

مدل سازی تقاضای کل برق با استفاده از اقتصادسنجی پانل فضایی^۱

میرحسین موسوی^۲

دانشیار اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران، hmousavi@alzahra.ac.ir

جلال دهنوی

استادیار اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران، Jdehnavi@alzahra.ac.ir

الهه شاطری

کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران، elaheshateri5@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۳/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۰/۱۷

چکیده

هدف این مقاله مدل سازی تقاضای کل برق به منظور برآورد کشش های قیمتی و درآمدی با به کارگیری داده های استانی و روش پانل فضایی بوده است. با توجه به سه ساختار اقلیمی (معمولی، سردسیر و گرمسیر) در کشور که به دلیل تغییرات دمایی شکل می گیرند، تقاضا برای برق در استان های کشور متفاوت است. لذا این مقاله به دنبال این است که با در نظر گرفتن ماتریس وابستگی و مجاورت فضایی نسبت به استخراج کشش های قیمتی و درآمدی تقاضای کل برق (که در مطالعات قبلی مغفول مانده است)، اقدام نماید. برای این منظور از داده های سری زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۶ برای ۲۸ استان و روش پانل فضایی اقدام به برآورد تابع تقاضای کل برق گردید. نتایج حاکی از آن است که کشش قیمتی تقاضای کل برق (-0.08) ، کشش متقاطع تقاضای برق (-0.065) ، کشش درآمدی (0.11) و کشش تقاضا نسبت به تغییرات دما (1.9) است. به عبارت دیگر تقاضای برق نسبت به تغییرات قیمت برق و قیمت گاز طبیعی و درآمد دارای حساسیت کمتری (کم کشش) داشته ولی نسبت به تغییرات دما از حساسیت بالاتری (با کشش) برخوردار است. با توجه به کشش قیمتی برق نسبت به تغییرات گاز طبیعی می توان عنوان کرد که انرژی برق و گاز طبیعی نسبت به هم کالای جانشین هستند و هم چنین براساس کشش درآمدی، برق یک کالای نرمال ضروری محسوب می شود.

طبقه بندی JEL: C23, Q47, Q41, C33

کلیدواژه ها: تقاضای همفزون، برق، داده های پانل، اقتصادسنجی فضایی، روش شناسی

الهه رست

1- Spatial panel econometrics

۲. نویسنده مسئول

۱- مقدمه

از اوایل دهه ۱۹۷۰ وقتی انرژی توجه سیاستمداران را در نتیجه اولین بحران نفتی به خود جلب کرد و تحقیق و بررسی روی تقاضای آن به منظور غلبه بر فهم محدود از ماهیت تقاضای انرژی، به شدت گسترش یافت (پیندایک^۱، ۱۹۷۹). مدل سازی تقاضای انرژی جزء ضروری برای برنامه ریزی انرژی، فرموله کردن استراتژی ها و توصیه های سیاستی است. این کار، هم باید در کشورهای در حال توسعه (که داده های لازم، مدل های مناسب و نهادهای لازم برای انجام آن وجود ندارد) و هم در کشورهای توسعه یافته (که کمتر با محدودیت های مذکور مواجه هستند)، صورت گیرد. تقاضای انرژی که از تجزیه و تحلیل ها به دست می آید اغلب به دلیل محدودیت های ساختاری مدل و برخی فروض نامناسب، از تقاضای واقعی انرژی منحرف می شود. در مدل سازی تقاضا به این نکته توجه نمود که مدل های پیچیده لزوماً نتایج دقیق تری را به دنبال نخواهند داشت گاهی اوقات یک مدل ساده می تواند نتایج بهتری به همراه داشته باشد (آرمسترنگ^۲، ۲۰۰۱). همان طور که کومی و همکاران^۳ (۲۰۰۲) اشاره می کنند مدل سازان تقاضای انرژی بایستی این سؤال را از خود بپرسند که آیا ابزار مدل سازی در جامعه ای که می خواهند آن را پیاده کنند، قابل حصول است یا خیر؟ اینکه چرا نتایج حاصل از برخی مدل های تقاضای انرژی دور از واقعیت است می تواند چند دلیل داشته باشد. براساس مطالعه لایتنر و دیگران^۴ (۲۰۰۳)، برخی از آن ها شامل تشخیص نادرست رفتار تقاضاکنندگان و عرضه کنندگان انرژی، پوشش ناکامل اثرات محیطی و اجتماعی و فروض اقتصادی غیرواقعی است (موسوی و قویدل، ۲۰۱۹).

در این میان یکی از مهم ترین مسائل بحث برنامه ریزی انرژی مربوط به برنامه ریزی انرژی الکتریسیته می باشد که نیازمند شناخت و فهم دقیق سمت تقاضای برق است. از یک طرف با توجه به سه ساختار اقلیمی (معمولی، سردسیر و گرمسیر) در کشور که به دلیل تغییرات دمایی شکل می گیرند تقاضا برای برق در استان های کشور متفاوت است. این مسئله در سال های اخیر تصریح مدل های اقتصادسنجی را براساس مدل های

1. Pindyck

2. Armstrong

3. Koomey & et al

4. Laitner & et al

اقتصادسنجی فضایی که اثرات تعامل‌های فضایی میان واحدهای جغرافیایی را در نظر می‌گیرند، شکل داده‌اند. دلیل اصلی این مسئله نیز افزایش احتمال همبستگی فضایی در ساختار داده‌های به‌کار گرفته شده در مدل‌سازی می‌باشند. لذا در این مقاله تلاش شده است با در نظر گرفتن ماتریس وابستگی و مجاورت فضایی اقدام به مدل‌سازی تقاضای برق شود که در مطالعات قبلی مغفول مانده است. از طرف دیگر برای بسیاری از پرسش‌ها در برنامه‌ریزی‌های کلان انرژی تحلیل رفتار همفزون عاملان اقتصادی از رفتارهای انفرادی آن‌ها مهم‌تر است. لذا تقاضای مدل‌سازی شده در این مقاله در سطح تقاضای همفزون که مجموعه‌ای از تقاضای بخش‌های خانگی، صنعت، کشاورزی و سایر بخش‌های اقتصادی است. در نظر گرفتن این عوامل در تابع تقاضا از نوآوری‌های این مقاله است.

در ادامه ساختار مقاله به شکل زیر سازمان‌دهی شده است. در بخش اول به مدل‌سازی ابعاد نظری و تجربی تقاضای همفزون برق پرداخته شده است. در بخش دوم حقایق آشکار شده در خصوص مصرف برق در ۲۸ استان کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۶ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. در بخش سوم تصریح مدل و روش‌شناسی اقتصادسنجی پانل فضایی و در ادامه برآورد مدل و تفسیر نتایج آورده شده است. در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادها سیاستی مقاله ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

در هر نظام اقتصادی حداقل دو طبقه کارگزاران اقتصادی یعنی طبقه خانوار و طبقه بنگاه فعالیت می‌کنند؛ که هر کدام به دنبال حداکثر سازی منافع خود هستند. در این میان انرژی نقش دوجانبه دارد، برای طبقه خانوار به‌عنوان کالای مصرفی که وارد تابع مطلوبیت شده و ایجاد رفاه می‌کند و برای طبقه بنگاه وارد تابع تولید شده و به‌عنوان نهاده تولیدی در فرایند تولید به‌کار گرفته می‌شود. لذا ماهیت تقاضای انرژی بنگاه تولیدی است ولی ماهیت تقاضای انرژی خانوار مصرفی است (طاهری فرد و دیگران، ۱۳۹۰).

استخراج تابع تقاضای مصرف کننده

برای استخراج تابع تقاضای کل برق از روش حداکثر سازی تابع مطلوبیت نسبت به قید بودجه استفاده می شود. اگر کلیه کالاهایی که مصرف کنندگان در تابع مطلوبیت خود قرار می دهند به دو بخش کالاهای انرژی و کالاهای غیرانرژی تقسیم شود مطابق بحث ویمن-جونز^۱ (۱۹۸۶) تابع تقاضای برق را می توان از طریق یک فرآیند دومارحله ای به دست آورد، به گونه ای که مصرف کننده در هر مرحله بودجه خود را به بهترین نحو بین کالاهای مختلف تخصیص می دهد.^۲ در مرحله اول مصرف کننده مخارج خود را بین کالاهای انرژی (q_e) و غیرانرژی (q_{ne}) تخصیص می دهد. در این صورت تابع مطلوبیت برای مصرف کننده به صورت زیر خواهد بود.

$$u_1 = u_1(q_e, q_{ne}) \quad (1)$$

قید بودجه مصرف کننده با توجه به قیمت کالاهای انرژی و غیرانرژی به صورت زیر می باشد:

$$Y = P_e q_e + P_{ne} q_{ne} \quad (2)$$

با حداکثر سازی تابع مطلوبیت (۱) نسبت به قید بودجه (۲) می توان تابع تقاضای کالاهای انرژی و غیر انرژی را به صورت زیر استخراج کرد:

$$\begin{aligned} q_e^* &= q_e^*(P_e, P_{ne}, Y) \\ q_{ne}^* &= q_{ne}^*(P_e, P_{ne}, Y) \end{aligned} \quad (3)$$

حاصل ضرب میزان تقاضای انرژی در قیمت آن تخصیص مخارج مصرفی مصرف کننده برای کالای انرژی را نشان می دهد که به صورت زیر می باشد:

$$Y_e = P_e q_e^* \quad (4)$$

پس از مشخص شدن مخارج مصرفی برای کالاهای انرژی در مرحله اول، این مخارج مصرفی در مرحله دوم فرآیند تخصیص به انواع حامل های انرژی اختصاص داده می شود. حامل های انرژی در حالت کلی به چهار گروه اصلی فرآورده های نفتی، گاز طبیعی، برق و زغال سنگ تقسیم می شوند. که در اینجا با توجه به هدف مقاله که استخراج تابع تقاضای برق است به صورت دو گروه انرژی برق و سایر حامل های انرژی در نظر گرفته

1. Weyman – Jones

2. Ahmadian & et al

می شود. که به ترتیب با نماد q_{pet} و q_{oe} نشان داده می شوند. اگر مقادیر مصرفی این انرژی برق و سایر حامل های انرژی توسط مصرف کنندگان به ترتیب با q_{pet} ، q_{oe} نشان داده شود در این صورت تابع مطلوبیت به صورت زیر خواهد بود:

$$u_2 = u_2(q_{pet}, q_{oe}) \quad (5)$$

محدودیت درآمدی مصرف کننده در این حالت y_e است. اگر قیمت حامل های انرژی مذکور را به ترتیب با p_{pet} ، p_{oe} نشان داده شوند در این صورت محدودیت درآمدی به صورت زیر خواهد بود:

$$y_e = p_{pet}q_{pet} + p_{oe}q_{oe} \quad (6)$$

با حداکثر سازی تابع مطلوبیت (۵) نسبت به قید (۶) می توان توابع تقاضای برق و سایر حامل های انرژی به صورت زیر استخراج کرد:

$$q_{pet}^* = q_{pet}^*(p_{pet}, p_{oe}, y_e) \quad (7)$$

$$q_{oe}^* = q_{oe}^*(p_{pet}, p_{oe}, y_e)$$

استخراج تابع تقاضای بنگاه

تقاضای برق در بخش های تولیدی صنعت، کشاورزی، تجاری و همچنین بخش عمومی در قسمت تقاضای برق بنگاه قرار می گیرد. ابتدا یک بنگاه نوعی در نظر گرفته می شود. فرض شود تابع تولید آن به صورت $Q=Q(O, S)$ که (O, S) به ترتیب بیانگر کل خدمات انرژی مصرف شده و مقدار مصرفی از سایر نهاده ها باشند. اگر همانند بخش مصرف کننده انرژی به برق و سایر حامل های انرژی تقسیم شود در این صورت $S=S(el, nel)$ خواهد بود. با حداقل سازی هزینه بنگاه با توجه به مقدار معینی از تولید می توان توابع تقاضای فردی نهاده های تولیدی را استخراج کرد:

$$\min \quad P_{el} \times el + P_{nel} \times nel + P_o \times O$$

subject to :

$$Q = Q(O, S) \quad (8)$$

$$S = S(el, nel)$$

$$L = P_{el} \times el + P_{nel} \times nel + P_o \times O + \lambda [Q - Q(O, S(el, nel))]$$

از فرآیند بهینه‌یابی مقدار تقاضای برق بنگاه به صورت $q_{el}^* = q_{el}^*(p_{el}, p_{nel}, P_0, Q)$ خواهد بود. که در آن P_0 قیمت سایر نهاده‌های تولیدی است و Q هم مقدار تولید بنگاه است (پژویان و محمدی، ۱۳۷۹).

۳- پیشینه پژوهش

حاتمی منش و همکاران (۱۳۹۳)، به پیش‌بینی مصرف برق شهر یزد از طریق بهینه‌یابی سطوح پارامترهای قابل کنترل و عوامل نوین با استفاده از رویکرد شبکه عصبی^۱ (ANN) و مدل تاگوچی^۲ در دوره زمانی شهریور ۱۳۷۹ تا شهریور ۱۳۹۱ پرداخته است. نتایج حاصل از این تحقیق حاکی از آن است که مدل پیشنهادی سبب بهبود کیفیت پیش‌بینی و کاهش هزینه‌های آن می‌شود.

مجدزاده و همکاران (۱۳۹۴)، به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای انرژی در کشور ایران و رتبه‌بندی سهم هر یک از متغیرها با به‌کارگیری روش میانگین‌گیری مدل بیزینی^۳ (BMA) و روش میانگین‌گیری حداقل مربعات^۴ طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۳۸ پرداخته است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که متغیر رشد درآمد نفتی و رشد تولید ناخالص داخلی غیرنفتی، بیش‌ترین تأثیر مثبت را بر تقاضای انرژی کشور دارند. در رتبه‌بندی این عوامل، متغیرهای رشد درآمد نفتی، رشد تولید ناخالص داخلی غیرنفتی، لگاریتم نسبت وقفه مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی (جمله تصحیح خطا) و وقفه قیمت نسبی انرژی به ترتیب رتبه اول تا چهارم را به خود اختصاص داده‌اند. هم‌چنین تغییر قیمت‌های نسبی انرژی حداقل در طی دوره نمونه اثرات بااهمیتی بر مصرف انرژی نداشته‌اند.

حاجیانی و همکاران (۱۳۹۶)، به پیش‌بینی مصرف برق در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران با استفاده از الگوهای رگرسیون خطی فازی^۵، میانگین متحرک خود توضیح انباشته^۶ و میانگین متحرک خود توضیح انباشته فازی^۷ طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۴۷

1. Artificial Neural Network (ANN)
2. Tagushi Model
3. Bayesian Model Averaging
4. Weighted Average Least Squares (WALS)
5. Fuzzy Linear Regression (FLR)
6. Auto Regressive Integrated Moving Average (ARIMA)
7. Fuzzy Auto Regressive Integrated Moving Average (FARIMA)

پرداخته‌اند. داده‌های چهار سال آخر برای ارزیابی و مقایسه مورد استفاده قرار گرفته است. متغیرهای این تحقیق مصرف برق، متوسط قیمت برق و تعداد مشترکین برق می‌باشد. پس از ارزیابی مشخص شد که الگوی میانگین متحرک خود توضیح انباشته فازی دارای دقت بیشتری است. براساس نتایج تحقیق پیش‌بینی می‌شود که مصرف برق بخش‌های عمومی، خانگی، کشاورزی و صنعتی در سال ۱۴۱۰ به ترتیب به ۶۵۸۹۲، ۱۳۴۳۲۲، ۶۶۵۸۷ و ۱۳۹۴۸۱ میلیون کیلووات ساعت خواهد رسید.

وحید و تفرشی (۱۳۹۶)، با استفاده از الگوریتم‌های داده کاوی و استفاده از صورت حساب مربوط به مشتریان در دوره‌های قبل در شهرستان دلیجان، میزان مصرف برق مشترکین (خانگی، صنعتی، کشاورزی و تجاری) و میزان درآمد شرکت برق در دوره‌های بعدی را پیش‌بینی نمودند. براساس این پیش‌بینی از سال ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۱ مشخص شد میزان مصرف برق هر سال به‌طور میانگین ۳/۸ درصد افزایش خواهد داشت. بنابراین تا سال ۱۴۰۱ مصرف بخش خانگی حدود ۳۰ درصد، بخش کشاورزی ۳۹ درصد، بخش صنعت ۴۱ درصد و بخش تجاری ۲۹ درصد افزایش خواهد یافت. لازم به ذکر، جمعیت مهم‌ترین عامل در مصرف برق است و تأثیر زیادی در افزایش مصرف برق ایفا می‌کند.

یعقوبی و سلیمانی (۱۳۹۷)، به بررسی و تنظیم شاخص فصلی برای پیش‌بینی نیاز مصرف برق ماهانه ایران طی دوره فروردین ۱۳۸۹ تا اسفند ۱۳۹۳ با استفاده از الگوریتم تکاملی فصلی مگس میوه^۱ صورت گرفت. براساس نتایج تحقیق که نیاز مصرف برق یک گرایش غیرخطی را نشان می‌دهد. همچنین، نتایج بیان می‌کند که مدل FOASVR نسبت به سایر مدل‌های پیش‌بینی دارای خطای کمتری دارد و در نتیجه گزینه‌ای مناسب برای کاربردهای پیش‌بینی نیاز مصرف برق می‌باشد.

دام و همکاران^۲ (۲۰۱۷)، بر پایه شبیه‌سازی‌های آب و هوایی به بررسی اثر افزایش دو درجه‌ای دما تحت تأثیر پدیده گرمایش جهانی بر نیازهای سرمایشی و گرمایشی و میزان تقاضای مصرف برق در ۲۶ کشور اروپایی پرداختند. آنان برای ارزیابی روابط بین مصرف برق روزانه و دمای وزن داده شده براساس جمعیت، از مدل‌های رگرسیونی استفاده کردند. نتایج تحقیق نشان داد با حفظ ساختارهای جمعیتی و اقتصادی فعلی، گرمایش جهانی به‌میزان دو درجه سانتی‌گراد مصرف برق را در بیشتر کشورهای اروپایی

1. Seasonal Fruit fly Optimization Algorithm Support Vector Regression (SFOASVR)

2. Damm et al

کاهش می‌دهد. این نتیجه آنان جالب توجه است و احتمالاً به قرارگیری بیشتر کشورهای اروپایی در عرض‌های جغرافیایی بالا ارتباط دارد. کاهش تقاضا برای گرمایش بیش از افزایش تقاضا برای سرمایش خواهد بود. بیشترین کاهش نسبی برای نروژ تا ۵,۲ درصد و سپس سوئد، استونی فنلاند و فرانسه خواهد بود. در مجموع مقایسه بین کشورهای مختلف نشان می‌دهد آب و هوا اصلی‌ترین محرکه برای افزایش یا کاهش میزان برق مورد استفاده برای گرمایش و سرمایش نیست، بلکه علت اصلی سیاست‌گذاری در بخش انرژی است.

سی و همکاران^۱ (۲۰۲۰) به پیش‌بینی سالیانه مصرف برق در چین پرداختند. آن‌ها از مدل خاکستری^۲ با نام $GM(1,1)$ و با استفاده از الگوریتم تکاملی به بهینه‌سازی آن پرداختند. آن‌ها مصرف سالانه برق را در سه شهر پکن و فوجیان و شاندونگ در پنج سال بعد پیش‌بینی کردند که در مقایسه با روش‌های الگوریتم خاکستری و الگوریتم بهینه‌سازی جستجو از دقت بهتری برخوردار بود.

چبونی و همکاران^۳ (۲۰۲۰)، در مقاله‌ای به پیش‌بینی و مدل‌سازی تقاضای برق الجزایر با در نظر گرفتن دما و شرایط استفاده کردند. نتایج نشان داد بار مصرف برق روزانه رابطه قوی با شرایط آب و هوایی دارد و بیشترین تأثیر را بر تقاضای برق در کشور الجزایر دارد. هم‌چنین با استفاده از مدل به‌دست‌آمده به پیش‌بینی تقاضای ماهانه برق الجزایر با خطای کم‌تر از یک درصد پرداختند.

۴- روش پژوهش

اقتصادسنجی فضایی

اقتصادسنجی فضایی شاخه‌ای از علم اقتصاد می‌باشد که ارتباط بین واحدهای جغرافیایی، واحدهایی که می‌توانند بسته به ماهیت مطالعه کدپستی، شهرها، شهرداری‌ها و غیره باشد را اندازه‌گیری کند (اله‌ورست، ۲۰۰۳).

در مدل‌های اقتصادسنجی فضایی تمرکز بر کاهش وابستگی میان مشاهداتی است که دارای بعد مکانی هستند و برای این امر، ابتدا ماتریس وزن (W) که نحوه ساخت آن

1. Xie et al

4. Grey method

3. Chabouni et al

در بخش آینده توضیح داده خواهد شد، استفاده می‌شود. تمرکز اصلی اقتصادسنجی فضایی بر روی مدل‌های وقفه‌ای (تأخیری) بوده که به مفهوم انتقال در طول فضا است (لیسیج^۱، ۱۹۹۲). تفاوت اصلی مدل وقفه‌ای از اقتصادسنجی مرسوم، تجزیه و تحلیل به‌کارگیری اطلاعات و داده‌های طول و عرض جغرافیایی در فضا است. زمانی که داده‌ها دارای جزء مکانی باشند، دو حالت به وجود می‌آید: ۱- وابستگی فضایی بین مشاهدات و ۲- ناهمسانی فضایی، که اقتصادسنجی مرسوم تا حد زیادی این دو موضوع را نادیده می‌گیرد. در نتیجه، خصوصیات مطلوب تخمین زنده‌های حداقل مربعات معمولی نقض خواهد شد. در قضیه گاس-مارکوف^۲ فرض بر این است که متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیری‌های تکراری ثابت‌اند ولی وجود وابستگی فضایی در نمونه‌ها این فرض را نقض می‌کند. چراکه با فرض وجود وابستگی فضایی میان داده‌ها با حرکت بین داده‌های نمونه فضایی رابطه تغییر خواهد کرد و ضرایب تابع خطی برحسب متغیر وابسته نخواهد بود. در نتیجه شیوه اقتصادسنجی مرسوم کاربرد نخواهد داشت و روش مناسب اقتصادسنجی فضایی و روش‌های مختلف آن است.

تبیین متغیرهای مدل و جمع‌آوری آن‌ها

داده‌های موردنیاز این پژوهش شامل مصرف برق، تولید ناخالص داخلی، تعداد مشترکین برق، قیمت برق، دما و قیمت گاز به‌عنوان نماینده یکی از انرژی‌های جایگزین) می‌باشد که براساس ادبیات نظری و تجربی در بخش دوم تحقیق مشخص شده‌اند. مصرف برق و تعداد مشترکین برق از شرکت توانیر^۳ جمع‌آوری شده و واحد داده‌های آن میلیون کیلووات ساعت و واحد تعداد مشترکین برق هزار نفر می‌باشد. واحد تولید ناخالص داخلی^۴ میلیون ریال است و برای اینکه سرانه شود تقسیم بر تعداد مشترکین برق شده است. تولید ناخالص داخلی به قیمت واقعی و بازار از بانک مرکزی^۵ جمع‌آوری شده است. دما واحد آن سلسیوس و از سازمان هواشناسی کشوری^۶ جمع‌آوری شده است. قیمت برق ریال به ازای هر کیلووات ساعت و قیمت گاز ریال

1. Lesage

2. Gauss-Markov theorem

3. www.tavanir.org.ir

4. Gross Domestic Production (GDP)

5. www.cbi.ir

6. www.weather.ir

برای هر مترمکعب از مرکز آمار ایران^۱ جمع‌آوری شده است. اطلاعات و آمار مربوط به متغیرهای به کار گرفته شده در این تحقیق از سال ۱۳۸۶-۱۳۹۶ و برای ۲۸ استان کشور در نظر گرفته شده است.

در این خصوص ذکر سه نکته ضروری است. نخست آنکه به دلیل اینکه قیمت گاز استان سیستان و بلوچستان از سال ۱۳۹۲ به بعد موجود بود و به دلیل نامتوازن شدن داده‌های پانل با لحاظ استان سیستان و بلوچستان و این که برای تخمین به روش اقتصادسنجی فضایی پانل حتماً باید داده‌های پانل متوازن باشد ناگزیر این استان حذف شده است. نکته دوم آنکه استان البرز در سال ۱۳۹۰ از استان تهران جدا شده و لذا در مصرف برق، تولید ناخالص داخلی، تعداد مشترکین برق با تهران ادغام شده است و اما نکته سوم آنکه در این تحقیق از قیمت‌های نسبی برق و گاز استفاده شده است. برای نسبی کردن قیمت‌های برق و گاز از شاخص تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. همچنین برای تخمین از نرم‌افزار STATA نسخه ۱۵ استفاده شده است.

۵- یافته‌های تحقیق

تجزیه و تحلیل داده‌ها فرآیندی چندمرحله‌ای است که طی آن داده‌هایی که از طریق به کارگیری ابزارهای جمع‌آوری در نمونه آماری فراهم آمده‌اند خلاصه، کدبندی، دسته‌بندی و درنهایت پردازش می‌شوند تا زمینه برقراری انواع تحلیل‌ها و ارتباط بین این داده‌ها به منظور آزمون فرضیه‌ها فراهم آید. بنابراین برای ارائه مناسب از داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، بخش حاضر به تبیین توصیفی در خصوص عوامل مؤثر بر تقاضای برق اختصاص داده شده است.

تبیین توصیفی متغیرها

در جدول (۱) معیارهای آمار توصیفی برای متغیرهای موردنظر ارائه شده است. از جمله معیارهای آمار توصیفی میانگین، انحراف معیار می‌باشند که براساس طبقه‌بندی اقلیم معمولی، اقلیم سردسیر و اقلیم گرمسیر برای استان‌های کشور ارائه شده است. میانگین دما در استان‌های کشور برای اقلیم‌هایی معمولی سردسیر و گرمسیر به ترتیب

5. www.amar.org.ir

۱۸/۴۱، ۱۳/۴ و ۲۹ سلسیوس بوده که از میزان پراکندگی در استان‌های با اقلیم سردسیر و معمولی بیشتر بوده است. با توجه به جدول، میانگین دما و تعداد مشترکین منطقه معمولی از مناطق سردسیر و گرمسیر بیشتر است و همچنین انحراف معیار این متغیرها برای استان‌های منطقه معمولی بیشتر بوده است. میانگین و انحراف معیار متغیرهای قیمت گاز و مصرف برق در منطقه گرمسیری از مناطق دیگر بیشتر بوده است.

جدول ۱. میانگین و انحراف معیار متغیرها

	منطقه معمولی		منطقه سردسیری		منطقه گرمسیری	
	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
دما (برحسب سلسیوس)	۱۸.۴۱	۱.۵	۱۳.۴	۱.۰	۲۹.۰	۰.۵
تعداد مشترکین (هزار نفر)	۱۲۵۴۹	۲۹۷۸	۸۰۶۶	۶۰۸	۸۰۹۹	۳۱۳
قیمت برق (ریال بر کیلووات ساعت)	۷۶۷.۳	۲۷۳	۷۶۷.۳	۲۷۳	۷۶۷.۳	۲۷۳
قیمت گاز (ریال بر مترمکعب)	۲۲۷۵	۱۴۵۰	۱۱۱۸	۶۵۰	۸۰۹۲	۴۵۰۴
تولید ناخالص (هزار میلیارد ریال)	۲۵	۱.۴	۱۰	۰.۹۵	۴۹	۸.۹
مصرف برق (میلیون کیلووات بر ساعت)	۷۶۲۲.۸	۸۰۳.۲	۳۷۹۷.۷	۹۳۱	۱۴۲۶۱.۸	۲۶۰۸

منبع: یافته‌های تحقیق

همبستگی

معیار همبستگی در آمار بیانگر شدت وابستگی دو متغیر را فارغ از اینکه متغیرها دارای چه ماهیتی باشند، یعنی درون‌زا باشند یا برون‌زا نشان می‌دهد. در جدول (۲) شدت وابستگی میزان مصرف برق با هریک از متغیرهای دما، تعداد مشترکین برق، قیمت برق، قیمت گاز و تولید ناخالص داخلی به قیمت واقعی به تفکیک سه اقلیم معمولی، سردسیر و گرمسیر آورده شده است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که این متغیرها دارای وابستگی شدیدی با مصرف برق هستند به جز قیمت برق سایر متغیرها همبستگی

مثبت با مصرف برق دارد. لازم به ذکر است که قیمت گاز طبیعی دارای همبستگی مثبت است که به طور تلویحی می‌توان پی به جانشین بودن این انرژی با انرژی الکتریسیته برد. این تحلیل توصیفی نشان می‌دهد که حضور این متغیرها در مدل تقاضای برق از اهمیت لازم برخوردارند و به درستی انتخاب شده‌اند.

ضریب همبستگی^۱، یکی از معیارهای مورد استفاده در تعیین همبستگی دو متغیر است. ضریب همبستگی شدت رابطه و همچنین نوع رابطه (مستقیم یا معکوس) را نشان می‌دهد. این ضریب بین ۱ تا -۱ است و در صورت عدم وجود رابطه بین دو متغیر، برابر صفر است. همبستگی بین دو متغیر تصادفی X و Y به صورت زیر تعریف می‌شود:

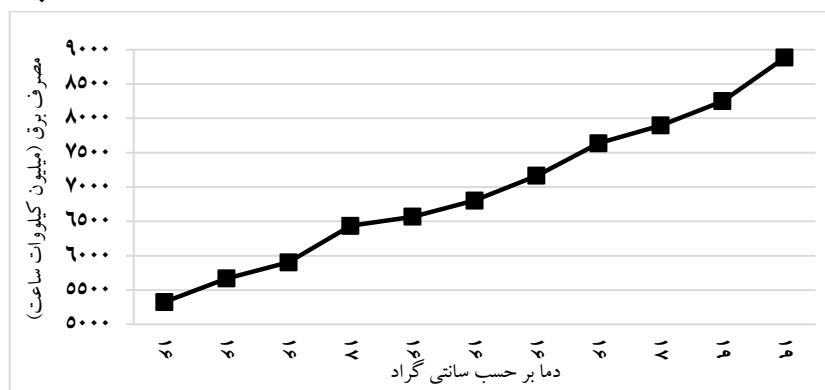
$$\rho_{x,y} = \frac{\text{Cov}(x,y)}{\delta_x \delta_y} \quad (9)$$

جدول ۲. همبستگی بین متغیر وابسته با متغیرهای مستقل

متغیرها	منطقه معمولی	منطقه سردسیر	منطقه گرمسیر
دما	۰.۸۰۷	۰.۷۶۷	۰.۷۴۶
تعداد مشترکین	۰.۹۹۲	۰.۹۸۸	۰.۹۵۱
قیمت برق	-۰.۸۹۲	-۰.۹۵۰	-۰.۹۱۳
قیمت گاز	۰.۷۸۳	۰.۷۲۷	۰.۷۵۶
تولید ناخالص داخلی به قیمت واقعی	۰.۸۵۱	۰.۸۷۷	۰.۸۴۱

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱ روند مصرف برق برحسب دما در ایران طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۶ را نشان می‌دهد. با توجه به این نمودار ذیل، میزان مصرف برق برحسب دما روند افزایشی داشته و به طوری که در سال ۱۳۹۶ نسبت به سال ۱۳۸۶، رقمی معادل ۹۸۱,۶۷ میلیون مگاوات بر ساعت (حدود ۶۶,۸۱ درصد) افزایش داشته است.



نمودار ۱. روند مصرف برق بر حسب دما در ایران از سال ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۶

بررسی مانایی متغیرهای تحقیق

با توجه به اینکه ماهیت پانل داده‌های تحقیق، برای سنجش مانایی از آزمون لین چاو (LLC) استفاده شده که نتایج آن در جدول ۳ گزارش شده است. براساس نتایج آزمون LLC همه متغیرها در سطح مانا هستند.

جدول ۳. نتایج آزمون مانایی متغیرها

آزمون / متغیر	مصرف برق (QE)	تولید ناخالص داخلی (GDP)	قیمت نسبی برق (pe)	قیمت نسبی گاز (po)	دما (tem)
احتمال اماره آزمون لین-چاو	۰.۰۰۴	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۴
نتیجه آزمون	پایا در سطح I(0)	پایا در سطح I(0)	پایا در سطح I(0)	پایا در سطح I(0)	پایا در سطح I(0)

منبع: یافته‌های تحقیق

*معنی داری در سطح اطمینان ۹۹ درصد را نشان می‌دهد.

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که با بررسی آماره آزمون لین-چاو، فرضیه صفر مبنی بر نامانایی متغیرها در سطح ۹۵٪ درصد رد می‌شود، لذا کلیه متغیرهای الگوها در سطح مانا هستند. با حصول اطمینان از مانایی متغیرها دیگر نیازی به انجام آزمون هم جمعی نیست. از این رو می‌توان نسبت به برآورد الگوها اقدام نمود.

آزمون اف - لیمر برای تشخیص مدل Pool یا Panel

برای انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و داده‌های تلفیقی از آماره‌ی اف - لیمر استفاده شده است. فرض صفر این آماره بیانگر انتخاب روش داده‌های تلفیقی و اولویت آن نسبت به داده‌های تابلویی است. در اینجا با توجه به نتیجه‌ی آماره F و احتمال

پذیرش آن که کوچک‌تر از ۰.۰۵ است فرض صفر رد می‌شود؛ به عبارتی ناهمگنی در ساختار کشورها وجود دارد. بنابراین می‌توان جهت برآورد از روش داده‌های تابلویی (پانل) استفاده کرد.

آزمون هاسمن^۱ برای تشخیص اثرات ثابت و تصادفی

پس از حصول اطمینان از برآورد مدل به صورت داده‌های تابلویی، مهم‌ترین سؤالی که مطرح می‌شود این است که اثرات مقطعی به صورت ثابت (وجود اثرات ثابت) هستند یا تصادفی (وجود اثرات تصادفی). به طور کلی برای تخمین مدل‌های داده‌های تابلویی، دو روش وجود دارد که عبارت‌اند از: روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی. تعیین آنکه در مورد یک نمونه از داده‌ها، کدامیک از این دو روش باید مورد استفاده قرار گیرد از طریق آزمون‌های خاص خود انجام می‌گیرد. یکی از رایج‌ترین این آزمون‌ها آزمون هاسمن است. فرضیه صفر آزمون هاسمن آن است که مدل دارای اثرات تصادفی است. آماره این آزمون نیز آماره کای دو (χ^2_2) است.

در این آزمون مقدار سطح احتمال معنی‌داری ۰.۷۴ به دست آمده و این بیشتر از پنج درصد است لذا فرضیه صفر مبنی بر کارا بودن تخمین‌زن‌های GLS یا وجود اثرات تصادفی رد نمی‌شود و مدل دارای اثرات تصادفی خواهد بود.

تصریح و برآورد مدل

با توجه به ادبیات نظری و مطالعات تجربی بیان شده، صورت کلی مدل رگرسیونی

به شکل ماتریسی به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} Y_t &= \rho WY_t + X_t\beta + U_t + \mu + \\ Y_t &\propto t_N \\ \mu &= \lambda WU_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (10)$$

که در آن Y بیانگر متغیر وابسته است که یک بردار $n * 1$ می‌باشد. در این تحقیق متغیر وابسته میزان مصرف برق به تفکیک استان‌ها برحسب میلیون کیلووات ساعت می‌باشد. ماتریس X حاوی متغیرهای توضیحی است که دارای ابعاد $n * k$ است. متغیرهای توضیحی شناسایی شده براساس ادبیات نظری و تجربی تولید ناخالص داخلی سرانه برحسب تعداد مشترکین، قیمت نسبی برق، قیمت نسبی گاز و دما است. W بیانگر ماتریس وزنی فضایی است که معمولاً ماتریس مجاورت مرتبه اول می‌باشد به این

1. Hausman

معنی که استان‌هایی که در مجاورت هم هستند عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر می‌گیرند. پارامتر ρ ضریب متغیر وابسته فضایی WY است و پارامتر β نشان‌دهنده تأثیر متغیرهای توضیحی بر متوسط متغیر وابسته زمانی که سایر متغیرهای توضیحی ثابت است. این مدل رگرسیونی اصطلاحاً مدل مختلط رگرسیون- خود رگرسیون فضایی نامیده می‌شود، بسته به اینکه ساختار وابستگی به چه شکلی باشد حالت‌های مختلفی به خود می‌گیرد. در این قسمت هشت مدل مختلف به تفکیک برحسب وارد کردن متغیرهای توضیحی در حالت‌های مختلف برآورد شده است که نتایج آن در جدول (۶) گزارش شده است.

جدول ۴. گزارش ضرایب برآورد شده هر یک از این مدل‌ها

متغیر	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶	مدل ۷	مدل ۸
Gdp	۴۵.۱۹	*** ۱۰.۸	*** ۴۶.۱	*** ۱۱۰.۴	۳۲.۱۷	* ۹۷.۴۴۱	۳۵.۵۴	*** ۱۰۲.۱۱
Pe	*** ۴.۸۹۹	*** ۶.۸۴	*** ۴.۲۸	*** ۶.۶۱۴				
Pg	۰.۲۰۱۵۴	-۰.۷۶۳			-۰.۱۶۳۱۴۹	-۰.۳۱۹۵۴		
Rpe					-۲۴۸۲.۵۳	-۱۲۶۰۵.۹۵	-۵۷۱.۶۲	-۱۲۱۱۵.۵
rpg			-۰.۵۲	-۱۲۵.۶۷			-۲۶۱.۸	۱۱.۷۹۶۶
Tem	*** ۷۲۹.۶		*** ۷۳۳.۵۸		*** ۷۷۱.۴۸		*** ۷۹۰.۵	

منبع: یافته‌های تحقیق

آزمون‌های مربوط به انتخاب مدل مناسب

در این قسمت هشت مدل مختلف به تفکیک تخمین زده شده است و سپس با معیار خطای پیش‌بینی ضریب نابرابری تایل مدل بهینه انتخاب شده است. در ادبیات اقتصادسنجی به منظور انتخاب مدل پیش‌بینی مناسب از معیارهای خطای پیش‌بینی مانند ضریب نابرابری تایل، میانگین مجذور مربع خطاها، میانگین مجذور مربع درصد خطاها و میانگین قدرمطلق درصد خطاها استفاده می‌شود در این مقاله از معیار ضریب نابرابری تایل استفاده شده است. هرچقدر ضریب نابرابری تایل کم‌تر باشد توان پیش‌بینی مدل بیشتر خواهد بود.

جدول ۵. معیارهای خطای پیش‌بینی

ضریب نابرابری تایل	مجذور میانگین مربع خطاها	میانگین قدرمطلق درصد خطاها
$\sqrt{\frac{1}{T} \sum (y_T^S - y_T^a)^2}$	$\sqrt{\frac{1}{T} \sum \left(\frac{y_T^S - y_T^a}{y_t^a} \right)^2}$	$\frac{1}{T} \sum \left \frac{y_T^S - y_T^a}{y_t^a} \right $

y_T^S مقدار پیش‌بینی شده و y_T^a مقدار واقعی می‌باشد

جدول ۶. خطای پیش‌بینی مدل براساس معیار ضریب نابرابری تایل

Tic	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶	مدل ۷	مدل ۸
	۱,۳۴۶	۱,۲۷	۱,۳۴۹	۱,۲۶۶	۱,۳۰	۱,۲۰	۰,۴۱۸	۱,۱۹

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به مقدار خطای پیش‌بینی، مدل هفتم که شامل متغیرهای مستقل تولید ناخالص داخلی سرانه، قیمت نسبی برق، قیمت نسبی گاز و دما می‌باشد مدل بهینه برای پیش‌بینی است.

مدل بهینه و انتخاب نوع مدل فضایی براساس آماره LR

برای استفاده از اقتصادسنجی فضایی ابتدا باید بررسی شود که آیا وابستگی فضایی بین داده‌ها وجود دارد یا خیر و برای این منظور وجود یا عدم وجود اثرات فضایی از طریق آزمون LR موردبررسی قرار می‌گیرد. در این آزمون فرضیه صفر بیانگر نبود خودهمبستگی فضایی است. اگر مقدار احتمال این آماره کم‌تر از پنج‌صدم باشد به معنای عدم پذیرش فرضیه صفر و به معنای وجود وابستگی فضایی است. همچنین به منظور روشن شدن شکل تصریح یکی از چهار مدل خودرگرسیون فضایی^۱، خط فضایی^۲، دوربین فضایی^۳ و مختلط فضایی^۴ آزمون LR استفاده می‌شود. این آزمون علاوه بر اینکه وابستگی فضایی را نشان می‌دهد، نوع مدل فضایی را نیز مشخص می‌کند. مقدار و میزان وابستگی فضایی با آماره Rho مشخص می‌گردد (ویتون، ۲۰۱۰). نتایج برآورد مدل بهینه با روش اقتصادسنجی فضایی در جدول (۹) گزارش شده است.

1. Spatial Autoregressive (SAR)
2. Spatial Error model (SEM)
3. Spatial Durbin Model (SDM)
4. Spatial Autocorrelation (SAC)

جدول ۷. نتایج آزمون‌های تشخیص فضایی برای ۲۸ استان کشور با استفاده از ماتریس مجاورت

مدل	مدل عمومی فضایی (SAC)	مدل دوربین فضایی (SDM)	مدل خطای فضایی (SEM)	مدل وقفه فضایی (SAR)
آزمون موران (MI)	-۰.۲۰۱۴ ***	-۰.۲۰۰۴ ***	-۰.۲۰۱۴ ***	-۰.۲۰۱۴ ***
جری سی (GC)	۱.۱۸۵۳ ***	۱.۱۹۱۱ ***	۱.۱۸۵۳ ***	۱.۱۸۵۳ ***
آزمون خطای موران	-۵.۱۷۴۷ ***	-۵.۰۸۱۴ ***	-۵.۱۷۴۷ ***	-۵.۱۷۴۷ ***
آماره خطای LM (برج)	۴۶۷۵,۲۶ ***	۲۵.۵۲۳۷ ***	۴۶۷۵,۲۶ ***	۴۶۷۵,۲۶ ***
آماره قوی خطای LM	۲۶.۴۴۸۰ ***	۲۵.۵۲۱۳ ***	۲۶.۴۴۸۰ ***	۲۶.۴۴۸۰ ***
آماره تأخیر LM (انسلین)	۰.۸۸۷۴ ***	۰.۹۶۱۱ ***	۰.۸۸۷۴ **	۰.۸۸۷۴ **
آماره قوی تأخیر LM	۹۸۰۹,۰ ***	۰.۹۹۸۹ ***	۹۸۰۹,۰ ***	۹۸۰۹,۰ ***
آزمون والد	۰.۰۹۷۷	۶۰.۹۲۳۴	۵۲.۴۹۱۵	۵۲.۹۶۵۵
آزمون F	۰.۰۲۴۴	۷.۶۱۵۴	۱۳.۱۲۲۹	۱۳.۲۴۱۴
P-Value > Chi2	۰.۹۹۸۸	۰۰۰,۰	۰۰۰,۰	۰۰۰,۰
P-Value > F	۰.۹۹۸۸	۰۰۰,۰	۰۰۰,۰	۰۰۰,۰

منبع: یافته‌های تحقیق

***سطح معنی‌داری در سطح ۹۹ درصد نشان می‌دهد، **سطح معنی‌داری در سطح ۹۵ درصد را نشان می‌دهد.

نتایج این آزمون نشان می‌دهد که فرضیه صفر (عدم خودهمبستگی فضایی) را برای مدل SAR نمی‌توان رد کرد. به عبارت دیگر نتایج آزمون LR برای ۲۸ استان کشور بیانگر وجود اثرات همسایگی این استان‌ها می‌باشد. همان‌طور که بیان گردید برای انتخاب بین مدل‌های SAR, SEM, SDM, SAC با توجه به اینکه مقدار آماره LR مدل SAR بیشترین مقدار را دارد و با توجه به اینکه سطح معنی‌داری آن کم‌تر از ۰.۰۵ می‌باشد، مدل فضایی SAR است.

جدول (۱۰) نتیجه برآورد فضایی مدل SAR را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود مقدار وابستگی فضایی با آماره Rho مشخص گردیده است که منفی و معنادار است و مقدار ۰,۵۹ را نشان می‌دهد. ضریب تولید ناخالص داخلی سرانه ۳۵,۵۴ برآورد شده است که به لحاظ آماری معنی‌دار و به لحاظ نظری دارای علامت

سازگاری است. یعنی رابطه درآمد و مصرف برق مثبت است. تفسیر این ضریب به این صورت است که با ثابت نگه داشتن سایر متغیرها چنانچه تولید ناخالص داخلی سرانه به اندازه یک واحد افزایش یابد مصرف برق به طور متوسط ۳۵,۵۴ واحد افزایش خواهد یافت. ضریب قیمت نسبی برق برابر ۵۷۱,۶- واحد برآورد شده است که سازگار با تئوری بوده و بیانگر این است که چنانچه قیمت های نسبی به اندازه یک واحد افزایش یابند میزان مصرف برق به اندازه ۵۷۱,۶۲ واحد به طور متوسط کاهش خواهد یافت. ضریب قیمت نسبی گاز ۲۶۱,۸۱- واحد برآورد شده است که سازگار با تئوری بوده و بیانگر این است که چنانچه قیمت نسبی گاز (به عنوان نماینده یکی از انرژی های جایگزین) به اندازه یک واحد افزایش یابد میزان مصرف برق به طور مطلق به اندازه ۲۶۱,۸۸ واحد کاهش خواهد یافت. ضریب دما ۷۹۱ واحد برآورد شده که سازگار با تئوری بوده و بیانگر این است که چنانچه دما به اندازه یک واحد افزایش یابد میزان مصرف برق به اندازه ۷۹۱ واحد به طور مطلق افزایش خواهد یافت.

با توجه به میانگین متغیرهای توضیحی که در جدول (۱) گزارش شده اند و در نظر گرفتن ضرایب برآورد شده، کشش خود قیمتی تقاضای برق، کشش قیمتی متقاطع تقاضا و کشش درآمدی تقاضا به ترتیب (۰,۰۸-)، (۰,۶۵-) و (۰,۱۲) خواهد بود.

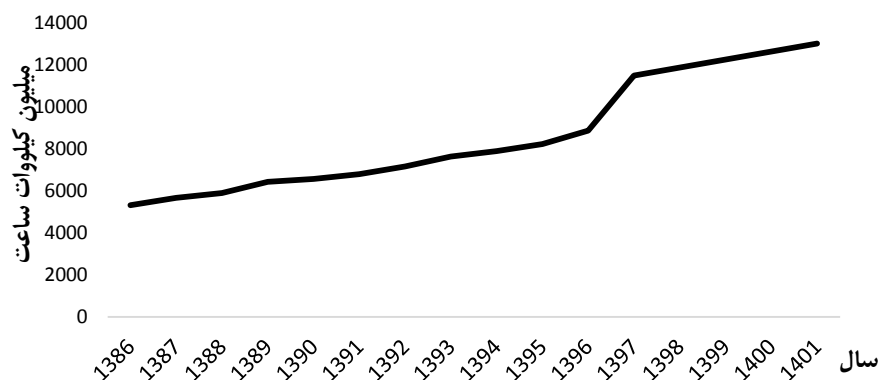
جدول ۸. نتیجه برآورد فضایی مدل SAR

متغیر/مدل	SAR	SEM	SDM	SAC
ضرایب	-۲۱۷۸.۱۰۱ (۰.۵۳۱)	-۴۰۶۵.۲۰۷ ۰.۱۲۶	-۵۰۸۴.۹۹۴ ۰.۲۹	-۲۹۲۰.۴۶۹ ۰.۳۹۳
تولید ناخالص داخلی (GDP)	۳۵.۵۴۹۲	۲۰.۸۲۹۶۲	۷۵.۷۴۲۵۸	۳۰.۶۱۸۰۸
قیمت نسبی برق (RPE)	-۵۷۱.۶۲۲۶	۵۸۵.۰۳۵	-۴۱۳۵.۶۲۹	-۲۰۴.۰۷۲۹
قیمت گاز (RPG)	-۲۶۱.۸۸۱۶ **	-۳۰۱.۲۷۶۱	-۲۰۰.۲۷۳۷	-۲۸۵.۴۸۷۴ **
دما (TEM)	۷۹۱.۰۵۰۶ ***	۶۴۰.۱۶۴ ***	۸۲۶.۸۰۹۴ ***	۷۸۹.۷۷۸۴ ***
ضریب تأخیر فضایی متغیر وابسته rho(p)	-۰.۵۹۷ ***			

منبع: یافته های تحقیق

*** معنی داری در سطح اطمینان ۹۹ درصد را نشان می دهد. ** معنی داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد را نشان می دهد.

به عبارت دیگر تقاضای برق نسبت به تغییرات قیمت برق و قیمت گاز طبیعی و درآمد دارای حساسیت کمتری (کم کشش) بوده ولی نسبت به تغییرات دما از حساسیت بالاتری (با کشش) برخوردار است و با توجه به کشش قیمتی برق نسبت به تغییرات گاز طبیعی می توان عنوان کرد که انرژی برق و گاز طبیعی نسبت به هم کالای جانشین هستند و هم چنین براساس کشش درآمدی برق یک کالای نرمال ضروری محسوب می شود. مقادیر پیش بینی شده تقاضای برق در جدول (۱۱) و نمودار (۳) ارائه شده است. نتایج حاکی از روند افزایشی تقاضای کل برق است. مقادیر پیش بینی شده به ترتیب برای سال های ۱۳۹۶، ۱۳۹۷، ۱۳۹۸، ۱۳۹۹، ۱۴۰۰ و ۱۴۰۱ به ترتیب برابر با ۱۱۴۹۶، ۱۱۸۸۲، ۱۲۲۷۰، ۱۲۶۵۰ و ۱۳۰۲۵ میلیون کیووات ساعت به دست آمد.



منبع: یافته های تحقیق

نمودار ۳. روند مصرف برق از سال ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۱

۶- جمع بندی، نتیجه گیری و ارائه پیشنهادها

با افزایش تقاضای برق در سطح جهانی، حساسیت نسبت به برنامه ریزی دقیق مربوط به آن در حال افزایش است. بنابراین، تلاش برای پیش بینی دقیق مصرف برق، کانون توجه سیاست گذاران اقتصادی قرار گرفته است. تقاضای برق بستگی به مجموعه ای از متغیرهای مختلف اعم از جمعیت، درآمد و آب و هوا و ... دارد.

هدف از این مقاله، پیش بینی تقاضای کلی برق براساس داده های استانی کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۶ با استفاده از مدل اقتصادسنجی فضایی است. براساس نتایج مدل اقتصادسنجی فضایی نتیجه آماره LR نشان دهنده این است که وابستگی فضایی

بین داده‌ها وجود دارد و در نتیجه روش تخمین مناسب دیگر اقتصادسنجی معمول نخواهد بود و روش تخمین مناسب اقتصادسنجی فضایی به کمک ماتریس وزنی همبستگی فضایی می‌باشد. نتایج نشان داد که مدل فضایی SAR مناسب‌ترین مدل از بین مدل‌های موجود است. برای بررسی مانایی از آزمون لین-چاو استفاده شده که نتایج حاکی از مانا بودن همه متغیرها در سطح صفر می‌باشند. کشش درآمدی مثبت ۰.۱۱ درصد، کشش قیمت برق ۰.۰۶- که منفی و البته به معنای کم‌کشش بودن قیمت برق به مصرف آن است به همین دلیل نمی‌توان با سیاست‌های قیمتی، مصرف انرژی را تحت تأثیر قرار داد. دلیل اصلی این امر، نبود جانشین مناسب برای حامل‌های انرژی مورد مطالعه و ضروری بودن این کالا است، کشش متقاطع ۰.۰۸- که منفی و به معنای اینکه بین قیمت گاز و قیمت برق جانشینی بسیار کمی وجود دارد، زیرا جانشینی مصرف گاز به جای برق مستلزم صرف سرمایه‌گذاری‌های کلان در سطح ملی، تجهیزات مصرفی و ... است، بنابراین تغییر الگوی مصرف نیازمند هزینه‌های بسیاری می‌باشد، به همین دلیل کشش آن نیز همان‌گونه که انتظار می‌رفت بسیار کوچک باشد. کشش دما ۱.۹ مثبت به دست آمد به معنای اینکه در کشور ایران آب‌وهوای گرم بیشترین عامل برای مصرف برق است. همچنین مقدار مصرف برق تا ۱۴۰۱ پیش‌بینی گردید که انتظار می‌رود به ۱۴۸۹۳,۷۲۰ میلیون کیلووات ساعت خواهد رسید.

پیش‌بینی مصرف برق برای دوره‌های زمانی ۱۴۰۱-۱۳۹۷ حکایت از روند افزایشی مصرف برق را دارد. با توجه به اینکه این مطالعه حاضر از بعد تقاضا مسئله را مورد بررسی قرار داده است، لذا به ارائه راهکارهای مرتبط با مدیریت طرف تقاضا می‌پردازد. در مدیریت طرف تقاضا راهکارها یا راهکارهای قیمتی هستند یا راهکارهای غیر قیمتی. براساس راهکارهای قیمتی با توجه به نتایج مدل که حاکی از پایین بودن کشش قیمتی تقاضای برق دارد، لذا افزایش قیمت برق نمی‌تواند در کنترل مصرف آن نقش چندانی داشته باشد به جز آنکه بار تورمی در جامعه ایجاد کند. به نظر می‌رسد دولت باید از طریق کانال غیر قیمتی مانند تشویق و یا حتی تنبیه مصرف‌کنندگان بخش‌های مختلف مانند اینکه اگر کم‌تر از مقدار خاصی مصرف داشته باشند سوبسید به آن‌ها در پرداخت هزینه برق خواهد گرفت؛ و اما در بلندمدت باید از طریق آموزش و ایجاد فرهنگ صرفه‌جویی در خانوارها و استفاده از کنتورهای چند تعرفه‌ای، به مرور زمان جلو رشد

نامطلوب مصرف برق گرفته شود. با توجه به اینکه مطالعه تقاضای کل انرژی را مورد بررسی قرار داده است لذا نمی توان برای همه بخش های اقتصادی مانند بخش خانگی، بخش کشاورزی و بخش صنعت راهکارهای یکسانی ارائه داد و باید برای هر بخش مطالعه جامعی صورت گیرد. به عنوان مثال شاید در کوتاه مدت بتوان از طریق افزایش قیمت مصرف برق را کاهش داد ولی می توان در بلندمدت با تأمین منابع مالی مبالغ به دست آمده از حمل افزایش قیمت برق تکنولوژی وسایل انرژی بر را افزایش داد تا انرژی کمتری را استفاده کنند تا از این طریق تقاضا برای انرژی کاهش یابد. لذا پیشنهاد می شود سیاست گذاران هنگام سیاست گذاری به تمامی ابعاد مسئله توجه کنند، مثلاً صرفاً به این اثرات کوتاه مدت افزایش قیمت برق توجه نکنند بلکه اثرات بلندمدت آن را نیز در نظر بگیرند و ابعاد آن را در محاسبات لحاظ نمایند و اثرات هر بخش اقتصادی را جداگانه ببینند.

منابع

- استیونس، پل (۲۰۰۰)، *اقتصاد انرژی*، مترجمین طاهری فرد، علی؛ حسینی، جعفر و دهنوی، جلال (۱۳۹۷). تهران، انتشارات امام صادق، چاپ دوم.
- پژویان، جمشید و محمدی، تیمور (۱۳۷۹)، قیمت گذاری بهینه رمزی برای صنعت برق ایران، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، ۲(۶)، ۳۹-۶۲.
- توان، محسن؛ حاجیانی، پرویز و پارسا، حجت (۱۳۹۶)، تخمین توابع تقاضای برق در بخش های تولیدی و غیرتولیدی ایران، چهارمین کنفرانس بین المللی برنامه ریزی و مدیریت محیط زیست.
- مجدزاده مطهره السادات (۱۳۹۴). بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای انرژی در ایران و رتبه بندی سهم هریک از آنها مبتنی بر رویکرد میانگین گیری بیزی. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*؛ ۱۱ (۴۴): ۱۲۵-۱۵۲.
- مروتی شریف آبادی علی، حاتمی منش مهدی، بنی فاطمه علی محمد، کشاورز مهناز (۱۳۹۳). بهبود پیش بینی تقاضای برق با استفاده از طراحی آزمایشات تاگوچی. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*؛ ۱۰ (۴۱): ۱۷۵-۱۹۳.

وحید، وحید و تفرشی، عادل (۱۳۹۶). پیش‌بینی میزان مصرف برق جهت مدیریت و بهینه‌سازی آن با استفاده از روش‌های داده کاوی، دومین کنفرانس ملی معماری و انرژی با رویکرد حفاظت محیط‌زیست و بهره‌گیری از انرژی‌های طبیعی، کاشان.

یعقوبی، زهره و پریا سلیمانی (۱۳۹۷)، پیش‌بینی نیاز مصرف شبکه برق ایران با استفاده از روش ترکیبی بردار پشتیبان و الگوریتم بهینه‌سازی مگس میوه، نشریه مهندسی صنایع / دانشکده فنی دانشگاه تهران، ۵۲ (۳)، ۴۰۵-۴۲۰.

Armstrong, J. S. (Ed.). (2001). *Principles of forecasting: a handbook for researchers and practitioners* (Vol. 30). Springer Science & Business Media.

Chabouni, N., Belarbi, Y., & Benhassine, W. (2020). Electricity load dynamics, temperature and seasonality Nexus I n Algeria. *Energy*, 200, 1-14

Craig, P. P., Gadgil, A., & Koomey, J. G. (2002). What can history teach us? A retrospective examination of long-term energy forecasts for the United States. *Annual Review of Energy and the Environment*, 27(1), 83-118.

Damm, A.; Koberl, J.; Pretenthaler, F.; Rogler, N. and Christoph, T. (2017). Impacts of +2°C global Warming on Electricity Demand in Europe, *Climate Services*, 7: 12-30.

Elhorst, J. P. (2003). Specification and estimation of spatial panel data models. *International regional science review*, 26(3), 244-268.

Elhorst, JP (2014). *Spatial Econometrics from Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Springer briefs in regional science.

Lesage, J(1999). *Spatial Econometrics* Department of Economics University of Toledo.

Mousavi, M. H., & Ghavidel, S. (2019). Structural time series model for energy demand in Iran's transportation sector. *Case Studies on Transport Policy*, 7(2), 423-432.

Pindyck, R. S. (1979). Interfuel substitution and the industrial demand for energy: an international comparison. *The Review of Economics and Statistics*, 169-179.

Viton, P.A. (2010). Notes on spatial econometric models City and regional planning. 870(03) 9-10.

Weyman-Jones, T. G. (1986). *The economics of energy policy*. Gower.

Worrell, E., Laitner, J. A., Ruth, M., & Finman, H. (2003). Productivity benefits of industrial energy efficiency measures. *Energy*, 28(11), 1081-1098.

Xie, w., Ze Wu, W., Liu, C., & Zhao, J. (2020). Forecasting annual electricity consumption China by employing a conformable fractional grey odel in opposite direction. *Energy*, 1-30.

www.amar.org.ir

www.cbi.ir

www.tavanir.org.ir

www.weather.ir

Total Electricity Demand Modeling: An Application of Spatial Panel Econometric Method

Mir Hossein Mousavi^{1*}, Jalal Dehnavi², Elahe Shateri³

1. Associate Professor of Economics, Alzahra Univ., Tehran, Iran,
hmousavi@alzahra.ac.ir

2. Associate Professor of Economics, Alzahra Univ., Tehran, Iran,
Jdehnavi@alzahra.ac.ir

3. Master in Economics, Alzahra Univ., Tehran, Iran,
elaheshateri5@gmail.com

Received: 2020/06/06 Accepted: 2021/01/06

Abstract

This paper aims to model total electricity demand (incremental) in order to estimate price and income elasticities using provincial data and the spatial panel data method. Electricity demand at the province level is influenced by climatic zones, which can be divided into temperate, cold and sub-tropical. This paper uses time series data for electricity demand in Iran's 28 provinces, taking into account climatic factors as well as income and price elasticities. We use Elhorst methodology and likelihood-ratio test to compare spatial patterns in order to select the best method compatible with the theoretical model. The results indicate a price elasticity of electricity demand (-0.08), cross elasticity of electricity demand (-0.6565), income elasticity (0.11) and elasticity of demand to temperature changes (1.9). In other words, electricity demand is minimally sensitive to changes in electricity prices and natural gas prices and income, but sensitive to changes in temperature (elastic). Our cross elasticities and income elasticity indicate that electricity and natural gas are substitutes for each other and can be considered essential goods based on their income elasticity.

JEL Classification: C23, Q47, Q41, C33

Keywords: Aggregation Demand, Electricity, Panel Data, Spatial Econometrics, Alhorst Methodology

*. Corresponding Author