فصلنامهٔ سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا(س)
سال چهارم، شمارهٔ ۱۰، بهار ۱۳۹۵

برآورد تابع تقاضای برق خانگی دارای پارامتر متغیر طی زمان (TVP) رهیافت فضا-حالت[۱]

تیمور محمدی[۲]، مرتضی خورسندی[۳]
و شهاب‌الدین فولادی مقدم[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۹/۲۹
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۲/۱۰

چکیده

کشش‌های قیمتی، متقاطع و درآمدی تقاضای برق، مبنایی بسیار مهم برای سیاستگذاری و پیش‌بینی هستند. مطالعات انجام‌شده، عموماً این کمیت‌های مهم اقتصادی را طی زمان ثابت فرض کرده‌اند، درحالی‌که پارامترهای مولد این کمیت‌ها ممکن است طی زمان بی‌ثبات باشند. در این صورت، کشش‌های محاسبه‌شده به دلیل خطای تصریح[۵]، اریب‌دار و ناسازگار خواهند بود. در این مقاله، تلاش شده ضمن اجرای آزمون هانسن[۶] در رد ثبات پارامترها، به روش فیلتر کالمن در قالب مدل فضا-

---

۱. شناسه دیجیتال (DOI): 10.22051/edp.2017.13701.1073
۲. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی؛ atmahmadi@gmail.com
۳. استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی؛ mkhorsandi57@yahoo.com
۴. دانشجوی کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی (نویسنده مسئول)؛ shahab.fuladi@gmail.com

5. Misspecification
6. Hansen Test

حالت، کشش‌های قیمتی، درآمدی، دما و متقاطع تقاضا ارائه شود؛ بنابراین، ضمن رفع آسیب‌های مدل‌های رایج، به تخمین کشش‌های تقاضا می‌پردازیم. کشش‌های تابع تقاضای برق خانگی در ایران برای سال‌های ۹۰-۱۳۴۹ برآورد شده‌اند. داده‌های استفاده شده در این مقاله، عبارتند از: مصرف برق سرانه، قیمت واقعی برق، درآمد سرانه، دما و قیمت واقعی بنزین به عنوان نماینده انرژی‌های جانشین برای برق در بخش خانگی. نتایج نشان می‌دهد کشش‌های قیمتی، درآمدی و دما برای تقاضای برق خانگی در طول زمان در حال تغییر هستند (TVP[1]). همچنین می‌توان بعضی جهش‌ها را در این کشش‌ها در طول زمان مشاهده کرد؛ به‌طوری‌که قدر مطلق کشش قیمتی در سال ۵۸ جهش افزایشی داشته که می‌تواند ناشی از افزایش درآمدهای نفتی و افزایش تقاضا باشد و در دوران جنگ نیز مجدداً می‌توان فشار روی تقاضا را مشاهده کرد. کشش درآمدی نیز ابتدا در سال ۵۲ یک جهش افزایشی داشته و بعد از آن، کاهش یافته و به روند باثبات‌تری رسیده است. و همین طور کشش دما نیز از سال ۵۸ به بعد، یک جهش به سمت بالا را تجربه کرده است.

واژگان کلیدی: فضا- حالت، تقاضای برق، سری زمانی
طبقه‌بندی JEL: Q410

۱. مقدمه

در تقاضای برق، به علت تغییر سیاست‌ها و تغییر قیمت برق در طول زمان، این امکان به وجود می‌آید که روابط بین مصرف برق و سایر متغیرها در طول زمان در حال تغییر باشند، و این در حالی است که عمده مطالعات در این زمینه، این پارامترها را در طول زمان ثابت فرض کرده‌اند. نمی‌شود انتظار داشت که همواره پارامترها در مدل‌های اقتصادسنجی ثابت باشند، بخصوص در زمینه مطالعاتی که داده‌های آن دارای شکست‌های ساختاری[2] ناشی از جنگ و شوک‌های قیمتی (تغییر به صورت یک بار برای همیشه) و یا داده‌هایی که دارای تغییرات تدریجی ناشی از سیاست‌های اقتصادی

1. Time Varying Parameter
2. Structural Break

اعمال‌شده در طول زمان هستند، احتمال اینکه ضرایب تحت تأثیر این تغییرات ساختاری قرار بگیرند، بسیار است. تئوری‌های اقتصادی نشان می‌دهند که بسیاری از رابطه‌هایی که سری‌های زمانی[1] در اقتصادسنجی تجربه می‌کنند (مانند تقاضای پول، تقاضای انرژی و تورم) ممکن است در طول زمان در حال تغییر باشند؛ درحالی‌که ثابت در نظر گرفتن این روابط، باعث می‌شود که پارامترها به دلیل خطای تصریح از نوع ثابت گرفتن ضرایب متغیر، اریب‌دار و ناسازگار تخمین زده شوند و در ادامه به دلیل ضرایب نادرست، تصمیم‌گیری و سیاستگذاری و همین‌طور پیش‌بینی‌ها بر مبنای اطلاعات نادرست صورت گرفته است. پس فهم و شناخت تغییر پارامترها در طول زمان نه تنها برای پیش‌بینی اقتصادی مهم است بلکه برای سیاستگذاری و داشتن اطلاعات درست، بسیار حیاتی است. در بسیاری از مطالعات، تغییر به رژیم جدید ممکن است به صورت تدریجی باشد و شناسایی آن سخت‌تر. از این رو، برای شناسایی بی‌ثباتی پارامترها[2] از آزمون هانسن (هانسن، ۱۹۹۲) استفاده می‌شود. برای این منظور، ابتدا باید حداقل مربعات اصلاح شده (FMOLS) را تخمین زد. این تخمین برای شناخت تغییرات، هیچ‌گونه نیازی به فرض اولیه در رابطه با تاریخ تغییرات ساختاری ندارد. در نهایت، روش فیلتر کالمن در قالب مدل فضا- حالت، نه تنها شکست‌ها را در طول زمان مشخص می‌کند بلکه با این روش می‌توان روند ضرایب در طول زمان را در مواجهه با تغییرات ساختاری مشاهده کرد.

یکی از مهم‌ترین مسائل در بحث برنامه‌ریزی در بخش برق، شناخت و فهم درست تقاضای برق است. هدف از تدوین این مقاله، پر کردن یک جای خالی مهم در ادبیات بازار برق در ایران بوده است. در مطالعات گذشته، عمدتاً به جایگاه قیمت و درآمد در تقاضای برق توجه شده است؛ اما منظور از انجام این مطالعه، نزدیک‌تر کردن تابع تقاضای برق به واقعیت بوده، به طوری که سایر عوامل اثرگذار را نیز مورد توجه قرار می دهیم. برای پر کردن این جای خالی نشان داده شده که حساسیت مصرف برق نسبت به افزایش قیمت، در تمام سالهای مورد مطالعه در حال تغییر است، به این معنی که کشش قیمتی تقاضای برق خانگی در طول زمان تغییر می‌کند. همچنین نشان می‌دهیم که در مورد درآمد و دما نیز می‌توان ادعای مشابه با کشش قیمتی را داشت.

1. Time series
2. Unstable parameters

بنابراین، مقاله به تخمین کشش‌های قیمت- درآمد- دمای تقاضای برق خانگی در دوره ۹۰-۱۳۴۹ با استفاده از روش فیلتر کالمن می‌پردازد که در طول زمان تغییر می‌کنند.

در ادامه مقاله در بخش دوم، خلاصه‌ای از مطالعات داخلی و بین‌المللی در مورد تخمین تابع تقاضای برق خانگی، در بخش سوم، روش فیلتر کالمن و داده‌های مورد استفاده ارائه خواهد شد و در بخش چهارم، نتایج تجربی، در بخش پنجم، بررسی نتایج و در بخش ششم، نتیجه‌گیری کلی ارائه می‌شود.

۲. ادبیات موضوع و متدولوژی

مطالعات انجام شده در مورد تقاضای برق بسیار زیاد است، که دلایل بسیار مهمی دارد؛ از جمله اینکه تولید برق بخصوص از طریق سوخت‌های فسیلی، عواقب منفی زیست محیطی بسیاری دارد و از طرفی، نگرانی‌های بسیار جدی در مورد کمبود انرژی در جهان نیز احساس می شود. بنابراین، مطالعه بر روی تقاضای برق و شناخت عوامل تأثیرگذار بر روی آن برای همه کشورها، چه توسعه یافته و چه در حال توسعه، بسیار حیاتی است.

مدل‌های اقتصاد سنجی که تقاضای برق را با آن تخمین زده‌اند، دارای طیف گسترده‌ای هستند و یکی از مناسب‌ترین آنها رویکرد فضا- حالت[1] است. در جدول زیر، بعضی از مطالعات بین‌المللی و داخلی انجام‌شده بر روی تقاضای برق و همچنین روش‌های مورد استفاده، سالهای مورد مطالعه و نتایج به دست آمده، نشان داده شده است.

جدول ۱. مطالعات انجام‌شده

نویسنده	کشور	دوره (سال‌های) مطالعه	روش	نتایج
تامای و همکاران[2] (۲۰۱۵)	لسوتو	۱۹۹۵-۲۰۱۲	Kalman filter	کشش قیمتی ۰/۱۱۳- و کشش درآمدی ۱/۰۰۹
رومرو جوردن و همکاران[1]	اسپانیا	۱۹۹۸-۲۰۰۲	Panel data model	کشش قیمتی ۰/۳۷- و کشش درآمدی

1. State space model
2. Thamae, *et al.*

نویسنده	کشور	دوره (سال‌های) مطالعه	روش	نتایج
(۲۰۱۴)				۰/۴۳
آریسوی و ازتراک[2] (۲۰۱۴)	ترکیه	۱۹۶۰-۲۰۰۸	Kalman filter	کشش قیمتی ۰/۰۲۲۳- و کشش درآمدی ۰/۹۹۵
گوانگرانگ و یانجون[3] (۲۰۱۱)	چین	۱۹۹۱-۲۰۰۲	Kalman filter	ضرایب در طول زمان در حال تغییر هستند.
انگلسی- لاتز[4] (۲۰۱۱)	آفریقا	۱۹۸۰-۲۰۰۵	Kalman filter	کشش قیمتی ۰/۷۵- و کشش درآمدی ۰/۷۹
چادری[5] (۲۰۱۰)	پاکستان	۱۹۹۸-۲۰۰۸	Panel data-Fixed effects model	کشش قیمتی ۰/۵۷- و کشش درآمدی ۰/۶۹
کارلوس و همکاران[6] (۲۰۰۹)	برزیل	۲۰۰۱-۲۰۰۹	VECM, TVP-ECM, Kalman filter	پارامترها در طول زمان تغییر نمی کنند
لطفعلی و همکاران (۱۳۹۴)	ایران	۱۳۶۶-۱۳۹۰	STSM	کشش قیمتی تقاضا در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۹۸۰- و ۰/۳۰۶-
محمدی و همکاران (۱۳۹۳)	ایران	۱۳۵۳-۱۳۹۲	Structural time series	کشش قیمتی ۰/۱- و کشش درآمدی ۰/۲۵
اسماعیل‌نیا و همکاران(۱۳۹۲)	ایران	۱۳۴۷-۱۳۹۲	Kalman filter	کشش قیمتی ۰/۸۹- و کشش درآمدی ۰/۵۸
جلایی و همکاران (۱۳۹۲)	ایران	۱۳۸۱-۱۳۸۸	Panel data model Fixed Effects	کشش قیمتی تقاضا ۰/۱۶-

1. Romero- Jordan, *et al.*
2. Arisoy & Ozturk
3. Guangrong &Yanjun
4. Inglesi Lotz
5. Chaudhry
6. Carlos, *et al.*

مطالعات انجام‌شده بر روی تابع تقاضا، عمدتاً دارای یک پیش فرض اساسی بوده که پارامترها اساساً در طول زمان تغییر نمی‌کنند و ثابت هستند و یا فقط به متغیرهای محدودی توجه شده است؛ اما برای به دست آوردن ضرایب قابل اتّکاتر برای تابع تقاضا، از ضرایب زمان- متغیر بر اساس فیلتر کالمن استفاده و همین طور متغیرهای بیشتری در مدل وارد شده است.

فیلتر کالمن، یک الگوریتم بازگشتی کارآمد در ادبیات اقتصادسنجی است که می‌تواند با کمک معادلات ریاضی و الگوریتم‌های کاربردی، معادلات پیش‌بینی را با تخمین متغیرهای حالت، بهینه کرده و خطا را به حداقل رساند و در نهایت، ضرایب را سازگار[1] و ناریب[2] و البته کارا[3] تخمین می‌زند. فیلتر کالمن بر اساس دستگاه معادلات فضا- حالت تنظیم می شود که یکی از روش‌های نسبتاً جدید در حوزه اقتصادسنجی و تحلیل‌های سری زمانی است (حیدری و صالحیان، ۱۳۹۱).

همچنین انتظار می‌رود در صورت ثبات پارامترها، روش فیلتر کالمن با روش حداقل مربعات، دارای نتایج یکسانی باشند که البته در صورت وجود پارامترهای ناپایدار، فیلتر کالمن بر روش حداقل مربعات برتری پیدا می‌کند (انگلسی- لاتز[4]، ۲۰۱۱). بنابراین، قبل از تصمیم‌گیری به انتخاب مناسب‌ترین روش برای هدف این مقاله، نیاز داریم تا امکان وجود پارامترهای ناپایدار در مدل خود را ثابت کنیم. برای این منظور از آزمون هانسن استفاده می‌کنیم که فرضیه صفر[5] آن، پایداری پارامترها را تأیید می‌کند. عملکرد این آزمون فرضیه، پارامترهای زمان- متغیر کشش‌های قیمتی- درآمدی- دما را قبل از برآورد آنها رد یا تأیید می‌کند.

۳. کالمن فیلتر و مدل نظری

روش کالمن فیلتر به مدل فضا- حالت متکی است که در اصل در علوم مهندسی و شیمی مورد استفاده قرار می‌گرفت. از سال ۱۹۸۸ میلادی محققان شروع به استفاده از این تکنیک در مورد مسائل اقتصادی کردند. به طور کلی، فیلتر کالمن متکی بر مدل فضا- حالت برای دو نوع از مدل‌ها به کار می‌رود، که یکی مدل‌های با اجزاء غیرقابل

1. Consistent
2. Unbiased
3. Efficient
4. Inglesi-lotz
5. Null hypothesis

مشاهده[1] و دیگری، مدل‌های دارای پارامتر متغیر در زمان است. در این مطالعه، از مدل فضا- حالت با پارامترهای تصادفی متغیر در زمان، برای تخمین یک رگرسیون خطی که ضرایب آن نشان دهنده کشش‌های قیمتی، درآمدی و دما هستند، استفاده گردیده است.

برای تخمین تابع تقاضا، ابتدا باید به تعریف سیستم معادلات فضا- حالت بپردازیم؛ که بر این اساس، دارای دو معادله زیر خواهیم بود (همیلتون[2] ، ۱۹۹۴):

$$Y_t = AX_t + H\xi_t + w_t \qquad (۱)$$

$$\xi_{t+1} = F\xi_t + v_{t+1} \qquad (۲)$$

در اینجا A ، H و F ماتریس حاوی پارامترها هستند که به ترتیب (n×k)، (n×r) و (r×r) بعدی هستند. معادله (۱) به معادله مشاهده معروف است، در این معادله، X_t یک بردار (k×1) بوده که متغیرهای برونزا (قیمت، درآمد، دما، قیمت کالای جانشین و ...) یا از پیش تعیین شده را شامل می‌شود. و همین‌طور بردار Y یک بردار (n×1) است و در نقش متغیر وابسته است که در اینجا همان مصرف برق می‌باشد.

بردار ξ_t، (r×1) است که حاوی جزء غیرقابل مشاهده و یا همان متغیر حالت می‌باشد. معادله شماره (۲) که تعیین‌کننده الگوی متغیر حالت می‌باشد، به معادله حالت معروف است. هر دو معادله، دارای اجزای اخلال، به ترتیب w_t و v_t هستند که هر یک از هم مستقل بوده و هم توزیع نیز می‌باشند.

$$v_t \sim N(0, Q) \qquad (۳)$$

$$w_t \sim N(0, R)$$

در اینجا Q و R نیز به ترتیب (r×r) و (n×n) هستند. همین طور باید گفت اجزاء اخلال معادله مشاهده و حالت نسبت به وقفه‌های خود نیز ناهمبسته هستند.

$$E(v_t, w_s) = 0 \qquad (۴)$$

روش فیلتر کالمن یک الگوریتم بازگشتی برای محاسبه پیش‌بینی‌های حداقل مربعات خطی با استفاده از داده‌های مشاهده شده در دوره‌های گذشته است.

$$\hat{\xi}_{t+1|t} = E\left(\zeta_{t+1} \middle| \zeta_1\right)$$

$$\xi_t = (Y_t', Y_{t-1}', ..., Y_1', X_t', X_{t-1}', ..., X_1')' \qquad (۵)$$

1. Unobservable component model
2. Hamilton

این پیش‌بینی‌ها به صورت بازگشتی محاسبه می‌شود و در هر مرحله MSE تخمین نیز قابل محاسبه خواهد بود.

$$\hat{\xi}_{1|0} \to \hat{\xi}_{2|1} \to ... \to \hat{\xi}_{t|t-1}$$
$$\rho_{1|0} \to \rho_{2|1} \to ... \to \rho_{t|t-1} \qquad (۶)$$

نقطه شروع برای پیش بینی چنین الگوریتمی $\xi_{1|0}$ و $\rho_{1|0}$ خواهد بود.

$$\xi_{1|0} = \mathrm{E}(\xi_1) \qquad (۷)$$

$$\rho_{1|0} = \mathrm{E}[(\xi_t - \mathrm{E}(\xi_t))(\xi_t - \mathrm{E}(\xi_t))'] \qquad (۸)$$

تابع تقاضا یکی از مهم‌ترین مفاهیم در ادبیات اقتصاد خرد است که با استفاده از آن می‌توان به تعیین روابط بین متغیرهای اقتصادی پرداخت. از طریق تابع تقاضا می‌توان به چگونگی سیاست تغییر قیمت‌ها بر روی تقاضای آن کالا پی برد. به طور کلی، شکل تابع تقاضا به صورت زیر است.

$$Q_e = Q_e(\frac{p_e}{p}, \frac{p_s}{p}, \frac{I}{p}, Z) \qquad (۹)$$

که در آن Q_e بیانگر مصرف برق و p_e قیمت برق و اندیس s نیز برای قیمت انرژی‌های جانشین و I درآمد مصرف‌کنندگان و Z شامل سایر عوامی تأثیرگذار در تقاضای برق می‌باشد و در نهایت p بر شاخص قیمت سایر کالاها دلالت دارد.

تقاضای برق برای یک کالا به قیمت آن کالا، درآمد مصرف‌کننده، قیمت کالاهای مکمل و جانشین و سایر عوامل دیگر مانند دما بستگی دارد. لازم به ذکر است که یکی از مهم‌ترین مسائل در بررسی تقاضا، شناخت کشش‌ها است که به کمک آنها می‌توان مشخص کرد با یک درصد تغییر در عوامل فوق، تقاضا به چه میزان تغییر خواهد کرد. کشش‌های برآورد شده در این مطالعه، عبارتند از کشش قیمتی تقاضا، کشش درآمدی و کشش متقاطع و کشش دما، که به صورت زیر ارائه گردیده است.

$$E_p = \frac{\%\Delta q}{\%\Delta p}$$
$$E_I = \frac{\%\Delta q}{\%\Delta I}$$
$$E_{x,y} = \frac{\%\Delta q_x}{\%\Delta p_y}$$

در بیشتر مطالعات خارجی صورت گرفته در تخمین تقاضا به روش فیلتر کالمن، شکل عمومی تابع تقاضا به صورت تابع کاب- داگلاس در نظر گرفته شده است و بر همین اساس ما نیز بر طبق (انگلسی-لاتز، ۲۰۱۱) تابع تقاضای برق را به صورت یک تابع کاب- داگلاس[1] در نظر می‌گیریم که با لگاریتم گرفتن از آن، ضرایب تخمین زده شده به شکل کشش، تولید می‌شود.

$$\ln(e_t) = \alpha_t \ln(p_t) + \beta_t \ln(y_t) + \sigma_t \ln(petrol_t) + p_t \ln(tem_t) + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

در این معادله برای توضیح مصرف برق از متغیرهای قیمت برق- درآمد- قیمت بنزین- دما استفاده شده است؛ به طوری که e مصرف سرانه برق، p قیمت واقعی برق، y درآمد سرانه در ایران، Tem میانگین دمای سالانه در ایران، petrol قیمت واقعی بنزین را نشان می‌دهد. با تخمین ضرایب α، β، δ و ρ به ترتیب، به کشش‌های قیمتی برق- درآمدی برق- دمای برق و کشش متقاطع برق دست پیدا می‌کنیم. اندیس t در معادله بالا نشان می‌دهد که پارامترها در طول زمان در حال تغییر هستند.

برای برآورد بهینه و کارآیی مدل‌های حالت- فضا باید دو نکته زیر را مدنظر قرار داد، در غیر این صورت، نتایج حاصل از تخمین مدل، غیر قابل قابل اطمینان، و استنباط‌های صورت گرفته بر مبنای این نتایج، استنباط درستی نخواهد بود (همیلتون، ۱۹۹۴).

۱- در سیستم معادلات حالت- فضا، نسبت واریانس جزء اخلال[2] معادله حالت به واریانس جزء اخلال حاصل از معادله مشاهده، نسبت سیگنال به نویز[3] نامیده می شود. در صورتی که مقدار نسبت سیگنال به نویز مخالف صفر باشد، می توان گفت معادلات حالت- فضای تخمین زده شده، دارای اعتبار است و خروجی متغیر حاصل از آن، قابل قبول می‌باشد. اما چنانچه این نسبت برابر با صفر شود، مدل حالت- فضای تخمین زده شده با مشکل انباشته شدن (پایلاپ)[4] مواجه است. مشکل هم انباشته شدن، زمانی رخ می دهد که واریانس جزء اخلال حاصل از معادله حالت برابر صفر باشد که منجر به صفر شدن نسبت سیگنال به نویز شده و نشان می‌دهد که در مدل مورد نظر، متغیر حالت غیر تصادفی می‌باشد.

$$q = \frac{Q}{R}$$

1. Cup-Douglas
2. Error Term
3. Signal to noise Ratio
4. Pile-up Problem

۲- هنگام استفاده از فیلتر کالمن در برآورد پارامترها، لازم است که توزیع جملات اخلال در معادله‌های مشاهده و حالت گوسی[1] (نرمال) باشد. لذا باید آزمون تشخیصی[2] به منظور برقراری فرض‌های فیلتر کالمن انجام شود.

داده‌های استفاده شده در این مقاله از منابع داخلی و بین‌المللی جمع‌آوری شده است. تقاضای سرانه برق که حاصل از تقسیم مصرف برق بر تعداد مشترکان است و همین‌طور قیمت واقعی برق که حاصل از تقسیم قیمت برق بر شاخص قیمت مصرف کننده است، هر دو از گزارش ۴۷ سال صنعت برق در آیینه آمار سازمان توانیر به دست آمده است. قیمت واقعی بنزین که باز هم از تقسیم بر شاخص قیمت حاصل شده، از آمارنامه مصرف فرآورده‌های انرژی‌زا شرکت ملی گاز استخراج شده و درآمد سرانه از حساب‌های ملی سالانه بانک مرکزی به دست آمده و در نهایت، میانگین دمای سرانه کشور از سایت بانک جهانی[3] گرفته شده است.

جدول ۲. مصرف سرانه برق، قیمت واقعی برق، درآمد سرانه در ایران، میانگین دمای سالانه در ایران، قیمت واقعی بنزین

	قیمت واقعی برق	قیمت واقعی بنزین	میانگین دمای سالانه در ایران	درآمد سرانه در ایران	مصرف سرانه برق
Mean	۶/۶۸۳۷۸۹	۲۶/۳۲۶۹۷	۱۷/۶۳۷۲۰	۱۸۶۰۵	۱۹۶۴/۷۳۳
Median	۳/۱۱۸۵۰۵	۲۲/۷۴۶۶۶	۱۷/۶۱۹۰۶	۱۵۵۴۵/۶۰	۲۲۰۸/۱۴۹
Maximum	۳۲/۸۴۶۱۵	۶۳/۸۲۹۷۹	۱۹/۴۲۱۳۳	۳۷۳۶۲/۹۰	۲۸۹۳/۷۶۷
Minimum	۱/۷۲۸۳۴۴	۸/۲۱۰۱۸۱	۱۵/۷۶۰۱۶	۸۲۳۰/۵۰۰	۷۴۱/۹۶۵۱
Std.DV.	۷/۰۵۵۵۷۸	۱۲/۴۶۶۳۳	۰/۷۵۹۰۱۹	۷۳۴۶/۶۹۹	۶۷۲/۲۳۷۲
Skewness	۱/۹۹۲۷۶۵	۰/۸۳۴۵۵۷	۰/۰۱۲۰۹۹	۰/۷۲۹۹۸۳	-۰/۴۴۲۳۵۰
Kurtosis	۶/۵۸۹۳۷۹	۳/۲۳۴۰۱۴	۲/۸۰۰۱۹۸	۰/۷۷۸۰۴۷	۱/۹۰۶۹۲۶
Jarque-Bera	۵۶/۳۳۷۵۱	۵/۵۶۳۰۴۲	۰/۰۷۹۳۲۵	۴/۲۷۰۶۶۰	۳/۸۷۲۶۱۱
Sum	۳۱۴/۱۳۸۱	۱۲۳۷/۳۶۷	۸۲۸/۹۴۸۲	۸۷۴۴۳۵/۱	۹۲۳۴۲/۴۵
Sum sq.Dv.	۲۲۸۹/۹۳۴	۷۱۴۸/۸۳۲	۲۶/۵۰۱۰۵	۲/۴۸E+۰۹	۲۰۷۸۷۵۳۱

منبع: محاسبات تحقیق

1. Gaussian
2. Diagnostics
3. World bank

۴. نتایج تجربی

همان‌طورکه بحث کردیم، قبل از به کارگیری فیلتر کالمن برای تخمین کشش‌ها، تست هانسن[1] به ما کمک می‌کند تا ثابت کنیم پارامترهای تخمین زده شده در طول زمان در حال تغییر هستند. فرضیه صفر این تست می‌گوید که پارامترها پایدار هستند و فرضیه مقابل نشان می‌دهد که پارامترها ناپایدار هستند. همان‌طور که نتایج نشان می دهند آماره آزمون ۲۰/۰۷ می‌باشد با احتمال ۰/۰۱ و از آنجایی که احتمال آماره آزمون به میزان قابل توجه کوچکتر از ۰/۰۵ است، بنابراین تست هانسن فرضیه صفر را رد کرده و ناپایداری پارامترها را تأیید می‌کند.

جدول ۳. نتایج آزمون هانسن

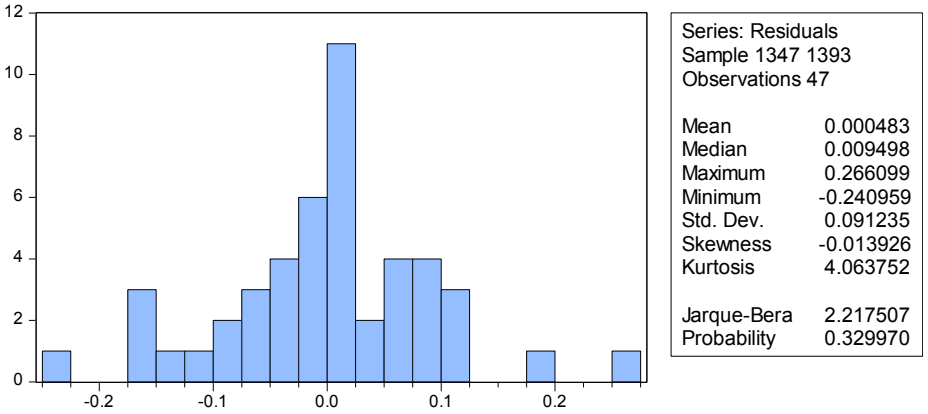
Hansen Test Result				
Null hypothesis: Parameters are stable				
	Stochastic	Deterministic	Excluded	
Lc statistic	Trends(m)	Trends(k)	Trends(p2)	Prob.*
۲۰/۰۷۶۶۱	۴	0	0	<۰/۰۱
Hansen (1992) Lc(m2=4, k=0) p-values, where m2=m-p2 is the number of stochastic trends in the asymptotic distribution				

منبع: محاسبات تحقیق

علاوه بر آزمون هانسن از آزمون Jarque-Bera برای بررسی نرمال بودن اجزاء اخلال معادلات حالت و مشاهده استفاده کرده‌ایم؛ چرا که فرض استفاده از مدل فضا- حالت، نرمال بودن توزیع اجزاء اخلال دستگاه معادلات است. فرضیه صفر این تست نرمال بودن توزیع جزء اخلال می باشد و فرضیه مقابل آن نرمال نبودن جزء اخلال است. در اینجا به این دلیل که فرضیه صفر رد نمی‌شود، جزء اخلال نرمال می‌باشد و همین طور به راحتی می‌توان در شکل زیر مشاهده کرد که توزیع جزء اخلال بسیار نزدیک به توزیع نرمال است. بنابراین با انجام این آزمون در می‌یابیم که فرض نرمال بودن اجزاء اخلال در مدل‌های فضا- حالت، در این مطالعه رعایت شده است. پس علاوه بر آزمون هانسن

1. Hansen test

که ناپایداری پارامترها را در تابع تقاضای برق خانگی تأیید کرد، این آزمون هم می‌تواند تأییدی برای استفاده از مدل فضا- حالت برای این پژوهش باشد.



نمودار ۱. آزمون تشخیصی

منبع: محاسبات تحقیق

لازم به ذکر است که در تخمین انجام شده از یک متغیر مجازی[1] (که با تخمین روش OLS و شناسایی داده‌ی پرت سال ۱۳۷۲ تعریف شده است)، برای خنثی کردن اثرات داده‌های پرت استفاده گردیده است که معناداری آن (با احتمال کمتر از ۰/۰۵)، لزوم استفاده از آن را تأیید می‌کند. همین‌طور از متغیر روند[2] که در واقع نشان‌دهنده پیشرفت تکنولوژی در زمینه برق و جایگزین شدن برق با سایر انرژی‌ها طی سال‌های مورد مطالعه توسط خانوارها است، نیز استفاده شده که در نهایت آن هم رابطه معناداری با مصرف برق دارد. در ادامه همان‌طور که گفته شد، از قیمت واقعی بنزین به عنوان نماینده‌ای از انرژی های جانشین برای برق، استفاده شده که همان کشش متقاطع تقاضا است که در صورت مثبت بودن ضریب، جانشین بودن کالا اثبات می‌شود (۰/۰۰۶). البته باید گفته شود که کشش متقاطع تقاضا در تخمین انجام شده به صورت ثابت (نه متغیر در زمان) در نظر گرفته شده است.

با توجه به مطالعات صورت‌گرفته در حوزه انرژی، معمولاً سوخت‌های فسیلی و انرژی برق به عنوان جانشین یکدیگر در نظر گرفته می‌شود، بنابر این بجا است که در این

1. Dummy variable
2. Trend

مطالعه از سطح قیمت انرژی فسیلی به عنوان جانشین انرژی برق استفاده گردد. از آنجا که بنزین به عنوان یکی از پرمصرف‌ترین انرژی‌های فسیلی در ایران محسوب می‌گردد، در این پژوهش قیمت‌های بنزین در طول دوره مورد مطالعه به عنوان کالای جانشین مورد استفاده قرار گرفته است (آکا و کیزیز[1]، ۲۰۱۴).

جدول ۴. نتایج تخمین

Kalman filter estimation results				
Method: Maximum likelihood (OPG-BHHH / Line Search steps)				
Sample: 1349 1390				
Included observation: 42				
Convergence achieved after 3 iterations				
	Coefficient	Std.Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	۴/۵۵۳۰۷۷	۱/۱۶۰۱۵۹	۳/۹۲۴۵۲۷	۰/۰۰۰۱
C(2)	۰/۰۰۶۳۲۷	۰/۰۰۲۹۶۶	۲/۱۳۳۳۵۷	۰/۰۳۲۹
C(3)	۰/۱۹۰۹۸۲	۰/۰۳۸۳۹۱	۴/۹۷۴۶۷۷	۰/۰۰۰۰
C(4)	۰/۰۸۰۰۶۶	۰/۰۳۳۰۷۵	۲/۴۲۰۷۶۵	۰/۰۱۵۵
C(5)	-۵/۴۷۷۲۱۴	۰/۰۹۵۹۸۸	-۵۷/۰۶۱۲۲	۰/۰۰۰۰
	Final state	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	-۰/۴۲۸۲۷۳	۰/۰۱۴۸۷۳	-۲۸/۷۹۵۴۶	۰/۰۰۰۰
SV2	۰/۰۸۷۵۲۰	۰/۰۲۷۸۴۹	۳/۱۴۲۶۴۱	۰/۰۰۱۷
SV4	۰/۸۲۰۰۴۲	۰/۰۹۱۹۳۶	۸/۹۱۹۷۲۷	۰/۰۰۰۰
Log likelihood ۲۲/۶۵۹۱۲			Akaike info criterion -۰/۸۴۴۰۹۱۰	
Parameters ۵			Schwarz criterion -۰/۶۳۴۰۴۵	
Diffuse priors ۳			Hannan-Quinn criter -۰/۷۶۵۰۸۶	

منبع: محاسبات تحقیق

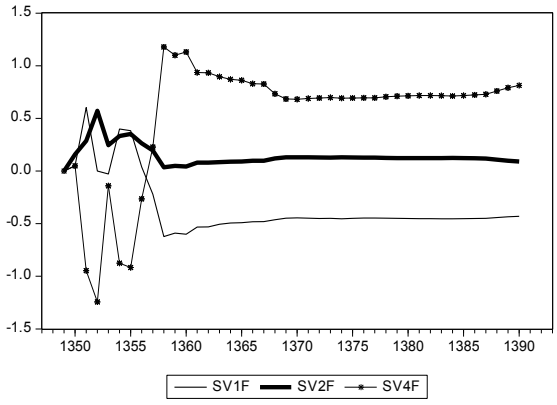
در جدول بالا ابتدا ضرایب ثابت یعنی c(1)، c(2)، c(3) و c(4) آورده شده است که c(1) همان عدد ثابت عرض از مبدأ مدل و c(2) و c(3) به ترتیب، ضرایب متغیر روند و متغیر مجازی می‌باشند. c(4) ضریب قیمت واقعی بنزین است که نشان‌دهنده کشش متقاطع تقاضا است (۰/۰۸) که یک عدد مثبت بسیار کوچک بوده که به معنای جانشین بودن ضعیف برای کالای برق است.

1. Ackah & Kizys

در قسمت پایین جدول، تخمین ضرایب متغیر در زمان آورده شده، sv4-sv2-sv1 که به ترتیب، نشان‌دهنده کشش قیمتی تقاضا، کشش درآمدی تقاضا و کشش دما هستند. همان‌طورکه دیده می‌شود، کشش قیمتی تقاضا یک عدد منفی و کوچکتر از یک بوده که با تئوری تقاضا کاملاً منطبق است و حاکی از کم‌کشش‌بودن تابع تقاضا است. و همین طور کشش درآمدی که یک عدد مثبت و کوچکتر از یک بوده که نشان‌دهنده این است که برق یک کالای نرمال و ضرروری است. در نهایت کشش دما آورده شده که یک عدد مثبت و نزدیک به یک بوده، به این معنی که با افزایش دما در طول سال‌های مورد بررسی به مرور مصرف برق نیز افزایش یافته، یعنی با گرمتر شدن هوا مردم به میزان بیشتری از برق در خانه‌ها استفاده کرده‌اند که این امر ناشی از آن است که در ایران وسایل سرمایشی عمدتاً برقی بوده و انرژی برق در این مورد جایگزینی ندارد. در ادامه به تفسیر کشش‌ها در طول زمان می‌پردازیم.

۵. بررسی نتایج

ابتدا به محاسبه میانگین تغییرات کشش‌ها در طول دوره مورد مطالعه می‌پردازیم. نتایج میانگین کشش قیمتی تقاضا (کشش نهایی) برای سراسر سال‌های ۱۳۴۹ تا ۱۳۹۰(سال‌های مورد مطالعه) ۰/۳۵- ، و میانگین کشش درآمدی تقاضا ۰/۲۹، و میانگین کشش دما برای تقاضای برق ۰/۵۳، را نشان می‌دهد.

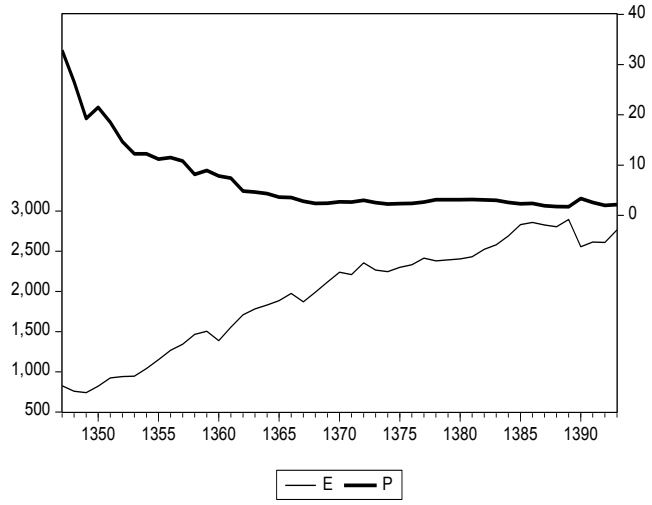


نمودار ۱. کشش قیمتی-کشش درآمدی-کشش دما

منبع: محاسبات تحقیق

در نمودار (۱) روند تغییرات کشش قیمتی تقاضا، کشش درآمدی تقاضا، کشش دما برای تقاضای برق طی سال‌های ۹۰-۱۳۴۹ ارائه شده است. در سال ۵۸ کشش قیمتی به صورت قدر مطلق یک جهش به سمت بالا داشته و سپس روند با ثبات تری را طی کرده است. ابتدا کشش قیمتی در سال ۱۳۵۸(به صورت قدر مطلق)، ۰/۶۲ بوده و در سال ۱۳۶۵ به ۰/۴۹ کاهش می‌یابد. سپس در سال ۱۳۶۸ به ۰/۴۶ رسیده، تا اینکه در ابتدای دهه ۱۳۷۰ به ۰/۴۴ کاهش می‌یابد و این رقم تا پایان دهه تغییر چندانی ندارد. در ابتدای دهه ۱۳۸۰ کشش ۰/۴۵ است و تا پایان سال ۱۳۸۶ این رقم تغییر نمی‌کند. مجدداً در سال ۱۳۸۸ به ۰/۴۴ کاهش می‌یابد و در نهایت در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ این روند کاهشی به ترتیب به ۰/۴۳ و ۰/۴۲ می‌رسد. دلیل این کاهش عمدتاً به دلیل طرح هدفمندسازی یارانه‌ها در سال ۱۳۸۹ و ناشی از تغییرات قیمت برق در این سال است. نکته‌ای که گفتن آن اهمیت دارد، این است که بررسی نتایج نشان می‌دهد که قدرمطلق کشش قیمتی طی سال‌های مورد بررسی روندی کاهشی داشته و کشش قیمت از رقمی نزدیک به نیم در انتها در سال ۱۳۹۰ به ۰/۴۲ رسیده، و بنابراین اهمیت قیمت برق نسبت به مصرف برق کاهش یافته، در حالی که قیمت واقعی برق یک روند کاهشی را تجربه کرده است. این مطالعه نشان می‌دهد هر چه قیمت‌های واقعی بالاتر باشند، کشش قیمتی نیز بالاتر خواهد بود، بنابراین سطح پایین قیمت‌ها می‌تواند کم کشش بودن تقاضای برق را توضیح بدهد که نشان‌دهنده این است که قیمت برق در ایران قیمت بهینه‌ای نیست که دلیل اصلی آن نبود بازار آزاد برق است که به جای آن، تصمیمات انحصاری دولت قرار گرفته است.

کشش درآمدی تقاضا در سال ۱۳۵۵، ۰/۳۵ بوده که در سال ۱۳۶۰ به ۰/۰۴ کاهش می یابد؛ سپس بعد از یک دهه به مرور در سال ۱۳۶۹ به ۰/۱۳ افزایش یافته و در سال ۱۳۷۰ به ۰/۱۲ می رسد. این رقم تا سال ۱۳۸۶ تغییر چندانی پیدا نمی‌کند. مجدداً در سال ۱۳۸۸، کاهش یافته و به ۰/۱۰ می‌رسد و در نهایت با ادامه روند کاهشی در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ به ترتیب به ۰/۰۹ و ۰/۰۸ می‌رسد. کشش درآمدی تقاضا در سال ۵۸ یک جهش رو به پایین داشته و از رقمی نزدیک به ۰/۲۰ به یکباره به ۰/۰۳ رسیده، به این معنی که کالای برق بیشتر به سمت یک کالای نرمال و ضرروی حرکت کرده است.

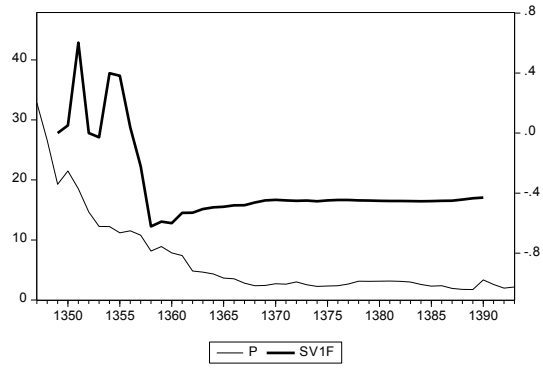


نمودار۲. قیمت برق و مصرف برق

منبع: محاسبات تحقیق

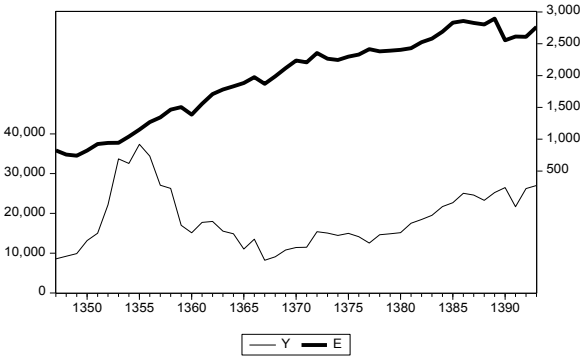
نمودار (۲) قیمت حقیقی برق و مصرف سرانه برق را در بازه زمانی ۹۰-۱۳۴۹ نشان می‌دهد؛ که بیانگر یک روند کاهشی برای قیمت حقیقی برق به دلیل افزایش شاخص بهای مصرف کننده در تمامی این سال‌ها می‌باشد. قیمت در سال ۱۳۴۹ از ۱۹/۲۸ ریال به ازای هر کیلو وات ساعت به ۳/۳۴ ریال به ازای هر کیلو وات ساعت در سال ۱۳۹۰ کاهش یافته، در حالی که تقاضای برق یک روند افزایشی را در طول همان دوره تجربه کرده است که در نهایت نشان‌دهنده رابطه معکوس بین مصرف برق و قیمت آن می‌باشد.

این مطالعه نشان می‌دهد که اثر قیمتی بسیار کم بوده و همین‌طور قیمت‌های بالاتر موجب کشش‌های بالاتر نیز می‌شود. این موضوع را می توان در نمودار (۳) که نشان دهنده روند کشش قیمتی و قیمت‌های واقعی برق در تمام طول سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۴۹ است. نمودار (۴) رابطه بین درآمد سرانه برق و مصرف سرانه برق می‌باشد که هر دو روند در تمام سال‌های مورد مطالعه صعودی است و نشان‌دهنده رابطه مثبت بین مصرف سرانه برق و درآمد سرانه برق می باشد. کشش درآمدی به صورت میانگین (دوره پایانی) در تمام دوره‌ها، ۰/۲۹(۰/۰۸) تخمین زده شده که به معنی کم کشش بودن (کالای نرمال ضروری) است؛ به این معنی که درصد تغییر در مقدار تقاضا در پی تغییر در قیمت برق اندک است؛ به گونه‌ای که تولیدکنندگان برق و وزارت نیرو (با افزایش قیمت) می‌توانند درآمد زیادی از این محل داشته باشند.



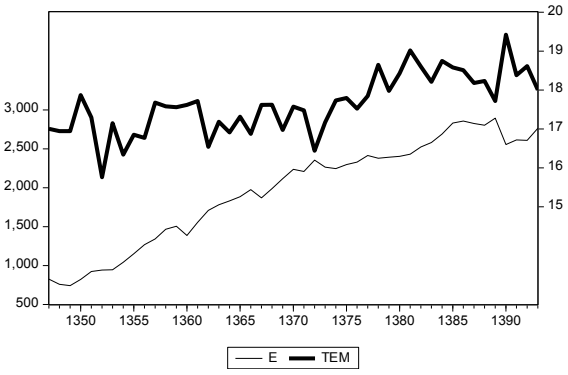
نمودار ۳. قیمت واقعی برق- کشش قیمتی تقاضا

منبع: محاسبات تحقیق



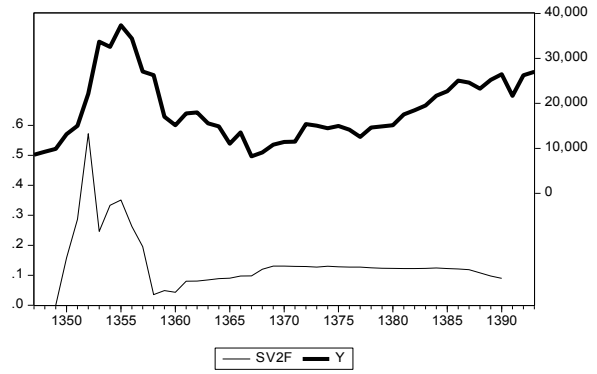
نمودار ۴. درآمد سرانه برق و مصرف سرانه برق

منبع: محاسبات تحقیق



نمودار ۵. رابطه بین دما و مصرف سرانه برق

منبع: محاسبات تحقیق



نمودار ۶. رابطه بین کشش درآمدی و درآمد سرانه

منبع: محاسبات تحقیق

در نمودار (۵)رابطه بین دما و مصرف سرانه را می‌توان مشاهده کرد که یک رابطه مثبت است و هر دو طی سال‌های مورد مطالعه، روندی صعودی دارند که نشانگر گرم‌تر شدن شرایط اقلیمی ایران از سال ۱۳۴۹ تا ۱۳۹۰ می باشد. کشش دما تقریباً در تمام طول سال‌های مورد مطالعه مثبت بوده، به این معنی که افزایش دما می‌تواند یکی از دلایل افزایش مصرف باشد. نمودار (۶) نمودار درآمد سرانه و کشش درآمدی را نشان می‌دهد. افزایش درآمد سرانه در سال‌های ابتدایی (به علت افزایش درآمدهای نفتی) در نمودار (۶) کاملاً مشخص است؛ که در همان سال‌ها کشش درآمدی نیز افزایش یافته است. افزایش درآمد سرانه تأثیر کمی بر مصرف برق داشته و این با کشش درآمدی کوچک نشان داده شده است که به معنی نرمال و ضروری بودن کالای برق است. کشش درآمدی در سال ۵۸ یک جهش به سمت بالا را تجربه کرده است. جهش های ناگهانی کشش‌ها در سال ۵۸ می‌تواند به دلیل وقوع انقلاب اسلامی نیز باشد؛ چرا که انقلاب و جنگ می‌تواند به عنوان شوک‌های خارجی موجب تغییرات کشش‌ها در طول سال‌های مورد مطالعه گردد.

۶. نتیجه‌گیری

برای تخمین داده‌های سری زمانی از مدل‌های ساختاری و سری زمانی استفاده می‌شود. مدل‌های ساختاری چند متغیره هستند و تغییرات یک متغیر را با چند متغیر دیگر توضیح می‌دهند. مدل فضا- حالت یک مدل ساختاری است که به ضرایب اجازه می‌دهد

در طول زمان تغییر کنند. این مقاله در مورد وجود کشش‌های متغیر برق در طول زمان بحث می‌کند که دلیل آن عمدتا، تغییرات قیمت در طول دوره مورد مطالعه است. در مقاله از مدل فیلتر کالمن برای تخمین ضرایب زمان- متغیر استفاده کرده‌ایم. این تکنیک به ما اجازه می‌دهد که کشش‌های متغیر در طول زمان را تخمین بزنیم. یکی دیگر از ویژگی‌های این مدل، توانایی آن برای تخمین سری‌های نامانا[1] است؛ به طوری که هیچ خللی در نتایج ایجاد نمی‌کند. بنابراین باید گفت این تکنیک مناسب‌ترین روش برای برآورد معادلاتی است که دارای ضرایب متغیر در زمان هستند. لازم به ذکر است در مطالعات داخلی و بین‌المللی، تقاضای برق کشش قیمت بین صفر تا ۲- و کشش درآمدی بین صفر و ۲ تخمین زده شده است. بنابراین گفتن اینکه نتایج این مقاله در مورد کشش قیمتی و کشش درآمدی در بازه تخمین مطالعات قبلی قرار گرفته، اهمیت بسیاری دارد.

مدل فضا- حالت یک ابزار برای تحلیل به شمار می‌آید؛ بنابراین می باید در به کارگیری این ابزار در تحلیل‌ها دقت کافی داشت. مدل فضا- حالت مختص مطالعاتی است که پارامترهای آن در طول زمان، عمدتاً به دلیل تغییر سیاست‌ها و شوک‌ها در حال تغییرند و اگر از این مدل برای مطالعه روی پدیده‌هایی که ضرایب ثابت دارند، استفاده شود، دچار اشتباه برآورد شده و استنباط‌های حاصل، نه تنها درست نیست؛ بلکه منجر به تحلیل‌های گمراه کننده از پدیده‌ها می‌شود.

نتایج نشان می‌دهد که تغییرات کشش درآمدی کمتر از کشش قیمتی بوده و در سال‌های ابتدایی و انتهایی دارای تغییرات بیشتری بوده که می‌تواند ناشی از تغییرات قیمت در این سال‌ها باشد. همین طور باید گفت که قیمت برق در این دوره همواره در حال کاهش بوده، در حالی که مصرف برق در همان دوره، روندی افزایشی داشته است. نکته حائز اهمیت این است، هنگامی که قیمت‌ها در کرانه بالایی قرار داشته‌اند، حساسیت مصرف‌کنندگان به قیمت (کشش قیمتی) نیز افزایش پیدا کرده است که این نتیجه کاملاً با نظریه همخوانی دارد. به عبارتی کشش قیمتی تقاضای برق بسیار کم است و اگر منحنی تقاضای برق را برای قیمت رسم کنیم، شیب منحنی تقاضا بسیار زیاد خواهد بود.

1. Non-stationary

این پایین بودن کشش چند دلیل دارد؛ از جمله اینکه هزینه انرژی الکتریکی بخش کوچکی از هزینه‌های کل زندگی بیشتر مصرف کنندگان خانگی را در بر می‌گیرد. این در حالی است که انرژی الکتریکی عامل اساسی در کیفیت زندگی مردم به شمار می‌رود؛ بنابراین، مصرف‌کنندگان حاضر نیستند با اندکی افزایش قیمت برق میزان مصرف خود را به میزان قابل توجهی کاهش بدهند و رفاه زندگی خود را کم کنند. دلیل دیگر آن است که انرژی برق از ابتدا همواره در دسترس بوده و این باور چنان در ذهن مردم ریشه دوانده است که می‌توان گفت کمتر کسی قبل از مصرف برق تحلیل هزینه-فایده[1] انجام می‌دهد. این نتایج بسیار مهم نشان می‌دهد که فقط در صورتی افزایش قیمت منجر به کاهش مصرف می‌شود که این افزایش قیمت در بلند مدت رخ بدهد و نه فقط کوتاه مدت؛ زیرا به دلیل کم کشش بودن تقاضا، یک افزایش قیمت اولیه ممکن است تغییر چندانی بر روی مصرف ایجاد نکند. پس از آنجایی که سیاستگذاران انرژی در ایران سعی در تشویق خانواده‌های ایرانی برای کاهش مصرف دارند، بازنگری در قیمت‌ها امری اجتناب ناپذیر به نظر می‌رسد که به دلیل شکل گرفتن عادات مصرفی در طی سال‌ها و همین طور تبدیل شدن برق به یک کالای ضروری برای خانواده‌های ایرانی، افزایش قیمت برق ممکن است عواقبی نیز در پی داشته باشد.

به همین دلیل می‌توان با اتخاذ سیاست‌هایی در راستای بهبود کارآیی نیروگاه‌های تولید برق و کاهش هزینه‌های تولید در نیروگاه‌ها، به قیمت‌های واقعی نزدیک شد؛ به این منظورکه تمامی فشار سیاست اصلاح قیمت‌ها (آنگونه که در طرح هدفمندی یارانه‌ها تجربه شد) بر دوش مصرف‌کنندگان قرار نگیرد.

کشور ایران دارای بالاترین سطوح پرداخت یارانه در جهان برای قیمت برق است که منجر به واقعی نبودن سطح قیمت‌ها در تمام این سال‌ها شده است. از طرفی، عادات مصرفی غلط و استفاده از لوازم خانگی برقی که کارآیی استاندارد مصرف برق را ندارند، باعث واقعی نبودن قیمت‌ها و در نتیجه بهینه نبودن مصرف برق در ایران شده است. بنابراین از آن رو که امکان جانشین کردن سایر انرژی‌ها به جای برق در ایران تقریباً غیرممکن به نظر می‌رسد، افزایش قیمت برق در بلندمدت می‌تواند منجر به افزایش کشش قیمتی و درآمدی شده و خانواده‌ها را به مصرف بهینه تشویق کند.

1. Cost-Benefit

منابع و مآخذ

- اسماعیل‌نیا، علی‌اصغر؛ محمدی، تیمور و زمانی، ابوطالب. (۱۳۹۲). بررسی تغییرات کشش تقاضای برق در بخش خانگی در ایران با کاربرد فیلتر کالمن. *فصلنامه علوم اقتصادی*، سال هفتم، شماره ۲۵، صص ۱۷۵-۱۴۷.
- جلایی، عبدالمجید؛ جعفری، سعید و انصاری، صالح. (۱۳۹۲). برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ایران با استفاده از داده‌های تابلویی استانی. *فصلنامه اقتصاد انرژی*، سال دوم، شماره ۸، صص ۹۲-۶۹.
- حیدری، حسن و صالحیان، زهرا. (۱۳۹۱). مدل فضا- حالت و کاربرد آن در اقتصاد، همایش بین‌المللی اقتصادسنجی و روش‌ها و کاربردها. دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج.
- لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ فلاحی، محمدعلی و ناظمی معزآبادی، سیما. (۱۳۹۴). برآورد تقاضای برق در بخش‌های خانگی و صنعتی ایران با بکارگیری الگوی سری زمانی ساختاری. *فصلنامه مطالعات اقتصادی و کاربردی ایران*، دوره چهارم، شماره ۱۳، صص ۲۰۸-۱۸۷.
- محمدی، تیمور؛ خورسندی، مرتضی و امیر معینی، مهران. (۱۳۹۳). مدل سازی تقاضای برق در بخش صنعت ایران. *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصاد*، شماره ۱۸، صص ۱۱۷-۸۷.
- Ackah, I., & Kizys, R. (2015). Green growth in oil producing African countries: A panel data analysis of renewable energy demand. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *50*, 1157-1166.
- Aihara, S., Bagchi, A., & Imreizeeq, E. (2009). Parameter estimation of electricity spot models from futures prices. *IFAC Proceedings Volumes*, *42*(10), 1457-1462.
- Alberini, A., & Filippini, M. (2011). Response of residential electricity demand to price: The effect of measurement error. *Energy Economics*, *33*(5), 889-895.
- Arisoy, I., & Ozturk, I. (2014). Estimating industrial and residential electricity demand in Turkey: a time varying parameter approach. *Energy*, *66*, 959-964.

- Carlos, A. P., Notini, H., & Maciel, L. F. (2009). Brazilian electricity demand estimation: What has changed after the rationing in 2001?
- Chaudhry, A. A. (2010). A panel data analysis of electricity demand in Pakistan. *The Lahore Journal of Economics*, 15.
- Guangrong, T., & Yanjun, Y. (2011). A State-space Approach to Estimate Energy Demand Model in China. *Energy Procedia*, *5*, 1177-1181.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis* (Vol. 2). Princeton: Princeton university press.
- Hansen, B. E. (1992). Testing for parameter instability in linear models. *Journal of Policy Modeling*, *14*(4), 517-533.
- Inglesi-Lotz, R. (2011). The evolution of price elasticity of electricity demand in South Africa: A Kalman filter application. *Energy Policy*, *39*(6), 3690-3696.
- Kirschen, D. S., & Strbac, G. (2004). Fundamentals of power system economics. John Wiley & Sons.
- Mousavi, M. H. (2015). An Estimation of Natural Gas Demand in Household Sector of Iran; the Structural Time Series Approach. In Proceedings of International Academic Conferences (No. 2804383). International Institute of Social and Economic Sciences.
- Processes. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (3): 321–335.
- Romero-Jordán, D., del Río, P., & Peñasco, C. (2014). Household electricity demand in Spanish regions. *Public Policy Implications. Document de Treball*, *24*. IEB Working Paper.
- Thamae, R. I., Thamae, L. Z., & Thamae, T. M. (2015). Dynamics of Electricity Demand in Lesotho: A Kalman Filter Approach. *Studies in Business and Economics*, *10*(1), 130-139.

- Thamae, R. I., Thamae, L. Z., & Thamae, T. M. (2015). Dynamics of Electricity Demand in Lesotho: A Kalman Filter Approach. *Studies in Business and Economics*, *10*(1), 130-139.