فصلنامه پژوهش‌های سیاستگذاری و برنامه‌ریزی انرژی

سال دوم/ شماره ۴/ پاییز ۱۳۹۵/ صفحات ۵۹-۳۳

برآورد تابع تقاضای برق در بخش صنعت استان‌های بزرگ صنعتی با استفاده از پنل پویا

ویدا ورهرامی

استادیار اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی

vida.varahrami@gmail.com

نفیسه شاطری

کارشناس ارشد اقتصاد

nafiseh.shateri@gmail.com

حامل‌های انرژی از جمله انرژی الکتریکی، نقش اساسی در توسعه‌ی جامعه بشری ایفا می‌کند. در این مطالعه، با استفاده از روش پنل پویا طی دوره (۱۳۹۲-۱۳۸۰) به برآورد تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت استان‌های منتخب (تهران، اصفهان، خوزستان، مرکزی و هرمزگان) که بیشترین مقدار استفاده از برق را در بخش صنعت داشته‌اند، پرداختیم. ازجمله متغیرهای به کار گرفته شده در تابع تقاضای برق در بخش صنعت، ارزش افزوده واقعی بخش صنعت استان‌های منتخب، شاخص قیمت واقعی فرآورده‌های نفتی که در یک شاخص به عنوان متغیر جانشین در نظر گرفته شد، قیمت واقعی برق و تعداد مشترکین بخش صنعت هستند. نتایج از برآورد مدل در کوتاه‌مدت بیانگر این است که با افزایش یک درصد قیمت برق، ۰/۰۵ درصد از تقاضای برق کاهش می‌یابد. قیمت فرآورده‌های نفتی به عنوان یک کالای مکمل در بخش صنعت است، بین تقاضا و ارزش افزوده بخش صنعت و تعداد مشترکین نیز یک رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. مؤثرترین عامل در تغییر تقاضا، مصرف در دوره گذشته است به طوری که با افزایش یک درصد مصرف در دوره گذشته ۰/۸۸درصد تقاضا افزایش می‌یابد. نتایج برآورد مدل در بلندمدت حاکی از آن است که تغییر قیمت برق و تغییر شاخص قیمت فرآورده‌های نفتی، تقاضای برق را ۰/۴۱درصد تغییر می‌دهد و با افزایش یک درصد ارزش افزوده، تقاضای برق ۰/۲۵ درصد افزایش می‌یابد.

واژگان کلیدی: تقاضای برق بخش صنعت، کشش‌های قیمتی و تولیدی، پنل پویا

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۶/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۹/۲

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

۱. مقدمه

از آغاز انقلاب صنعتی و شکل گرفتن صنایع ماشینی، انرژی به عنوان یکی از عوامل اولیه و مهم تولید در صنایع شناخته شده است. با تشدید توسعه اقتصادی و مدرن شدن بخش صنعت نیاز به انرژی بیش از پیش احساس گردید به گونه‌ای که رشد سرانه مصرف انرژی به ویژه انرژی الکتریکی به عنوان یکی از شاخص‌های توسعه اقتصادی قلمداد گشت که این مقوله در بخش صنعت از اهمیت به سزایی برخوردار است. (امامی، ۱۳۹۱)

بررسی کمّی و تجربی تقاضا برای انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی همواره در رأس برنامه‌های مطالعاتی محققان اقتصاد انرژی بوده است. لذا برآورد و پیش‌بینی دقیق میزان تقاضای انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی و بررسی رابطه آن با واکنش مصرف‌کنندگان نسبت به متغیرهایی مانند قیمت انرژی، ارزش افزوده بخش‌های مختلف و غیره می‌تواند به سیاست‌گذاران، در زمینه مسائل مرتبط با انرژی در تصمیم‌گیری‌های صحیح اقتصادی کمک کند. (اسکندری نیا، ۱۳۹۲)

مصرف برق در سال ۱۳۹۱ در کشور بالغ بر ۱۹۴۱۴۸ میلیون کیلووات ساعت بوده که نسبت به سال قبل ۵/۶ درصد افزایش داشته است. سهم انواع مصرف برق در سال ۱۳۹۱ در بخش صنعت ۳۴/۶ درصد، بخش خانگی ۳۱/۶ درصد، بخش کشاورزی ۱۶/۳درصد، بخش عمومی ۹/۲ درصد، سایر مصارف ۶/۵ درصد و روشنایی معابر ۱/۹ درصد بوده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود بخش صنعت بیشترین میزان مصرف از برق تولیدی نیروگاه‌ها را دارد[۱].

بنابراین امروزه نظر به اهمیتی که انرژی در پیشرفت و توسعه جوامع بشری دارد، ضروری است ابعاد عرضه و تقاضای آن مورد بررسی قرار گیرد. شناخت و بررسی الگوی تقاضا، مصرف انرژی و مبانی نظری مرتبط با آن نیز بسیار حساس و مهم است. در اکثر مطالعات صورت گرفته در زمینه تقاضای انرژی، بخش‌های اقتصادی از یکدیگر تفکیک گردیده‌اند. در این مطالعه نیز سعی بر آن است تا تابع تقاضای برق به عنوان یکی از انواع انرژی، در بخش صنعت برای استان‌های منتخب

۱. ترازنامه انرژی سال ۱۳۹۱

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

(اصفهان، تهران، خوزستان، هرمزگان و مرکزی) که براساس آمار ترازنامه انرژی، علیرغم کم بودن تعداد مشترکین برق صنعتی، نسبت به سایر استان‌ها نسبتاً حدود ۶۳/۹ درصد از برق صنعتی کشور را مصرف می‌کنند، مورد بررسی قرار گیرد.

در صورت تخمین تابع تقاضای برق برای بخش صنعت استان‌های مذکور که بیشترین میزان مصرف برق کشور را به خود اختصاص داده‌اند، سیاست‌گذاران قابلیت تصمیم‌گیری برای اعمال سیاست‌های قیمتی خود در کوتاه‌مدت و بلندمدت را خواهند داشت. از طرفی چون برق قابلیت ذخیره‌سازی ندارد، لذا تخمین تابع تقاضای آن برای بخش صنعت و به خصوص برای استان‌هایی که بیشترین مصرف را دارند، ضروری می‌باشد.

هدف از انجام این پژوهش برآورد تابع تقاضای برق در بخش صنعت در استان‌های منتخب (اصفهان، تهران، خوزستان، مرکزی و هرمزگان) در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. از آنجا که برق قابلیت ذخیره‌سازی ندارد و یکی از انرژی‌های بسیار مهم در بخش صنعت محسوب می‌شود، لذا تابع تقاضای آن باید به درستی تخمین زده شود. بنابراین در این پژوهش برآنیم تا کشش‌های قیمتی و تولیدی کوتاه‌مدت و بلندمدت تابع تقاضای برق را در بخش صنعت، در استان‌های منتخب کشور که براساس آمار ترازنامه انرژی، این استان‌ها بیشترین میزان استفاده از انرژی برق را در بخش صنعت داشته‌اند، برازش نماییم. برای دستیابی به هدف مذکور، ازمدل پنل پویا برای تخمین کشش‌های قیمتی و تولیدی تقاضای برق در بخش‌های صنعت طی دوره زمانی (۱۳۹۲-۱۳۸۰) استفاده می‌شود و با استفاده از نرم افزار ایویوز تخمین‌ها صورت می‌گیرد.

مهم‌ترین جنبه نوآوری این مطالعه نسبت به مطالعات مشابه، استفاده از مدل پنل پویا برای تخمین تابع تقاضای برق بخش صنعت استان‌های منتخب کشور (اصفهان، تهران، خوزستان، مرکزی و هرمزگان)، که براساس آمار ترازنامه انرژی، بیشترین میزان استفاده از انرژی الکتریکی را در صنعت داشته‌اند، در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد.

در ادامه این مطالعه، در بخش دوم به بیان مبانی نظری، در بخش سوم به مروری بر مطالعات گذشته، در بخش چهارم به بررسی مصرف و ارزش افزوده استان‌های منتخب در بخش صنعت، در

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

بخش پنجم به بررسی داده‌های مدل، در بخش شش به معرفی مدل و متغیرهای آن و در بخش هفتم به جمع‌بندی و ارائه پیشنهادات می‌پردازیم.

۲. مبانی نظری

تقاضای انواع انرژی برای بخش‌های تولیدی به منزله یک نهاده تولید، بر اساس نظریه اقتصاد خرد از تابع تولید مشتق می‌شود. برای مثال، تابع تولید یک بنگاه خاص در یک زمان معین را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

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

که در آن M, L, K مصرف نهاده‌های سرمایه، نیروی کار و مواد اولیه است. E_i نیز i امین نوع انرژی از جمله برق است و S نیز مجموعه‌ای از عوامل دیگر مثل تغییرات تکنولوژی می‌باشد. یک بنگاه اقتصادی حداکثرکننده سود، ترکیب نهاده‌های لازم را به گونه‌ای انتخاب می‌کند که بنگاه، حداقل هزینه ممکن را برای تولید مقدار مشخصی از محصول مصرف نماید. با حداقل کردن تابع هزینه بنگاه و با فرض مقدار مشخص تولید (Q) و قیمت عوامل تولید داده شده، تابع تقاضا برای عوامل تولید به دست می‌آید:

$$X_{ei} = X_{ei}(P_K, P_L, P_M, P_i, Q, S) \quad (۲)$$

بنابراین تابع تقاضای برق در بخش صنعت، در زمان t تابعی از قیمت برق و قیمت دیگر انرژی‌های جایگزین (P_i)، قیمت نهاده‌های غیرانرژی(P_K, P_L, P_M)، تولید یا ارزش افزوده بخش صنعت (Q) می‌باشد. در این مورد ممکن است از عوامل دیگری مثل تغییرات فناوری (S) نیز استفاده شود.

یکی از مدل‌های پیشنهادی در زمینه‌ی تقاضای انرژی الکتریکی مدل باندارانایکه و موناسینگ[1] (۱۹۸۳) است که در آن سعی شده است، مدل کاملی برای تقاضای انرژی الکتریکی در بخش‌های اقتصادی خصوصاً بخش صنعت پیشنهاد شود که مبنای نظری پژوهش حاضر قرار گرفته است. در این

1. Bandaraniake, R.D and Munasinghe, M (1983)

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

مدل با فرض اینکه یک بنگاه اقتصادی، برق و دیگر عوامل تولید را مصرف می‌کند، تابع تولید یک بنگاه به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Q = Q(J, N) \quad (۳)$$

در آن N بیان‌کننده مقدار انرژی مصرفی است که شامل انرژی برق (E) و انرژی‌های جایگزین دیگر (S) می‌باشد و J سایر عوامل تولید است. همچنین فرض می‌کنیم تابع هزینه به صورت زیر باشد:

$$C = P_jJ + P_sS + P_eE \quad (۴)$$

مسئله بهینه‌سازی تولیدکننده، مستلزم حداقل کردن تابع هزینه در سطح معینی از تولید است. بنابراین با استفاده از تابع لاگرانژ خواهیم داشت:

$$Min\ L = P_jJ + P_sS + P_eE + \mu\ (\bar{Q} - Q(J, N(E, S)) \quad (۵)$$

در اینجا P_e قیمت خدمات انرژی برق، P_s قیمت خدمات انرژی‌های جایگزین و P_j قیمت سایر نهاده‌های تولید و μ ضریب تابع لاگرانژ است.

بر اساس شرط مرتبه اول و مشتق‌گیری از تابع مورد نظر، خواهیم داشت:

$$(\partial Q/\partial J)/P_j = ((\partial Q/\partial N).(\partial N/\partial S))\ /P_s \quad (۶)$$

$$(\partial N/\partial S)/(\partial N/\partial E) = P_s/P_e \quad (۷)$$

حال فرض می‌کنیم شکل تابع تولید به صورت کاب داگلاس همانند زیر در نظر گرفته شود:

$$Q = J^{f1}N^{f2} \quad (۸)$$

به طوری‌که:

$$N = \exp(S^{g1}E^{g2}) \quad (۹)$$

در روابط (۸) و (۹) f_1 و f_2 و g_1 و g_2 پارامتر هستند.

حال تابع لاگرانژ را به صورت زیر برای حداقل‌سازی هزینه بنگاه مجدداً بازنویسی می‌کنیم:

$$Min\ L = P_jJ + P_sS + P_eE + \mu\ (\bar{Q} - Q(J, N(E, S)) \quad (۱۰)$$

$$Min\ L = P_jJ + P_sS + P_eE + \mu\ (\bar{Q} - J^{f1}\exp(S^{g1}E^{g2})^{f2}) \quad (۱۱)$$

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

با مشتق‌گیری از رابطه (۱۱) بر حسب مقادیرJ و S و E و پارامتر μ و با به دست آوردن مقادیر S، E و J و برقراری شرایط بهینه ثانویه، در نهایت، تابع تقاضا برای انرژی برق در هر بخش (مثل بخش صنعت) به صورت زیر به دست خواهد آمد:

$$J^{\gamma_3} P_j P_e^{\gamma_2} \mathrm{E} = K P_s^{\gamma_1} \qquad (۱۲)$$

در رابطه فوق $JP_j = V_i$ می‌باشد که V_i بیان‌کننده ارزش افزوده بخش مربوط است، آنگاه تابع تقاضای برق برای هر بخش به صورت زیر است:

$$V_i^{\gamma_3} P_e^{\gamma_2} \mathrm{E} = K P_s^{\gamma_1} \qquad (۱۳)$$

در این رابطه، مقدار ثابت K و γ_1 و γ_2 و γ_3 برابر است با:

$$K = \left(\frac{f_1 + f_2}{f_1}\right)\left(\frac{f_1 g_2^{g_1 - 1}}{f_2 g_1}\right)^{\frac{1}{g_1 + g_2 - 1}}$$

$$\gamma_1 = \frac{g_1}{g_1 + g_2 - 1}$$

$$\gamma_2 = \frac{1 - g_1}{g_1 + g_2 - 1}$$

$$\gamma_3 = \frac{-1}{g_1 + g_2 - 1}$$

بنابراین تقاضای برق در بخش صنعت طبق رابطه بالا تابعی از قیمت برق، قیمت سایر کالاها و ارزش افزوده بخش صنعت می‌باشد. برای بسط مدل (۱۳) و به تبعیت از مدل باندارانایکه و موناسینگ (۱۹۸۳) در مورد تقاضای برق، از یک الگوی تعدیل جزیی استفاده خواهد شد. چون در بلندمدت، مصرف واقعی و مطلوب برق با هم تفاوت دارند، بنابراین برای بررسی از مدل تعدیل جزئی استفاده می‌شود که به صورت لگاریتمی تبدیل شده است. در این الگو همان‌طور که گفته شد، تعادل بلندمدت بر اساس برابری مقادیر واقعی E و مطلوب مصرف برق E^* حاصل می‌شود، در نتیجه خواهیم داشت:

$$lnE_t - lnE_{t-1} = \lambda(lnE_t^* - lnE_{t-1}) \qquad (۱۴)$$

در این رابطه λ بیانگر سرعت تعدیل و $0 < \lambda < 1$ است.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

فرض می‌شود سطح مطلوب مصرف انرژی (برای مثال سطح مطلوب مصرف برق) می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$E_t^* = \alpha . P_E^{\eta} P_G^{\theta} \exp(X_\gamma) \qquad (۱۵)$$

که در آن η و θ به ترتیب کشش‌های قیمتی بلندمدت برق و گاز هستند و X سایر متغیرهای مؤثر بر تقاضای انرژی شامل ارزش افزوده بخش صنعت و تعداد مشترکین و ... است.

با قرار دادن رابطه (۱۵) در رابطه (۱۴) داریم:

$$\ln E_t - \ln E_{t-1} = \lambda \ln\alpha + \lambda\eta \ln P_E + \lambda\theta \ln P_G + \lambda X_\gamma - \lambda \ln E_{t-1} \qquad (۱۶)$$

با مرتب کردن معادله بالا و با وارد کردن جزء اخلال اقتصادسنجی، معادله رگرسیونی به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\ln E_t = \lambda \ln\alpha + \lambda\eta \ln P_E + \lambda\theta \ln P_G + \lambda X_\gamma + (1-\lambda)\ln E_{t-1} + \varepsilon \qquad (۱۷)$$

این عبارت نشان می‌دهد که کشش‌های کوتاه‌مدت، ضرایب رگرسیونی لگاریتم قیمت‌ها هستند، در نتیجه کشش‌های بلندمدت با تقسیم کشش‌های کوتاه‌مدت (مثلا ضرایب لگاریتم قیمت‌ها) بر λ به دست می‌آید و λ به صورت یک منهای ضریب $\ln E_{t-1}$ به دست می‌آید.

در این رابطه :

E_t = تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت

P_G = قیمت واقعی سوخت‌های جایگزین

P_E = قیمت واقعی انرژی الکتریکی

V_t = ارزش افزوده بخش صنعت

E_{t-1} = مصرف انرژی الکتریکی در بخش صنعت در دوره قبل

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

۳. مروری بر ادبیات موضوع

بررسی رفتار مصرف‌کنندگان حامل‌های انرژی نسبت به تغییر قیمت آن و قیمت حامل‌های انرژی جانشینش در مطالعات متعددی و در ابعاد مختلف مورد بررسی قرار گرفته است، از این رو به بررسی چند مورد از مهم‌ترین آنها می‌پردازیم.

۳-۱. مطالعات انجام شده داخلی

مطالعاتی زیادی در زمینه تقاضای برق در کشور صورت گرفته است، در اینجا به چند مورد از آنها که شباهت بیشتری به این مطالعه دارند می‌پردازیم.

جلایی و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای با عنوان «برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ایران با استفاده از داده‌های تابلویی استانی» به بررسی شاخص‌های اثرگذار بر مصرف برق خانگی ایران طی دوره زمانی (۱۳۸۸-۱۳۸۱) برای ۲۸ استان کشور پرداخته‌اند. داده‌های به کار رفته در این مطالعه عبارتند از مصرف برق در بخش خانگی استان‌های کشور به عنوان متغیر وابسته، قیمت واقعی برق، قیمت واقعی گاز طبیعی و نفت سفید در بخش‌های خانگی به عنوان کالاهای جانشین، نیاز به سرمایش و گرمایش، درآمد سرانه واقعی و بعد خانوار، به عنوان متغیرهای مستقل که به صورت پنلی از ۲۸ استان کشور در نظر گرفته شده است.

بر اساس نتایج تخمین به دست آمده، مصرف برق در بخش خانگی در ایران نسبت به قیمت خودش و انرژی‌های جایگزینش مانند نفت و گاز چندان حساس نیست. همچنین بعد خانوار و نیاز به سرمایش و گرمایش نیز متغیرهای چندان تأثیرگذاری در روند مصرف برق خانگی در ایران نیستند. در مقابل مصرف دوره قبل برق اثرگذارترین متغیر در روند مصرف برق طی سال‌های مورد مطالعه در بخش خانگی بوده است. در واقع مصرف برق خانوارها در این سال‌ها به میزان قابل توجهی متأثر از عادات مصرفی آنان بوده که یارانه‌ای بودن قیمت برق سبب شده مصرف برق خانگی طی سال‌های مورد مطالعه تغییر چندانی نداشته باشد.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

محمدی و محتشمی (۱۳۸۹) عوامل مؤثر بر روند مصرف برق در بخش صنعت استان خراسان را بررسی کرده و به برآورد تابع تقاضای برق به روش OLS در بخش صنعت این استان طی دوره (۱۳۸۶-۱۳۵۷) پرداخته و نشان دادند که قیمت برق به دلیل افزایش اسمی قیمت واقعی در حال کاهش بوده و در نتیجه اثر معناداری روی مصرف برق ندارد و از این رو انگیزه‌ای برای کاهش مصرف و افزایش بهره‌وری مصرف در نتیجه افزایش قیمت اسمی برای مشترکان وجود ندارد. همچنین تعداد مشترکین بخش صنعت و ارزش افزوده بخش صنعت اثر مثبت و معناداری بر مصرف برق دارد.

آذربایجانی و همکاران (۱۳۸۵) به برآورد تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[1] و تصحیح خطا (ECM)[2] و به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای الکتریکی، در بخش صنعت کشور طی سال‌های (۱۳۸۱-۱۳۴۶) پرداختند. از جمله متغیرهای به کار گرفته شده در تابع تقاضا، کیفیت انرژی الکتریکی، قیمت واقعی برق، ارزش افزوده بخش صنعت و قیمت واقعی گاز طبیعی است. نتایج مطالعه آنها حاکی از آن است که تقاضای انرژی الکتریکی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تقریباً بی‌کشش بوده و با توجه به کشش متقاطع محاسبه شده رابطه جانشینی بین حامل‌های انرژی الکتریکی و گاز طبیعی تأیید می‌شود.

بهبهانی فرد (۱۳۸۳) با بررسی روند تغییرات تقاضای انرژی از نظر ارزش افزوده صنعت در استان اصفهان طی سال‌های (۱۳۷۳-۱۳۵۳) با استفاده از مدل لوجیت در مرحله اول، کم کشش بودن تقاضای کل انرژی نسبت به تغیرات قیمت را نشان داد. در مرحله دوم مدل وی نشان داد که گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی جانشین سایر عوامل انرژی هستند ولی زغال سنگ و برق مکمل یکدیگرند.

محمدی و پژویان (۱۳۷۹) در مطالعه خود تحت عنوان «قیمت‌گذاری بهینه رمزی برای صنعت برق ایران» به برآورد تابع تقاضای انرژی الکتریکی طی سال‌های (۱۳۷۹-۱۳۴۶) در بخش‌های خانگی، تجاری و عمومی، صنعت و کشاورزی پرداخته‌اند. از جمله متغیرهای مورد استفاده در راستای تخمین

1. Auto RegressiveDistribute Lag
2. Error Corection Model

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

تابع تقاضای برق در بخش صنعت، قیمت واقعی برق، قیمت واقعی گاز طبیعی به عنوان جایگزین، ارزش افزوده بخش صنعت و تعداد مشترکین می‌باشند. همچنین از سال ۱۳۶۱ به واسطه تحولات بنیادی در روند قیمت‌گذاری برق کشور، یک متغیر مجازی که این تحول را دربرمی‌گیرد، معرفی شده است. نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضا حاکی از آن است که تمامی ضرایب از لحاظ آماری معنادار بوده و علامتشان به جز قیمت سوخت‌های جانشین مطابق انتظاراند. شاید سوخت‌های جانشین در فرایندهای تولیدی بیشتر جنبه مکمل داشته باشند و به همین دلیل علامت ضرایب آن منفی شده است.

۳-۲. مطالعات خارجی

مطالعه‌ای توسط برنشتین و مادلنر (۲۰۱۵)[1] با عنوان «بررسی کشش قیمتی تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت برق و تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی صنایع تولیدی آلمان» طی دوره (۲۰۰۷-۱۹۷۰) برای هشت زیر بخش صنایع تولیدی کشور آلمان صورت گرفته است. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده مثبت بودن کشش قیمتی تقاضا است. از این رو، اعمال سیاستی با هدف کاهش مصرف برق در بخش‌های صنعتی از طریق افزایش قیمت ناشی از مالیات ملزم به یک اثر نسبتاً محدود شده، می‌باشد.

پژوهش دیگری که توسط کاردناس (۲۰۱۴)[2] تحت عنوان «تجزیه وتحلیل داده‌های خرد تقاضای سوخت بخش تولیدی شیلی» انجام شده، به بررسی کشش قیمتی تقاضای سوخت‌های مصرفی در بخش صنعتی شیلی در دوره زمانی (۲۰۰۷- ۱۹۹۸) با استفاده از مدل لوجیت خطی و پنل می‌پردازد. نتایج بررسی مدل نشان می‌دهد که بسیاری ازسوخت‌های مصرفی در شرکت‌های تولیدی شیلی از سطوح پایین جایگزینی برخوردارند. کشش قیمتی تقاضای برق نشان‌دهنده بی‌کشش بودن آن است، در حالی که گاز و بنزین باکشش هستند. اعمال سیاست‌های تغییر قیمت بر روی قیمت برق تأثیر بسیار زیادی بر مصرف انرژی برق نسبت به تغییر قیمت در گاز یا بنزین ندارد.

1. Bernstein and Madlener
2. Cardenas

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

آریسای وازتورک (۲۰۱۴)[1] در مطالعه‌ای با عنوان «برآورد تابع تقاضای برق خانگی و صنعتی ترکیه » به برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای برق صنعتی و خانگی ترکیه در دوره (۲۰۰۸-۱۹۶۰) با استفاده از مدل پارامترهای مختلف زمان (TVP)[2] و روش کالمن فیلتر پرداخته‌اند. مدلTVP به طور معمول در یک فرم فضای حالت مشخص شده و برآورد شده توسط الگوریتم کالمن فیلتر قرار دارد. فیلتر کالمن یک روش بازگشتی برای محاسبه برآورد بهینه‌ای از بردار حالت با توجه به تمامی اطلاعات موجود در زمان است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که درآمد واقعی رابطه مثبتی با مصرف برق در بخش خانگی و صنعت دارد. ارزش مطلق برآورد کشش درآمدی تقاضا برای هر دو تقاضای برق صنعتی و مسکونی بیشتر از مقدار مطلق کشش قیمتی تقاضا است. لذا کشش‌های قیمتی تقاضا بسیار کم است، به طوری که، کشش قیمتی تقاضای برق صنعتی ۰/۰۱۴ - و کشش قیمتی تقاضای برق خانگی ۰/۰۲۲- می‌باشد، این به معنی این است که برق، کالای لازم برای خانوارها و بخش صنعت است.

اشچانو و همکاران (۲۰۱۲)[3] در مقاله‌ای با عنوان «کشش قیمتی و درآمدی تقاضای برق در بخش خانگی خورزم» به برآورد کشش قیمتی و درآمدی کوتاه‌مدت تقاضای برق خانگی با استفاده از داده‌های تابلویی ۶ ساله در ۱۲ ناحیه خورزم ازبکستان پرداختند. نتایج به دست آمده از پژوهش ایشان نشان‌دهنده این است که کشش قیمتی تقاضا در کوتاه‌مدت در فاصله سال‌های(۲۰۰۷-۲۰۰۲) بالاتر از مطالعات انجام شده در کشورهای پیشرفته است، لذا افزایش قیمت برق در ازبکستان قطعاً به افزایش بهره‌وری مصرف منجر خواهد شد و از این رو تأثیر قابل توجهی در کاهش مصرف سرانه برق خانگی دارد. همچنین کشش درآمدی تقاضا نیز مقدار کمی را نشان می‌دهد. در عوض متغیر نرخ صنعتی شدن در تعیین تقاضای برق بخش خانگی اهمیت بالایی دارد.

1. Arisoy and Ozturk
1. Time Varying Parameter
3. Eshchanov et al

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

مقاله دیگری توسط هنریکسون و همکاران (۲۰۱۲)[1] با عنوان «تقاضای برق صنعتی و سیاست بهره‌وری انرژی: نقش تغییرات قیمت و تحقیق و توسعه خصوصی در صنعت خمیر و کاغذ سوئد» به تجزیه و تحلیل رفتار تقاضای برق در بخش صنعت و معدن سوئد با تأکید ویژه بر تأثیر قیمت انرژی، تحقیقات و توسعه اقتصادی در سال‌های(۲۰۰۴-۱۹۸۵) با استفاده از داده‌های پانل پرداخته‌اند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که در بلندمدت در بخش صنعت و معدن سوئد، تقاضای برق به قیمت برق حساس است، به همین خاطر مالیات می‌تواند تأثیر مثبتی در مصرف بهینه برق داشته باشد. علاوه‌براین، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که ارزیابی برنامه‌های داوطلبانه بهره‌وری انرژی منجر به کاهش مصرف انرژی شده است.

آلبرینی و فیلیپینی (۲۰۱۱)[2] در مقاله خود با عنوان «واکنش تقاضای برق خانگی نسبت به قیمت» علاوه بر بیان مبانی تئوریکی تابع تقاضای برق، با استفاده از داده‌های تابلویی ۴۸ ایالت آمریکا، واکنش تقاضای برق خانگی را نسبت به قیمت طی دوره (۲۰۰۷-۱۹۹۵) طی دو مرحله، و با مدل‌های ایستا و پویا مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آنها حاکی از آن است که واکنش تقاضای برق در آمریکا، نسبت به قیمت بسیار اندک است و با اعمال مالیات و افزایش قیمت برق مقدار کمی از مصرف کاهش می‌یابد.

خان و قیوم (۲۰۰۹)[3] در مقاله خود با عنوان «تقاضای برق در پاکستان» با استفاده از رویکرد (ARDL) به برآورد تابع تقاضای برق در چهار بخش خانگی، صنعتی، کشاورزی و تجاری در پاکستان طی دوره (۲۰۰۶-۱۹۷۰) پرداختند. بر اساس نتایج به دست آمده از برازش، علامت کشش درآمدی تابع تقاضای برق بخش صنعت در کوتاه‌مدت مثبت و از لحاظ آماری معنادار است، کشش قیمتی تقاضای واقعی برق در کوتاه‌مدت برابر ۰/۲- و در نتیجه تغییر قیمت در بلندمدت باعث کاهش مصرف برق می‌شود. تعداد کاربران در صنعت برق نیز اثر مثبت و معناداری بر تقاضای برق

1. Henriksson et al
2. Alberini and Filippini
3. Khan and Qayyum

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

دارند. ضریب مدل تصحیح خطا برابر ۰/۲۲ است که نشان‌دهنده سرعت آهسته تعدیل به سمت تعادل بلندمدت می‌باشد.

توگه بای و جن سن (۲۰۰۱)[1] در مطالعه خود تحت عنوان «تقاضای برق شرکت‌های صنعتی با استفاده از مدل داده‌های ترکیبی» به برآورد تابع تقاضای انرژی الکتریکی ۲۹۴۹ شرکت صنعتی دانمارک به روش داده‌های ترکیبی طی دوره (۱۹۹۶-۱۹۸۳) پرداختند. نتایج حاصل از بررسی آنها حاکی از این بود که ویژگی شرکت‌ها از جمله اندازه، شدت برق استفاده شده،کشش تولیدی و قیمتی تقاضای برق را تحت تأثیر خود قرار می‌دهد. آنها نشان دادند که شرکت‌های با شدت بالای برق، کشش قیمتی بالایی نیز دارند.

باندارانیکه و موناسینگ (۱۹۸۳)[2] در پژوهش خود با عنوان «تقاضا برای خدمات انرژی الکتریکی و کیفیت عرضه» به بررسی اثر کیفیت عرضه، روی تقاضای انرژی الکتریکی در بخش‌های خانگی، تجاری و صنعتی پرداخته‌اند. در این مطالعه از داده‌های سری زمانی برای سال‌های (۱۹۷۷-۱۹۶۸) در کاستاریکا استفاده شده است. آنها با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به برآورد شاخص‌های مدل پرداخته و نتایج برازش بیانگر آن است که کیفیت عرضه انرژی به عنوان یک متغیر مجازی می‌تواند به اندازه سایر متغیرها مثل سوخت‌های جایگزین، قیمت انرژی الکتریکی و... روی مقدار تقاضای انرژی الکتریکی در هر بخش مؤثر می‌باشد.

٤. بررسی استانی

در ادامه به وضعیت استان‌های مورد مطالعه در این مطالعه به لحاظ مصرف انرژی خواهیم پرداخت.

استان تهران رتبه نخست جمعیت در کشور را دارا می‌باشد. تعداد زیاد مشترکین در استان ناشی از جمعیت بالا آن و تمرکز فعالیت‌های سیاسی، اداری، اقتصادی و اجتماعی در شهر تهران می‌باشد. تهران کانون عمده صنایع کشور و حدودا ۳۱ کارگاه بزرگ را دارد و شامل ۲/۳۵ درصد از شاغلان

1. Bjorner et al
2. Bandaraniake and Munasinghe

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

کارگاه‌های صنعتی کشور می‌شود. در استان تهران بیشترین سهم مصرف انرژی مربوط به مصرف گاز طبیعی ۷۵ درصد، برق حدود ۱۱ درصد و نفت سیاه و نفت کوره حدود ۷ درصد بوده است.

استان اصفهان با حدود ده هزار واحد تولیدی صنعتی، پس از استان تهران و از نظر تعداد واحدهای صنعتی بزرگ در سطح کشور در رتبه دوم قراردارد. علاوه بر این استان اصفهان از نظر میزان اشتغال، ارزش افزوده و ارزش تولیدات صنعتی در کل کشور پس از استان تهران در رتبه دوم قرار دارد. در سال ۱۳۹۱ محصول ناخالص داخلی استان به قیمت بازار در حدود ۴۶۶/۲۳۹ میلیارد ریال معادل ۶/۹ درصد کل کشور است. اگرچه بخش صنعتی استان به لحاظ تعداد، تنها ۲۰۶ هزار مشترک از میان مشترکان حدود۳۲ میلیونی برق کشور را در خود جای داده است، اما همین تعداد اندک، ۳۴ درصد از برق کشور را مصرف می‌کنند. در حقیقت وجود صنایع پرظرفیت و پرمصرفی مانند کارخانه‌های ذوب آهن و مجتمع‌های تولید آلومینیوم و... توجیه کننده این میزان مصرف بالای استان در بخش صنعت کشور به شمار می رود.

استان خوزستان پنجمین استان پرجمعیت ایران است. گرمای بیش از حد و تمرکز صنایع بزرگ در استان خوزستان باعث شده است که این استان پس از استان تهران بزرگترین مصرف‌کننده انرژی در ایران باشد. اهواز، مرکز صنایع پخش نفت و گاز در خوزستان و تمامی مناطق نفت‌خیز در جنوب، غرب و شرق ایران است. پالایشگاه آبادان و پتروشیمی بندر امام و پتروشیمی ماهشهر از جمله صنایع وابسته به نفت در این استان هستند.کارخانجات ذوب و فولادسازی و محصولات آهنی و فولادی و لوله‌سازی از جمله صنایعی هستند که تأثیر بسزایی در اقتصاد منطقه و استان دارند. از جمله این مجموعه‌ها می‌توان به لوله‌سازی خوزستان، گروه ملی صنعتی فولاد ایران، شرکت فولاد خوزستان، نورد کاویان اشاره کرد.

استان مرکزی به عنوان پایتخت صنعتی ایران تقریباً در مرکز ایران قرار دارد. استان مرکزی از جمله استان‌های صنعتی کشور است و بخش‌های خدمات، صنعت و کشاورزی به ترتیب اهمیت اساسی در اقتصاد استان دارند. با توجه به وجود بیش از ۲۷۰۰ واحد تولیدی و صنعتی در استان

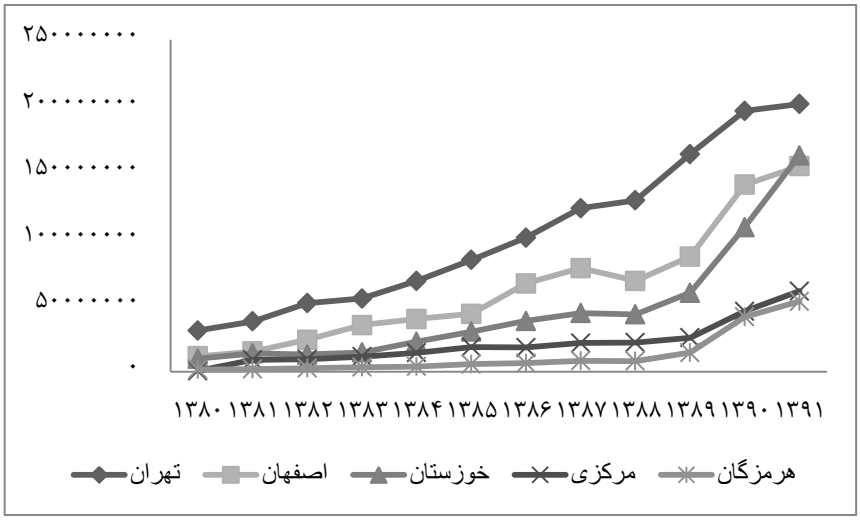
[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

مرکزی، بهره‌مندی از صنایع مادر و حلقه‌های واسط کلیدی در تولید کشور، سرمایه‌گذاری در طرح‌های صنعتی استان بالا بوده به طوری که این استان همواره در رتبه ممتازترین استان‌ها در جذب سرمایه‌گذاری صنعتی قرار دارد. از مزیت‌های سرمایه‌گذاری در بخش صنعت استان مرکزی می‌توان به نزدیک بودن به پایتخت، وجود ظرفیت‌های مکانی مناسب به لحاظ وجود شهرک‌های صنعتی در استان، برخورداری از موقعیت خاص جغرافیایی و قرارگیری در مسیر حمل‌ونقل بین‌المللی، وجود صنایع بزرگ و مادر، تجربه نیم قرن توسعه صنعتی، وجود منابع و ذخایر معدنی نظیر سنگ آهن، سولفات سدیم، انواع سنگ و... ، وجود ظرفیت ایجاد صنایع تبدیلی کشاورزی، وجود نیروی کار متخصص، وجود خوشه صنایع ریلی و انجمن‌های تخصصی در استان، قرارگیری در مسیر خطوط اصلی انتقال و تأمین انرژی و پایین بودن نسبی خطر زلزله در استان اشاره کرد.

استان مرکزی در سال‌های اخیر با راه‌اندازی طرح‌های صنعت نفت و پتروشیمی به یکی از بزرگترین مراکز صنایع استراتژیک کشور تبدیل شد. از تولیدات عمده استان می‌توان به آلومینیوم، محصولات آلومینیومی، ریخته‌گری فلزات سنگین، مخازن تحت فشار، بویلرهای نیروگاهی و صنعتی، ماشین‌آلات کشاورزی و راه‌سازی، محصولات پتروشیمی و پالایشگاهی، رنگ‌های صنعتی، منسوجات، شیشه و جام، بلور، انواع لاستیک خودرو، شیم و کابل، شوینده‌ها، دوده صنعتی، الیاف مصنوعی، انواع سنگ ساختمانی، لوازم خانگی و کاشی، لوله و پروفیل فولادی و پی وی سی و... اشاره کرد.

استان هرمزگان امروزه یکی از استان‌های بزرگ ایران و مرکز مهم فعالیت‌های اقتصادی و تجاری می‌باشد. این استان که در قسمت انتهایی خلیج فارس و در فصل مشترک شاهراه خلیج فارس و دریای عمان واقع گردیده‌است. نقش مهمی در زمینه صادرات و واردات کشور ایفا می‌کند. تأسیسات مهم دریایی و زیربنایی کشور همچون بندر شهید رجایی، پالایشگاه نفت بندرعباس،کارخانه آلومینیوم المهدی،کارخانه آلومینیم هرمزگان، کشتی‌سازی خلیج فارس، فولاد و سیمان هرمزگان از این جمله تأسیسات می‌باشند. در نمودار زیر ارزش افزوده بخش صنعت استان‌های مذکور ترسیم شده که از روند افزایشی در سال‌های مورد بررسی برخوردار بوده است.

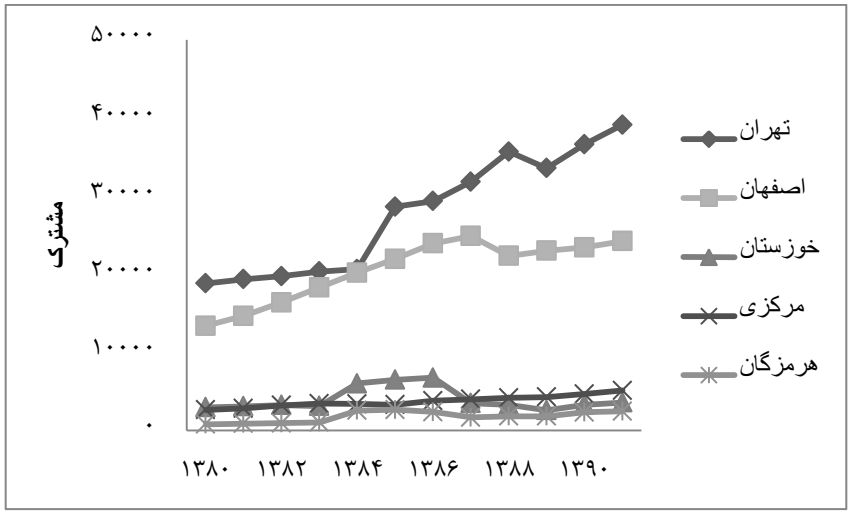
[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]



نمودار ۱. ارزش افزوده بخش صنعت استان‌های منتخب

مأخذ: آمارنامه استانی

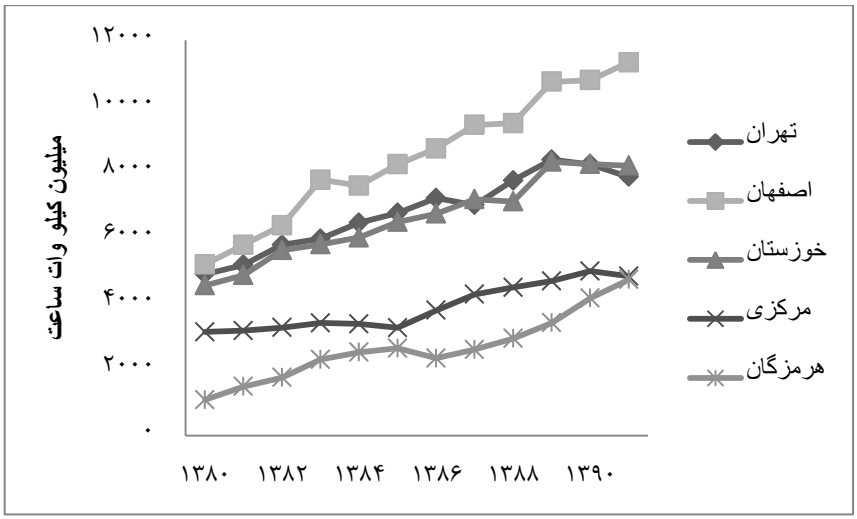
در نمودار ۲ تعداد مشترکین بخش صنعت استان‌های منتخب ترسیم شده است که نشانگر این است که در سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۸۹ به دلیل تغییر تعرفه بنگاه‌های صنعتی به کشاورزی کاهش یافته است.



نمودار ۲. تعداد مشترکین بخش صنعت استان‌های منتخب (آمارنامه استانی)

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

در نمودار۳ مصرف برق بخش صنعت استان‌های منتخب ترسیم شده است که نشان‌دهنده صعودی بودن تقاضای برق طی سال‌های مورد مطالعه بوده است.



نمودار ۳. مصرف برق بخش صنعت استان‌های منتخب (میلیون کیلو وات ساعت) (آمارنامه استانی)

۵. داده‌های تابلویی

داده‌های تابلویی به دلیل اینکه هم تغییرات زمانی و هم تغییرات درون هر مقطع را منعکس می‌کند، می‌توانند اطلاعات بیشتری را منعکس نمایند. بسیاری از نکاتی که در تحلیل سری‌های زمانی نادیده گرفته می‌شود و یا غیرقابل مشاهده هستند، در تحلیل داده‌های تابلویی روشن می‌شوند. به ویژه ناهمگنی‌هایی که غالباً در تحلیل سری زمانی از آنها چشم‌پوشی می‌شود و اصطلاحاً غیرقابل مشاهده هستند، در تحلیل داده‌های ترکیبی امکان بررسی آنها فراهم می‌گردد. به عنوان مثال در برآورد تابع تولید یک صنعت که شامل تعدادی بنگاه است، اگر از داده‌های سری زمانی استفاده کنیم، به طور ضمنی فرض کرده‌ایم که بنگاه‌ها همگن هستند، لذا فقط تفاوت بنگاه‌ها را لحاظ کرده‌ایم و تغییرات زمانی را نادیده گرفته‌ایم. بدین ترتیب، داده‌های تابلویی امکان بررسی هر دو تغییر (مقطعی و زمانی) را فراهم می‌کند.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

٦. معرفی مدل و متغیرهای آن

در این قسمت، به تخمین تابع تقاضای برق در بخش صنعت در استان‌های منتخب و برآورد ضرایب مدل که نمایانگر کشش متغیرها می‌باشند، می‌پردازیم. داده‌های به کار رفته در این مطالعه عبارتند از مصرف برق در بخش صنعت استان‌های منتخب به عنوان متغیر وابسته، قیمت واقعی برق و شاخص قیمت واقعی فرآورده‌های نفتی به عنوان کالای جانشین یا مکمل در بخش مذبور، تعداد مشترکین برق بخش صنعت و ارزش افزوده واقعی بخش صنعت به عنوان متغیر مستقل. همان‌گونه که در قسمت مبانی نظری، بیان شد، تابع تقاضای برق در بخش صنعت به صورت زیر است:

$$\ln E_{\mathrm{t}} = \beta_i + \beta_{PE}\ln \mathrm{P_{PEt}} + \beta_{IND}\ln \mathrm{P_{INDt}} + +\beta_V \ln \mathrm{v_t} + \beta_{CON} lnCON_t + (1 - \beta_E) lnE_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۸)$$

که در رابطه (۱۸):

E_{t} = میزان مصرف برق بخش صنعت

CON_t = تعداد مشترکین برق بخش صنعت

$\mathrm{v_t}$ = ارزش افزوده واقعی بخش صنعت

$\mathrm{P_{PEt}}$ = قیمت واقعی برق بخش صنعت

$\mathrm{P_{INDt}}$ = شاخص قیمت واقعی فرآورده‌های نفتی در بخش صنعت

E_{t-1} = مصرف برق در دوره قبل بخش صنعت

اطلاعات آماری استفاده شده در این پژوهش طی سال‌های (۱۳۹۲-۱۳۸۰) برای استان‌های منتخب (تهران، اصفهان، خوزستان، مرکزی و هرمزگان) می‌باشد. در برآورد مدل تقاضای برق در بخش صنعت، آمار متغیر مقدار مصرف برق و تعداد مشترکین از مرکز آمار سازمان توانیر جمع‌آوری شده است. آمار برق مصرفی در بخش صنعت به صورت کیلووات ساعت بیان می‌شود.

آمار مربوط به متغیر ارزش افزوده به قیمت جاری بخش صنعت از آمار حساب‌های منطقه‌ای بانک مرکزی به دست آمده و برای به دست آوردن ارزش افزوده واقعی، ارزش افزوده جاری را بر شاخص قیمت تولیدکننده بخش صنعت سال ۱۳۹۰ تقسیم می‌کنیم.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

آمار مربوط به متغیرهای قیمت برق و قیمت فرآورده‌های نفتی (بنزین، نفت کوره، نفت گاز و نفت سفید) به قیمت جاری از ترازنامه انرژی به دست آمده است و برای واقعی کردن، متغیرهای جاری را بر شاخص قیمت تولیدکننده بخش صنعت سال پایه ۱۳۹۰ تقسیم می‌کنیم. از سویی چون در این مطالعه به دنبال برازش کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت هستیم، از لگاریتم متغیرهای وابسته و توضیحی استفاده می‌شود.

برای به دست آوردن شاخص قیمت فرآورده‌های نفتی از شاخص دیویژیا استفاده کرده‌ایم به طوری که:

$$P = \prod_{i=1}^{n} X_i^{s_i}$$

s_i= سهم مصرف فرآورده‌های نفتی (بنزین، نفت کوره، نفت گاز و نفت سفید) در بخش صنعت (از میزان مصرف هر فرآورده به کل مصرف فرآورده‌ها در بخش صنعت حاصل می‌شود)

X_i= قیمت فرآورده‌های نفتی (بنزین، نفت کوره، نفت گاز و نفت سفید)

۶-۱. بررسی پایایی متغیرها در مدل

در این مطالعه برای بررسی پایایی داده‌های تابلویی، از آزمون لوین، لین و چو (۲۰۰۲) (LLC) استفاده می‌شود. در این آزمون‌ها فرضیه صفر آنها به صورت $\rho = 0$ می‌باشد و بیان می‌دارد که همه سری‌ها ناپایا هستند. طبق جدول ۱ همه متغیرها در سطح پایا هستند.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

جدول ۱. نتایج آزمون پایایی متغیرها

متغیر	آماره	مقدار احتمال	نوع متغیرهای آزمون	وضعیت
لگاریتم مصرف برق LE	-۳/۵۱۵۴۸	۰/۰۰۰۰۲	با عرض از مبدأ و بدون روند	I(0) (پایا در سطح)
لگاریتم تعداد مشترکین برق LCON	-۱/۷۰۲۰۵	۰/۰۴۴۴	با عرض از مبدأ و بدون روند	I(0) (پایا در سطح)
لگاریتم ارزش افزوده واقعی LV	-۱/۷۱۰۴۱	۰/۰۴	با عرض از مبدأ و بدون روند	I(0) (پایا در سطح)
لگاریتم قیمت واقعی برق LPE	-۳/۸۵۳۷۶	۰/۰۰۰۱	با عرض از مبدأ و بدون روند	I(0) (پایا در سطح)
لگاریتم شاخص قیمت واقعی فرآورده‌های نفتی	-۱/۶۵۸۹۸	۰/۰۴۸۶	با عرض از مبدأ و بدون روند	I(0) (پایا در سطح)

مأخذ: نتایج تحقیق

۶-۲. آزمون هم‌جمعی

در این مرحله از آزمون هم‌جمعی کائو استفاده کرده و هم‌انباشتگی متغیرها در بلندمدت بررسی می‌گردد. با توجه به نتایج جدول (۲) متغیرهای مدل با استفاده از آماره‌های مختلف در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند و فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی بین متغیرها رد و هم‌جمعی میان متغیرها در بلندمدت تأیید می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون هم‌جمعی کائو

آماره آزمون	t-statistic	احتمال
ADF	-۳/۷۲۰۸۷۸	(۰/۰۰۰۱)

مأخذ: نتایج تحقیق

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

۶-۳. نتایج و برآورد مدل

در این قسمت با استفاده از داده‌های استان‌های منتخب (تهران، اصفهان، خوزستان، مرکزی و هرمزگان) به برآورد رابطه (۱۸) با روش پنل پویا پرداخته خواهد شد. مدل با نرم افزار Eviews 8 برآورد شده است.

گام اول در برآورد مدل، تعیین پنل یا غیر پنل بودن مدل است. به این منظور از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. فرضیه صفر آزمون بیانگر برابر بودن تمام عرض از مبدأها است و فرضیه مقابل بیانگر این است که حداقل یکی از عرض مبدأها متفاوت است، ازاین رو رد فرضیه صفر مبین لزوم استفاده از روش داده‌های تابلویی و عدم توانایی در رد فرضیه‌صفر بیانگر لزوم استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده[1] می‌باشد. نتایج مربوط به F لیمر در جدول زیر آمده است.

جدول ۳. نتایج مربوط به آزمون F لیمر

سطح احتمال	مقدار آماره F	مقدار بحرانی F در سطح ۹۵٪
F	۳۰/۰۳۸۸۹۸	۰/۰۰۰۰
Chi-square	۷۲/۶۴۴۸۴۴	۰/۰۰۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

نتایج این آزمون بیانگر رد فرضیه‌ی صفر و لزوم استفاده از روش پنل برای برآورد تابع تقاضای برق بخش صنعت است.

در گام بعدی پس از تأیید مدل با داده‌های تابلویی، با استفاده از آزمون هاسمن به بررسی روش برآورد (اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) پرداخته می‌شود. فرضیه صفر آزمون هاسمن برقراری مدل اثرات تصادفی و فرضیه مقابل، برقراری مدل اثرات ثابت است.

1. Pooled Least Square

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

جدول ۴. نتایج آزمون هاسمن

آماره به کار گرفته شده	احتمال آماره	مقدار آماره
Chi-square	۰/۵۷۲۲۸۳	۰/۹۰۲۷

مأخذ: نتایج تحقیق

همان‌طور که از جدول (۴) مشخص است، فرض صفر آزمون هاسمن مبنی بر وجود اثرات تصادفی در مدل رد نشده و مدل دارای اثرات تصادفی است.

از آنجا که مدل مورد بررسی ما در این مطالعه استفاده از روش داده‌های پویا می‌باشد، لذا بنا بر نظر آرلانو و بوناد[2] برای تخمین مدل پویا از روش GMM استفاده می‌کنیم.

جدول ۵ .نتایج مربوط به برآورد مدل پویا با استفاده از رویکرد GMM

متغیر	ضرایب	t-statistic	ارزش احتمال
C	۰/۷۱۳۵۰۸	۴۷/۹۰۹۸۰	۰/۰۰۰۰
LPE	-۰/۰۵۳۶۹۲	-۱۳/۴۳۱۱۱	۰/۰۰۰۰
LIND	-۰/۰۵۵۷۹۴	-۱۱/۰۶۶۰۸	۰/۰۰۰۰
LV	۰/۰۳۵۶۶۵	۱۱/۶۶۳۳۱	۰/۰۰۰۰
LCON	۰/۰۰۵۶۴۶	۴/۶۷۵۷۶۴	۰/۰۰۰۰
LE(-1)	۰/۸۸۳۸۸۴	۲۶۰/۴۱۵۱	۰/۰۰۰۰
J-Stastistic		۱/۸۳E-۱۶	
Sarganstastistic		۰/۲۲۹۵۵	
R2		۰/۹۷	

مأخذ: نتایج تحقیق

2. Arrelano and Bonad

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

براساس جدول ملاحظه می‌شود که افزایش قیمت واقعی برق (LPE) تأثیر عکس و معنی‌دار بر میزان مصرف برق دارد. به عبارت دیگر یک درصد افزایش در قیمت برق؛ در کوتاه‌مدت، ۰/۰۵ درصد مصرف برق بخش صنعت استان‌های منتخب را کاهش می‌دهد. لذا کشش کوتاه‌مدت قیمت واقعی برق در بخش صنعت استان‌های منتخب ۰/۰۵ است که می‌توان گفت برق در بخش صنعت در کوتاه‌مدت کالایی بی‌کشش می‌باشد.

متغیر شاخص قیمت فرآورده‌های نفتی (LIND) در سطح ۹۵ درصد معنادار بوده و تأثیر منفی بر مصرف برق دارد. به عبارت دیگر، با افزایش یک درصد در شاخص قیمت فرآورده‌های نفتی میزان مصرف برق ۰/۰۵ درصد کاهش می‌یابد. یعنی می‌توان گفت که کشش کوتاه‌مدت این شاخص و برق صنعت حاکی از مکمل بودن این دو کالا با یکدیگر در بخش صنعت است.

متغیر ارزش افزوده واقعی (LV) تأثیر مثبت معنادار و اندکی بر مصرف برق دارد، به طوری که یک درصد افزایش در ارزش افزوده ۰/۰۳ درصد مصرف برق را افزایش می‌دهد. لذا کشش تولیدی برق در بخش صنعت استان‌های منتخب مثبت می‌باشد و حاکی از این است که با افزایش تولید مصرف برق در بخش صنعت این استان‌ها افزایش می‌یابد.

برای آزمون اعتبار متغیرهای ابزاری در مدل از آزمون سارگان استفاده می‌شود. فرضیه صفر آزمون سارگان که با استفاده از آماره J و رتبه متغیرهای ابزاری به دست می‌آید، نشان‌دهنده عدم همبسته بودن متغیرهای ابزاری با اجزای اخلال است که دلالت بر معتبر بودن متغیرهای ابزاری استفاده شده در مدل را دارد. همانگونه که ملاحظه می‌شود. بر اساس نتایج به دست آمده از مدل، فرضیه صفر، مبنی بر عدم همبسته بودن متغیرهای ابزاری با اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد، بنابراین اعتبار متغیرهای ابزاری در مدل تأیید شده و مدل نیازی به متغیرهای ابزاری بیشتری ندارد و مطابق معیار R^2، قدرت توضیح‌دهندگی مدل بالا بوده و معادل ۹۷ درصد است.

کشش‌های بلندمدت از تقسیم کشش‌های کوتاه‌مدت بر ضریب (یک منهای ضریب (LE(-1) به دست می‌آید. خلاصه نتایج برآورد کشش‌های بلندمدت و کشش‌های کوتاه‌مدت در جدول (۶) ارائه گردیده است.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

جدول ۶. کشش‌های قیمتی و تولیدی کوتاه‌مدت و بلندمدت بر اساس برآورد به روش GMM

کشش‌های کوتاه‌مدت قیمتی		کشش‌های بلندمدت قیمت		کشش کوتاه‌مدت تولیدی	کشش بلندمدت تولیدی
PE	IND	PE	IND		
-۰/۰۵	-۰/۰۵	-۰/۴۱	-۰/۴۱	۰/۰۳	۰/۲۵

مأخذ: نتایج تحقیق

همان‌طور که انتظار می‌رود قدر مطلق کشش‌های قیمتی کوتاه‌مدت کوچکتر از قدر مطلق کشش‌های بلندمدت است، زیرا افزایش قیمت برق در بخش صنعت در کوتاه‌مدت به خاطر ویژگی این نوع انرژی، تأثیر زیادی در میزان مصرف و تقاضای آن نخواهد داشت. در بلندمدت حساسیت تقاضای برق نسبت به قیمت آن بیشتر خواهد بود، به‌طوری‌که با افزایش یک درصد در قیمت برق، مصرف برق در بخش صنعت استان‌های منتخب ۰/۴۱ درصد در بلندمدت کاهش می‌یابد درصورتی که در کوتاه‌مدت با افزایش یک درصد قیمت برق ۰/۰۵درصد مصرف برق کاهش می‌یابد.

کشش تولیدی تقاضای برق در بخش صنعت استان‌های منتخب در کوتاه‌مدت بسیار اندک و کشش تولیدی در بلندمدت بیشتر است، به طوری که در بلندمدت با یک درصد افزایش در ارزش افزوده بخش صنعت ۰/۲۵ درصد تقاضای برق افزایش می‌یابد در صورتی که در کوتاه‌مدت با افزایش یک درصد ارزش افزوده بخش صنعت ۰/۰۳درصد افزایش در تقاضای برق را داشتیم.

۷. جمع‌بندی و ارائه پیشنهادات

در این پژوهش با استفاده از داده‌های تابلویی برای استان‌های منتخب (تهران، اصفهان، خوزستان، مرکزی و هرمزگان) در دوره زمانی (۱۳۹۲-۱۳۸۰) به برآورد تابع تقاضای برق در بخش صنعت پرداخته شد. بر اساس نتایج به دست آمده از برآورد مدل، مصرف برق در بخش صنعت استان‌های مورد نظر در کوتاه‌مدت نسبت به قیمت واقعی خودش چندان حساس نیست و افزایش ارزش افزوده واقعی بخش صنعت، تأثیر چندانی بر افزایش مصرف برق در این بخش نداشته

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

به‌طوری‌که با افزایش یک درصد ارزش افزوده بخش صنعت ۰/۰۳درصد تقاضای انرژی الکتریکی در کوتاه‌مدت افزایش می‌یابد. در مقابل مصرف برق دوره قبل برق اثرگذارترین متغیر در روند مصرف برق در بخش صنعت استان‌های منتخب در کوتاه‌مدت می‌باشد، به طوری که یک درصد افزایش در مصرف دوره قبل ۰/۸۸ درصد تقاضای برق را افزایش می‌دهد و می‌توان گفت که تقاضای برق حالت چسبندگی دارد و تقاضای هردوره متأثر از دوره قبل می‌باشد.

بر اساس نتایج به دست آمده در بلندمدت تقاضای برق نسبت به قیمت و حامل‌های انرژی جایگزینش باکشش است، به عنوان مثال با افزایش یک درصد قیمت واقعی برق مصرف برق ۰/۰۴۱ درصد کاهش می‌یابد. طبق نتایج به دست آمده از برآورد مدل تقاضای برق فروض اصلی این مطالعه مبنی بر کم‌کشش بودن تقاضای برق بخش صنعت استان‌های منتخب نسبت به قیمت برق در کوتاه‌مدت نسبت به بلندمدت تأیید شد.کشش تولیدی تقاضای برق در بخش صنعت استان‌های منتخب در کوتاه‌مدت بسیار اندک است و کشش تولیدی در بلندمدت بیشتر است، به طوری که در بلندمدت با یک درصد افزایش در ارزش افزوده بخش صنعت ۰/۲۵درصد تقاضای برق افزایش می‌یابد در صورتی که در کوتاه‌مدت با افزایش یک درصد ارزش افزوده بخش صنعت ۰/۰۳ درصد افزایش در تقاضای برق را داشتیم.

پیشنهادات مبتنی بر نتایج این مطالعه حاکی از آن است که سیاست‌گذاران با اعمال سیاست افزایش قیمت می‌توانند مصرف برق بخش صنعت را در بلندمدت کاهش داده و کارایی آن را افزایش دهند، ولی در کوتاه‌مدت به دلیل اینکه بنگاه‌ها نمی‌توانند تکنولوژی خود را بهبود ببخشند افزایش قیمت تأثیر چندانی بر تقاضای آن ندارد. لذا می‌توان گفت، با نصب کنتورهای چند تعرفه در بنگاه‌های صنعتی و اعمال نرخ‌های متفاوت در بخش صنعت، می‌توان مصرف برق را کنترل و کاهش داد. همچنین می‌توان با ترغیب صنایع به اجرای نتایج و توصیه مطالعات ممیزی انرژی (مجموعه اقداماتی که به منظور شناسایی وضعیت موجود مصرف انرژی، میزان بازده آن و ترسیم وضعیت مطلوب کارخانه در قالب راهکارهای صرفه جویی انرژی انجام می‌شود) و همچنین با ارائه برنامه زمان‌بندی مناسب به صنایع در خصوص طرح تعطیلات و تعمیرات سالیانه مصرف برق را بهینه کرد.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

منابع

اسکندری نیا، سکینه (۱۳۹۲)، "برآورد تابع تقاضای انرژی در بخش خانگی – تجاری استان خوزستان با تمرکز بر ارزیابی اثر هدف مندی یارانه‌ها"، *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه شهید بهشتی.

امامی، محسن (۱۳۹۱)، "بررسی ثبات تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت کشور (۱۳۵۰-۱۳۹۰)"، *دومین کنفرانس بین المللی رویکرد های نوین در نگهداشت انرژی*، منطقه ویژه اقتصاد انرژی پارس جنوبی.

آذربایجانی، کریم، شریفی علیمراد و مهسا ساطعی (۱۳۸۵)"برآورد تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت کشور"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۴۱، صص ۱-۲۰.

بهبهانی فرد، پروین (۱۳۸۳)، "بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای انواع انرژی در بخش صنعت اصفهان و تخمین کشش‌های جانشینی بین آنها"، *نهمین کنفرانس شبکه‌های توزیع نیروی برق*، دانشگاه زنجان.

پژویان، جمشید و محمدی، تیمور (۱۳۷۹)، "قیمت‌گذاری بهینه رمزی برای صنعت برق ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۶، صص ۳۹-۶۱.

جلایی، سید عبد المجید، جعفری سعید و صالح انصاری لاری (۱۳۹۲)، "برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ایران با استفاده داده‌های تابلویی استانی"، *فصلنامه اقتصاد انرژی ایران*، شماره ۸، صص ۶۹-۹۲.

محمدی، حسین و مینا محتشمی (۱۳۸۹) "بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای برق در بخش صنعت"، *دومین کنفرانس سراسری اصلاح الگوی مصرف انرژی الکتریکی*، اهواز.

Alberini, A. and Filippini M (2011), "Response of Residential Electricity Demand to Price: The Effect of Measurement Error", *Energy Economics*, Vol. 33, No.5, pp. 889-895.

Arisoy, Ibrahim and Ozturk, Ilhan (2014). "Estimating Industrial and Residential Electricity Demand in Turkey: A Time Varying Parameter Approach". *Energy*, Vol.66, pp. 959-964.

Bandaraniake, R.D. and M. Munasinghe (1983)," The Demand for Electricity Services and Quality of Supply", *Energy Journal*, Vol. 4, No 2, pp.49-71.

Bernstein, Ronald and Madlener, Reinhard (2015), "Short- and long-Run Electricity Demand at The Subsector Level: A Cointegration Analysis for German Manufacturing Industry", *Energy*, Vol. 48, pp. 178-187.

Bjorner, T.B.; Togeby M. and H. H. Jensen (2001)."Industrial Companies Demand for Electricity: Evidence From A Micro Panel". *Energy Economics*, Vol. 23, pp. 595 – 617.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]

Cardenas Helena (2014),"A Micro-Data Analysis of Fuels' Factor Demand. The Case of Chilean Manufacturing Sector", *Working Papers from Latin American and Caribbean Environmental Economics Program*, No 201462.
Eshchanov, B., Grinwis, M. and S. Salaev (2012), "Price and Income Elasticity of Residential Electricity Consumption in Khorezm Cotton, Water, Saltsand Soums", *Energy*, Vol. 2, pp. 155-167.
Henriksson, Eva; Soderholm, Patrik and Linda Wårell (2012), "Industrial Electricity Demand and Energy Efficiency Policy: The Role of Price Changes and Private R&D in the Swedish Pulp and Paper Industry", *Energy Policy*, Vol. 47, pp. 437–446.
Khan, M. A. and A. Qayyum (2009), "The Demand for Electricity in Pakistan", *OPEC Energy Review*, Vol. 33, No 1, pp. 70-96.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-25]