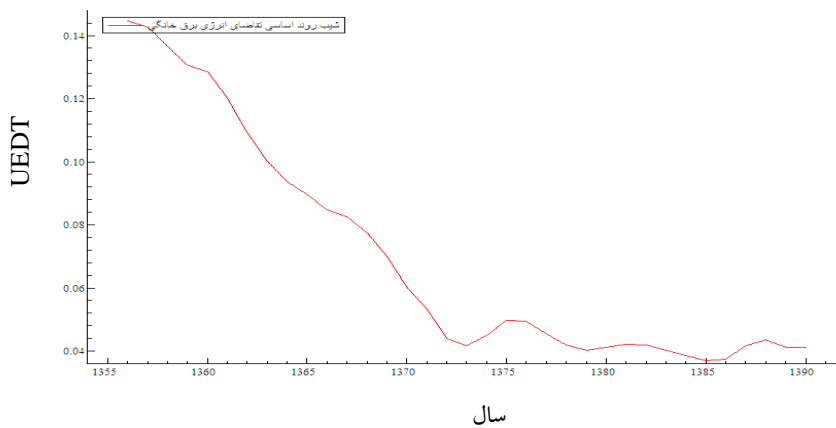
عدم معنی‌داری وقفه‌های متغیر وابسته در تابع تقاضای برق خانگی موجب شد تا مدل تقاضای ترجیحی هیچ نوع شرایط پویایی را شامل نشود لذا، کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت قیمتی و درآمدی در این تابع به‌ترتیب برابر با  $-۰/۰۹۸$  و  $۰/۳۰۶$  می‌باشند. بنابراین تقاضای برق در بخش خانگی نسبت به قیمت و درآمد در کوتاه‌مدت و بلندمدت بی‌کشش است اما واکنش مصرف برق نسبت به تغییرات درآمد بیشتر است. نمودارهای (۱) و (۲) به‌ترتیب روند اساسی تقاضای انرژی برق در بخش خانگی و شیب آن را طی سال‌های ۱۳۵۵-۱۳۹۰ نشان می‌دهند. همان‌طور که مشخص می‌شود UEDT غیرخطی است و علی‌رغم افزایش مصرف و صعودی بودن، دارای شیب کاهشی می‌باشد. که این می‌تواند نشان‌دهنده پیشرفت تکنولوژی و افزایش کارایی کاربرهای انرژی برق در خانوارها طی زمان باشد که با فرض ثبات سایر شرایط منجر به انتقال منحنی تقاضای برق خانگی به سمت چپ می‌شود.

1. Predictive failure statistic.  
2. Box L. Jung



نمودار ۱: روند اساسی تقاضای انرژی برآورد شده برق در بخش خانگی (۱۳۵۵ تا ۱۳۹۰)

منبع: محاسبات تحقیق



نمودار ۲: شیب روند اساسی تقاضای انرژی برق در بخش خانگی (۱۳۵۵ تا ۱۳۹۰)

منبع: محاسبات تحقیق

## ۲-۵. نتایج برآورد تابع تقاضای برق در بخش صنعتی

همانند تقاضای برق در بخش خانگی، با شروع از معادلات کلی و نیز کلی‌ترین حالت STSM یعنی مدل روند نسبی در قالب معادله خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (معادله ۲)، معادله ترجیحی تقاضای برق در بخش صنعتی در جدول (۴) آورده شده است. پس از حذف متغیرهای بی‌معنی، این معادله شامل ارزش افزوده بخش صنعت یا به عبارت دیگر درآمد ( $y$ ) به علاوه یک دوره تأخیر ( $y_{t-1}$ ) و قیمت واقعی برق در بخش صنعتی ( $p_e$ ) می‌باشد.

جدول ۴: نتایج برآورد مدل سری زمانی ساختاری تقاضای برق در بخش صنعتی ایران  
متغیر وابسته: مصرف برق در بخش صنعتی (بر حسب لگاریتم)

متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	آماره t	سطح احتمال معنی‌داری
$P_t$	-۰/۰۹۹	-۲/۳۱۳	۰/۰۰۳
$Y_t$	۰/۱۸۴	۶/۹۳۱	۰/۰۰۰
$Y_{t-1}$	۰/۰۸۲	۳/۰۷۴	۰/۰۰۴
اخلال نامنظم ۱۳۶۱	-۰/۰۷۱	-۳/۱۲۴	۰/۰۰۴
اخلال سطح ۱۳۷۱	۰/۱۲۶	۴/۰۱۸	۰/۰۰۰
اخلال سطح ۱۳۷۳	۰/۲۴۴	۶/۳۴۶	۰/۰۰۰
اخلال نامنظم ۱۳۸۹	۰/۰۵۴	۲/۴۶۶	۰/۰۰۲
کشش قیمتی بلندمدت: -۰/۰۹۹      کشش درآمدی بلندمدت: ۰/۲۶۶			
UEDT برآورد شده در پایان دوره: سطح: $7/523^{**}$ ، شیب: $0/049^{**}$ ماهیت UEDT: مدل سطح نسبی با انتقال			
آزمون‌های تشخیصی			
آزمون نرمال بودن پسماندهای کمکی نامنظم	آزمون نرمال بودن پسماندهای کمکی سطح	آزمون نرمال بودن پسماندها	
بومن - شنتون: ۰/۸۵ چولگی: ۰/۸۵ کشیدگی: ۰/۰۰	بومن - شنتون: ۱/۱۸ چولگی: ۰/۱۲ کشیدگی: ۱/۰۶	Std.Error: ۰/۰۲۶ Normality: ۱/۱۶ H( $\lambda$ ): ۰/۲۶ r(۱): ۰/۰۳ r(۶): -۰/۱۳ DW: ۱/۸۴ Q(۶,۴): ۱/۶۰	
LR test: ۱۰/۴۴*	آزمون پیش‌بینی: Failure: ۴/۲ Cusum t(8): -۰/۵۲		
ابریارامتراها		معیارهای خوبی برآزش	
$\sigma_{\eta}^2 = 0/00091$ $\sigma_{\xi}^2 = 0/000$ Irregularn = ۰/۰۰۰		p.e.v: ۰/۰۰۰ p.e.v/m.d <sup>2</sup> : ۰/۰۰۰ R <sup>2</sup> : ۰/۹۹	

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج برآورد حالت‌های مختلف تابع تقاضای برق در بخش صنعتی با در نظر گرفتن تعداد وقفه‌ها و متغیرهای توضیحی در مدل روند نسبی، نشان می‌دهد که با توجه به نتایج آزمون LR نمی‌توان مدل روند نسبی را به‌عنوان مدل مطلوب برگزید. از سوی دیگر،  $\sigma_{\xi}^2$  یعنی واریانس جزء تصادفی شیب روند در این برآوردها رقم بسیار ناچیزی است که در کنار نتیجه آزمون LR انتخاب مدل را به سمت مدل سطح نسبی با انتقال هدایت می‌کند. لذا بار دیگر تابع تقاضا به‌صورت مدل مقید شده فوق که در آن واریانس جزء تصادفی شیب روند یعنی  $\sigma_{\xi}^2$  برابر با صفر می‌باشد، برآورد شده است. در این مدل آزمون



LR برای قبول تصادفی بودن سطح روند و ثابت بودن شیب آن در مقابل ثابت بودن سطح و شیب روند که در آن  $\sigma_{\eta}^2$  و  $\sigma_{\xi}^2$  هر دو صفر می‌باشند به کار رفته است.

ضرایب کلیه متغیرهای توضیحی فوق در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار هستند. بررسی آزمون‌های تشخیصی در این معادله نشان می‌دهد که هیچ‌گونه مشکل خودهمبستگی سریالی و نیز غیر نرمال بودن و یا ناهمسانی در پسماندها وجود ندارد. براساس آزمون‌های پیش‌بینی، معادله پایدار است یعنی پارامترهای معادله در طول زمان با ثبات می‌باشند و پسماندهای کمکی نیز طبق آماره‌های مربوطه نرمال می‌باشند. که برای این منظور اختلالات نامنظم سال‌های ۱۳۶۱، ۱۳۸۹ و اختلالات سطح ۱۳۷۱ و ۱۳۷۳ به مدل وارد شده است.

اختلال نامنظم ۱۳۶۱ که موجب کاهش مصرف برق در بخش صنعتی شده است را می‌توان ناشی از آثار مخرب جنگ تحمیلی ایران و عراق از سال ۱۳۵۹ تا ۱۳۶۱ بر صنایع دانست.

اختلالات سطح ۱۳۷۱ و ۱۳۷۳ می‌تواند به دلیل رشد ۴۳/۹ درصدی صادرات کالاهای صنعتی و نیز رشد ارزش افزوده بخش نفت به میزان ۲/۱ درصد به قیمت‌های ثابت در سال ۱۳۷۱ و ادامه رشد اقتصادی ایران و گسترش تولیدات به‌ویژه در بخش‌های صنعتی، کشاورزی و به ثمر رسیدن پروژه‌های بزرگ تولیدی نظیر پتروشیمی و فولاد در سال ۱۳۷۳ باشد (مجله خلاصه تحولات اقتصادی کشور سال‌های ۱۳۷۱ و ۱۳۷۳).

اختلال نامنظم سال ۱۳۸۹ نیز می‌تواند به دلیل رشد ۵/۸ درصدی تولید ناخالص داخلی واقعی کشور ناشی از افزایش متوسط قیمت نفت خام صادراتی، رشد دو رقمی تولیدات صنعتی و پتروشیمی به‌ویژه در صنایع خودرو سازی و رشد مخارج دولت باشد.

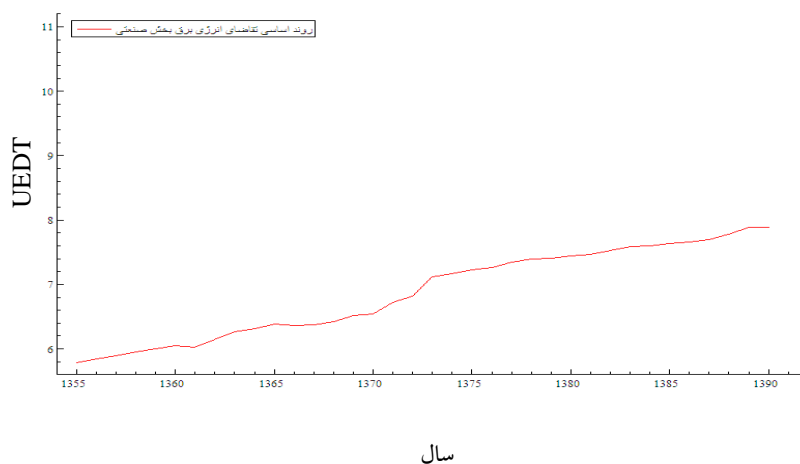
با قرار گرفتن وقفه‌های مختلف کلیه متغیرها در مدل و آزمون آن‌ها تنها وقفه اول ارزش افزوده بخش صنعت از نظر اقتصادی و آماری معنی‌دار است و در مدل نگاه داشته شده است لذا، کشش قیمتی هم در کوتاه‌مدت و هم بلندمدت برابر با  $-۰/۰۹۹$  است. کشش درآمدی نیز در کوتاه‌مدت برابر با  $۰/۱۸۴$  و در بلندمدت برابر با  $۰/۲۶۶$  می‌باشد. بنابراین تقاضای برق صنعتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت نسبت به قیمت و درآمد بی‌کشش است. یکسان بودن کشش قیمتی در بلندمدت و کوتاه‌مدت می‌تواند به دلیل عدم وجود جانشین مناسب برای انرژی برق در میان سایر حامل‌های انرژی و نیز سهم کم هزینه‌ی برق از کل هزینه‌های تولید بخش صنعتی کشور طی دوره‌ی مورد بررسی باشد که حتی با در نظر گرفتن افق زمانی امکان جایگزینی این انرژی با انواع دیگر حامل‌های انرژی در بخش مذکور مقدور یا مقرون به صرفه نمی‌باشد.

وقفه اول ارزش افزوده را می‌توان این‌گونه توضیح داد که ارزش افزوده یک دوره (یک سال) قبل می‌تواند موجب سرمایه‌گذاری و خرید تجهیزات جدید برای صنعت باشد و لذا با خرید تجهیزات و سرمایه‌گذاری ناشی از ارزش افزوده دوره قبل، مصرف برق هر دوره تحت تأثیر قرار خواهد گرفت.

نمودارهای (۳) و (۴) به ترتیب روند اساسی تقاضای انرژی برق در بخش صنعتی (شامل سطح، شیب، اختلالات سطح ۱۳۷۱ و ۱۳۷۳ و اختلالات نامنظم ۱۳۶۱ و ۱۳۸۹) و شیب آن را طی دوره‌ی ۱۳۵۵-۱۳۹۰ نشان می‌دهند.

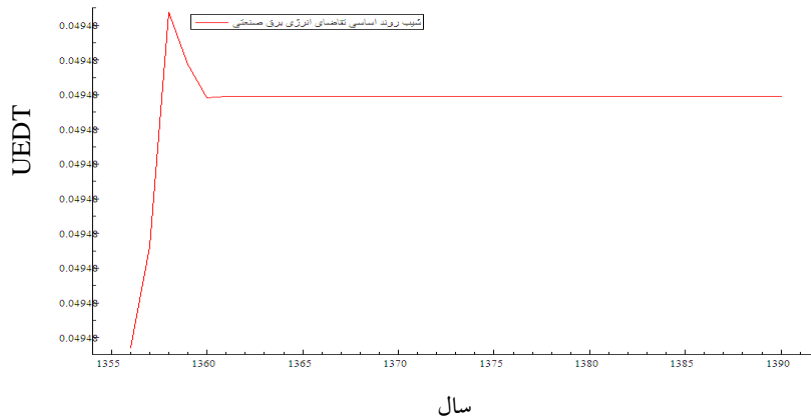
همان‌طور که مشاهده می‌شود UEDT در تابع تقاضای برق صنعتی طی زمان با شیب مثبت و ملایم (ثابت) رو به رو است. به عبارت دیگر، شیب وجود دارد اما واریانس آن صفر است یعنی، تغییرات شیب روند در هر دوره ( $\Delta\beta_t$ ) برابر با صفر می‌باشد. بنابراین منحنی تقاضا با فرض ثبات سایر شرایط به سمت راست منتقل می‌شود.

انتقال به سمت راست منحنی تقاضای برق صنعتی می‌تواند ناشی از افزایش تولیدات صنعتی و در پی آن افزایش استفاده از کاربرهای انرژی برق در صنعت، طی زمان باشد. به عبارت دیگر، رشد جمعیت، توسعه صنایع و تکنولوژی و افزایش سطح زندگی و رفاه به‌عنوان متغیر برون‌زا موجب افزایش تقاضا برای کالاهای صنعتی و در نتیجه، سبب افزایش تولیدات و افزایش تقاضای برق در صنایع شده است.



نمودار ۳: روند اساسی تقاضای انرژی برآورد شده برق در بخش صنعتی (۱۳۵۵ تا ۱۳۹۰)

منبع: محاسبات تحقیق



نمودار ۴: تنبیه روند اساسی تقاضای انرژی برق در بخش صنعتی (۱۳۵۵ تا ۱۳۹۰)

منبع: محاسبات تحقیق

### نتیجه گیری

در این مقاله تلاش شده است تا با معرفی مفهوم روند اساسی تقاضای انرژی (UEDT) و به کارگیری آن در الگوی سری زمانی ساختاری (STSM)، توابع تقاضای برق ایران در بخش‌های خانگی و صنعتی با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه ۱۳۵۵-۱۳۹۰ در قالب مدل سری زمانی ساختاری (STSM) برآورد شود. دانستن اینکه ممکن است روند اساسی تقاضای انرژی (UEDT) غیرخطی و تصادفی باشد ایجاد می‌کند تا مدل‌سازی روند اساسی تقاضای انرژی تصادفی باشند. لذا روش سری زمانی ساختاری (STSM) که انعطاف‌پذیری کافی جهت در بر گرفتن روند اساسی تقاضای انرژی به‌عنوان متغیر نامشهود و تصریح آن به‌صورت یک فرآیند تصادفی از طریق روش حداکثر راستنمایی و فیلتر کالمن را دارد، به‌عنوان روش مطلوب در نظر گرفته شده است.

بدین ترتیب، با شروع از معادلات کلی و پس از حذف متغیرهای بی‌معنی، معادله ترجیحی تقاضای برق برای بخش خانگی با ماهیت روند یکنواخت برای UEDT، دارای کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت قیمتی و درآمدی به ترتیب،  $-0/098$  و  $0/306$  و تقاضای برق بخش صنعتی با ماهیت سطح نسبی با انتقال برای UEDT، دارای کشش قیمتی هم در کوتاه‌مدت و هم بلندمدت برابر با  $-0/099$  است. کشش درآمدی نیز در این بخش در کوتاه‌مدت برابر با  $0/184$  و در بلندمدت برابر با  $0/266$  می‌باشد. بنابراین تقاضای برق صنعتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت نسبت به قیمت و درآمد بی‌کشش است.

با توجه به پایین بودن کشش‌های قیمتی کوتاه‌مدت و بلندمدت به انضمام ماهیت تصادفی روند اساسی تقاضای انرژی در بخش‌های خانگی و صنعتی کشور طی دوره‌ی مورد بررسی، به کارگیری

سیاست‌های غیرقیمتی نظیر استفاده از تکنولوژی‌های جدید و پیشرفته به منظور افزایش کارایی انرژی برق و همچنین سیاست‌های تشویقی برای تولیدکنندگان داخلی لوازم برقی با بازده بالا و سیاست‌های تنبیهی برای جلوگیری از واردات لوازم برقی دارای بازده پایین، می‌تواند به‌طور مؤثرتری نسبت به سیاست‌های قیمتی عمل نماید. طبق آمار منتشر شده توسط وزارت نیرو (۱۳۹۰)، رشد بیش از ۹۳ درصد قیمت واقعی برق خانگی و ۳۸ درصد قیمت واقعی برق صنعتی در سال ۱۳۹۰ نسب به سال ۱۳۸۹، منجر به رشد ۶/۸- درصدی مصرف برق خانگی و رشد کمتر (۳/۹ درصد) مصرف برق صنعتی در سال ۱۳۹۰ نسبت به سال قبل شده است. لذا می‌توان انتظار داشت که سیاست‌های قیمت‌گذاری مناسب تا حدودی بتواند الگوی مصرف را اصلاح نماید. اما چنانچه ملاحظه می‌شود با اجرای این قانون افزایش قیمت واقعی برق اثر قابل ملاحظه‌ای بر کاهش مصرف در بخش‌های مذکور در سال ۱۳۹۰ (آخرین سال مورد بررسی در این تحقیق که منجر به افزایش قیمت واقعی برق در اثر اجرای قانون هدف‌مندی‌سازی یارانه‌ها شده است) نگذاشته است. بنابراین، اگر هدف سیاست‌گذاران اتخاذ سیاست‌های قیمت‌گذاری مناسب در جهت افزایش کارایی انرژی برق و استفاده بهینه از این نوع انرژی می‌باشد، پیشنهاد می‌شود تا در مطالعات بعد به دلیل در دسترس بودن داده‌های بیشتر پس از سال اجرای قانون هدف‌مندی‌سازی یارانه‌ها، محدوده کسش‌پذیری انرژی برق تعیین شود تا از روی آن قیمت‌گذاری بر مبنای مصرف مشترکین صورت پذیرد. اگر قیمت‌های جدید در محدوده کسش‌پذیری قیمت برق نباشند، به دلیل عدم وجود جایگزین کاملی برای برق و از سوی دیگر افزایش مصرف برق در بخش‌های خانگی و صنعتی کشور، احتمالاً افزایش قیمت برق در نتیجه اجرای قانون هدف‌مندی‌سازی یارانه‌ها تأثیر چندانی بر کاهش مصرف برق نخواهد داشت.

## منابع

- چیت نیس، مونا (۱۳۸۴)؛ اثر قیمت‌گذاری بنزین بر رفاه اجتماعی در ایران، رساله دکتری، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
- محمدی، تیمور؛ شاکری، عباس؛ جهانگرد، اسفندیار و موسوی، میرحسین (۱۳۸۹)؛ "تخمین مدل ساختاری تقاضای بنزین و نفت گاز در بخش حمل و نقل ایران"، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال هفتم، شماره ۲۵: ۱-۳۱.
- میرباقری جم، محمد (۱۳۸۵)؛ تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی (مصرف خانگی و تجاری) در ایران، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف.
- Amarawickrama, H. A. and Hunt, L. C. (2008); "Electricity Demand for Sri Lanka: A Time Series Analysis". *Energy*; 33: 724-739.
- Broadstock, D.C. and Hunt, L.C. (2010); "Quantifying the Impact of Exogenous Non-Economic Factors on UK Transport Oil Demand". *Energy Policy*; 38: 1559-1565.
- Commandeur, JF and Koopman, SJ. (2007); "An Introduction to State Space Time Series Analysis". Oxford University Press: Oxford, UK.
- Dilaver, Z. and Hunt, L. C. (2011); "Modeling and Forecasting Turkish Residential Electricity Demand". *Energy Policy*, 39: 3117-3127.
- Dimitropoulos, J.; Hunt, L. C. and Judge, G. (2005); "Estimating Underlying Energy Demand Trends using UK annual data". *Applied Economics*, 12: 239-244.
- Harvey, A.C. (1989); *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge University Press, Cambridge
- Harvey, A. C. and Shephard, N. (1993); "Structural Time Series Models." In: Maddala.G.S.; Rao.C.R.; Vinod.H.D.(Eds), *Handbook of Statistics*, Vol. 11 North Holland: Amsterdam: 261-302.
- Harvey, A. C. and Koopman, S. J. (1993); "Forecasting Hourly Electricity Demand Using Time Varying Splines." *Journal of American Statistical Association* 88-424: 1228-1236.
- Harvey, A. C.; Koopman, S. J. and Shephard, N. (2005); "State Space and Unobserved Component Models: Theory and Applications." Cambridge University Press: Cambridge, UK
- Hunt, L. C.; Judge, G. and Ninomiya, Y. (2000); "Modeling Technical Progress: an Application of the Stochastic Trend Model to UK Energy Demand". Surrey Energy Economics Discussion Paper (SEEDS99), Department of economics, University of Surrey, UK.
- Hunt, L. C.; Judge, G. and Ninomiya, Y. (2003a); Modeling Underlying Energy Demand Trends Chapter 9. In: Hunt, L.C. (Ed.), *Energy in Competitive Market: Essays in Honour of Colin Robinson*. Edward Elgar, UK: 140-174.
- Hunt, L. C.; Judge, G. and Ninomiya, Y. (2003b); "Underlying Trends and Seasonality in UK Energy Demand: A Sectoral Analysis". *Energy Economics*, 25: 93-118.

- Hunt ,L. C. and Manning N. (1989); “Energy Price and Income Elasticities of Demand: Some Estimates for the UK Using the Co-integration Procedure.” *Scottish Journal of Political Economy*; 36(2): 183-193.
- Hunt, L. C. and Ninomiya, Y. (2003); “Unraveling Trends and Seasonality: A structural Time Series Analysis of Transport Oil Demand in the UK and Japan”. *The Energy Journal*, 24, 3: 63-96.
- Julles, JT. (2009); “Structural Time Series Model and the Kalman Filter: A Concise Review.” FEUNL Working Paper Series Working paper 541.
- Kalman, RE. (1960); “A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems.” *Journal of Basic Engineering*; 82: 35-45.
- Koopman, SJ; Harvey, AC; Doornik, JA and Shephard, N.(2007); STAMP Version 8 Econometric Software International Timberlake Consultants, London, UK.
- Koopman, S. J.; Harvey, A. C.; Doornik, J. A. and Shephard, N. (2000); STAMP: Structural Time Series Analyser, Modeler and Predictor. London, Timberlake Consultants Press.