

The Evolution of Price and Income Elasticity of Energy Demand in Iran: A Kalman filter Approach

Fereshteh Mohammadian*

Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Literature and Humanities, Ilam University, F.Mohamadian@ilam.ac.ir

Received: 2021/09/28 Accepted: 2021/12/17

Abstract

The high energy intensity and air pollution in Iran have led to the consideration of energy demand management and the factors affecting it since the last decade. In this context, how prices affect energy consumption is of great importance. On the other hand, the price elasticity of energy demand changes over time due to the fluctuation of energy prices, the development of the energy market and economic conditions. Therefore, the main purpose of this paper is to estimate the time-varying price elasticity of energy demand in Iran during 1991-2018. For this purpose, energy demand elasticities were estimated using real non-oil GDP, energy price index and real total energy consumption of Iran and Kalman filter method. The results show that the price elasticity of energy demand has changed between -0.010 and -0.043 and its average value is -0.027. The income elasticity of energy demand has changed between 0.902 and 0.13, and its average value is 0.46. Several important points can be derived from these results: First, energy demand is less elastic to income and price. Second, these elasticities are not constant over time, and ignoring this instability leads to biased estimates. Third, energy prices play an insignificant role in energy consumption in Iran relative to economic growth. Therefore, to improve energy intensity, in addition to energy price reform, special attention should be paid to requirements that increase consumer price sensitivity.

JEL Classification: Q41, Q48, C22.

Keywords: Energy Price, Income and Price Elasticities of Energy Demand, Kalman Filter, Iran.

* Corresponding Author, Tel: 09188419840

بررسی تحول کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای انرژی در ایران: رویکرد کالمن فیلتر

DOI: 10.22059/jte.2022.331344.1008552

فرشته محمدیان*

استادیار گروه اقتصاد، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه ایلام، F.Mohamadian@ilam.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۲۶

چکیده

مصرف زیاد انرژی و آلودگی هوا در ایران موجب شده است که از دهه گذشته، مدیریت تقاضای انرژی و عوامل تأثیرگذار بر آن مورد توجه قرار گیرد. در این زمینه، چگونگی اثرگذاری قیمت بر مصرف انرژی از اهمیت زیادی برخوردار است. از طرفی به دلیل نوسانات قیمت انرژی، تحول بازار انرژی و شرایط اقتصادی، کشش قیمتی تقاضای انرژی در طی زمان تغییر می‌کند. از این رو هدف اصلی این مقاله، برآورد کشش قیمتی متغیر با زمان تقاضای انرژی در ایران برای دوره ۱۳۹۷-۱۳۷۰ است. برای این منظور، با استفاده از داده‌های تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت، شاخص قیمت واقعی کل انرژی و مصرف انرژی نهایی و به‌کارگیری روش کالمن فیلتر کشش‌های تقاضای انرژی برآورد شدند. نتایج نشان می‌دهد کشش قیمتی تقاضای انرژی بین $-0/010$ و $-0/043$ نوسان دارد و مقدار متوسط آن $-0/027$ است. کشش درآمدی تقاضای انرژی نیز بین $0/902$ و $0/13$ تغییر کرده و مقدار متوسط آن $0/46$ است. براساس این نتایج، چند نکته قابل توجه است. اول، تقاضای انرژی نسبت به درآمد و قیمت کم‌کشش است. دوم، کشش‌های مذکور در طی زمان ثابت نیستند و بی‌توجهی به این بی‌ثباتی به برآوردهای تورش‌دار منجر می‌شود. سوم، قیمت انرژی نسبت به رشد اقتصادی نقش ناچیزی در روند مصرف انرژی در ایران دارد. بر این اساس، برای بهبود شدت مصرف انرژی در کشور در کنار اصلاح قیمت‌های انرژی، باید به الزاماتی که حساسیت قیمتی مصرف‌کنندگان را افزایش می‌دهد توجه ویژه‌ای شود.

طبقه‌بندی JEL: Q41, Q48, C22

واژه‌های کلیدی: ایران، قیمت انرژی، کالمن فیلتر، کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضای

انرژی.

۱. مقدمه

کاهش مصرف انرژی، اولویت سیاستی بسیار مهمی برای بسیاری از کشورها است. برای تحقق این امر در ادبیات مربوطه^۱ بر اقدامات قیمتی و غیرقیمتی تأکید شده است. دلیل اصلی روی آوردن به اقدامات قیمتی این است که اصلاح قیمت‌ها، سیگنال‌های صحیح به مصرف‌کنندگان مختلف انرژی ارسال خواهد کرد و انگیزه لازم برای تغییر رفتار مصرفی یا تشویق آن‌ها به تحصیل تجهیزات و فناوری‌های انرژی کارا را ایجاد می‌کند، اما در صورت شکست بازار، سیگنال‌های قیمتی به‌تنهایی برای استفاده کارا از انرژی کافی نیستند و اعمال سیاست‌های غیرقیمتی و دخالت دولت ضرورت می‌یابد (تن و پرتز، ۲۰۰۷).

دخالت گسترده دولت‌ها در بازارهای انرژی از دهه ۱۹۳۰ شروع شد و هم‌زمان قواعد بسیاری برای کنترل قیمت‌ها اعمال شد، اما نقص این محیط کنترل‌شده طی بحران‌های انرژی دهه ۱۹۷۰ آشکار شد که سیاستمداران را وادار به مقررات‌زدایی از بازارهای نفت، گاز طبیعی و زغال‌سنگ کرد. علی‌رغم این تغییر جهت سیاستی، امروزه بازارهای انرژی همچنان در حال تنظیم و پرداخت یارانه‌اند و دولت‌ها همچنان به دنبال دلایل جدیدی برای دخالت در بازارهای انرژی هستند. استدلال‌های معمول برای دخالت دولت در بازار انرژی شامل نیاز به صرفه‌جویی انرژی^۲، پیک نفت^۳، نیاز به سرمایه‌گذاری در انرژی‌های نو و شکست بازارهای انرژی^۴ است. در یک دسته‌بندی دیگر می‌توان موانع رشد بازار کارایی انرژی را به موانع طرف تقاضا و موانع طرف عرضه دسته‌بندی کرد^۵. برخی از موانع طرف تقاضا عبارت‌اند از: ناآگاهی، بی‌اعتمادی به کیفیت تجهیزات و نصب^۶، نبود مشاوره قابل‌اعتماد و مناسب^۷، ایجاد اختلال برای مصرف‌کننده هنگام نصب تجهیزات جدید، دوره طولانی بازگشت سرمایه‌گذاری در تجهیزات کارایی انرژی^۸، هزینه‌های پیش‌پرداخت بالا و عرضه محدود منابع مالی، درک

1. World Energy Perspective (2016)

2. Metcalf (2006)

3. Hamilton (2008)

4. Spulber (1989)

5. Department for Business, Energy & Industrial Strategy (2017)

6. Department of Energy and Climate Change (2014, 2015)

7. Supply Chain Insight Group (2015)

8. Kahneman and Tversky (1979)

پایین درمورد ارزش و منافع گسترده کارایی انرژی^۱. از میان موانع طرف عرضه یا بی انگیزگی برای سرمایه‌گذاری نیز می‌توان به عدم اطمینان درمورد صرفه‌جویی حاصل در انرژی، اعتماد اندک به کیفیت اقدامات کارایی انرژی، نداشتن مهارت در زنجیره عرضه برای اجرای برخی اقدامات در برخی نقاط^۲ و نبود سیگنال‌های بلندمدت از جانب دولت^۳ اشاره کرد.

مباحث مذکور موجب شد طی دهه گذشته، بررسی تقاضای انرژی و عوامل تأثیرگذار بر آن مورد توجه محققان قرار گیرد. در این زمینه، درک چگونگی اثرگذاری قیمت بر مصرف انرژی که در اندازه کشش قیمتی انرژی منعکس می‌شود از اهمیت زیادی برخوردار است. اما از یک سو به دلیل نوسانات قیمت انرژی، تحولات بازار انرژی و شرایط اقتصادی کشورها کشش قیمتی انرژی می‌تواند در طی زمان تغییر کند و از طرف دیگر کشش‌های قیمتی و درآمدی انرژی از جمله عوامل مؤثر بر سیاست‌گذاری انرژی هستند؛ بنابراین بررسی اندازه کشش قیمتی انرژی چیزی فراتر از صرف اندازه کشش است؛ زیرا اندازه این متغیر تعیین‌کننده آثار ناشی از سیاست‌های تعدیل قیمت انرژی به‌منظور کاهش مصرف و صرفه‌جویی در انرژی است.

هدف اصلی این مقاله بررسی کشش قیمتی متغیر با زمان انرژی در ایران است. برای این منظور در بخش بعدی مبانی نظری، در بخش سوم پیشینه پژوهش، در بخش چهارم داده‌ها و روش تحقیق، در بخش پنجم تحلیل نتایج و در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

تخمین تقاضای انرژی از نظر مفهومی دشوار است؛ زیرا تقاضا برای انرژی به‌جای تقاضای نهایی، تقاضای مشتق شده است. به این معنی که تقاضا برای انرژی به خاطر خود انرژی نیست، بلکه به خاطر خدماتی است که انرژی در ترکیب با سایر نهاده‌ها تولید می‌کند؛ بنابراین فاکتورهای مؤثر بر تقاضای انرژی دو دسته‌اند: یکی عوامل تعیین‌کننده تقاضا برای محصولات نهایی و دیگری رقابت بین نهاده‌ها در فرایند تولید. در ادامه براساس کار نوردهاوس (۱۹۷۵) شیوه استخراج تقاضای مشتق شده انرژی ارائه

1. Department of Energy and Climate Change (2011, 2013)

2. BEIS/DCLG (2016)

3. European Mortgage Federation (2017)

می‌شود. پایه‌های استخراج تقاضا در روش نوردهاوس (۱۹۷۵) دو رابطه‌ی اساسی فناوری و ترجیحات است که از تقابل آن‌ها قیمت و تقاضا برای محصولات انرژی مشخص می‌شود. برای این کار، ابتدا فروض اساسی ارائه می‌شود که عبارت‌اند از: ۱. برای هر کالا یک تابع تولید خوش‌رفتار وجود دارد که در آن نهاده‌های تولید، نیروی کار، سرمایه و انرژی هستند. ۲. انرژی در هر بخش در یک واحد جدا جمع می‌شود، اگرچه نوع سوخت به‌کاررفته در بخش‌های مختلف ممکن است متفاوت باشد و کارایی سوخت‌های مختلف نیز متفاوت است. ۳. فرض می‌شود که بخش‌ها، هزینه‌ی تولید برای سطح مشخصی از محصول را حداقل می‌کنند. ۴. قیمت‌ها مبتنی بر هزینه‌ی متوسط بلندمدت به‌علاوه‌ی مارک‌آپ ثابت (که می‌تواند برای صنایع رقابتی صفر باشد) تعیین می‌شوند. ۵. نیروهای مؤثر بر تابع تقاضا را می‌توان به‌وسیله‌ی یک تابع ترجیحات سازگار نشان داد. ۶. بخش مسکونی به یک بخش تولیدی و یک بخش مصرفی تقسیم می‌شود؛ بنابراین به تقاضای انرژی بخش مسکونی از طریق بخش تولیدی رسیدگی می‌کنیم. در ادامه با به‌کارگیری فروض فوق نشان داده می‌شود چگونه تقاضا برای نهاده‌ی انرژی با پارامترهای تابع تولید و تابع ترجیحات، قیمت‌ها و درآمد مرتبط می‌شود.

ابتدا نقش انرژی در تولید بررسی می‌شود. اقتصادی با نهاده‌های نیروی کار (L)، سرمایه (K)، انرژی (E) و کالاهای تولیدی Q_1, Q_2, \dots, Q_n را در نظر می‌گیریم. تابع تولید برای کالای i به‌صورت زیر است:

$$Q_i = F^i(Q_{1i}, \dots, Q_{ni}, L_i, K_i, E_i, T) \quad (1)$$

با به‌کارگیری بسط تیلور می‌توان رابطه‌ی ۱ را به‌صورت زیر تقریب زد^۱:

$$\ln Q_i = h_i^0 + \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} \ln Q_j + \beta_i^0 \ln L_i + \gamma_i^0 \ln E_i + \delta_i^0 \ln K_i + \lambda_i^0 T + \text{higer order term} \quad (2)$$

در رابطه‌ی ۲ جملات h_i^0 اجزای ثابت، T بیانگر زمان و پروکسی تغییر در فناوری، ضرایب E ، K و L کشش‌های تولیدی نهاده‌ها هستند. در توابع تولید با کشش جانشینی ثابت یا توابع تولید ترانسلوگ، جملات با مرتبه‌ی بالاتر باید لحاظ شوند. اما در اینجا فقط جملات مرتبه‌ی اول آورده شده که شبیه تابع تولید کاب-داگلاس است.

با حذف اندیس‌ها و نمایش رابطه‌ی ۲ به شکل ماتریسی رابطه‌ی ۳ حاصل می‌شود:

$$\ln \bar{Q} = \bar{h}^0 + \bar{\alpha} \ln \bar{Q} + \bar{\beta}^0 \ln \bar{L} + \bar{\gamma}^0 \ln \bar{E} + \bar{\delta}^0 \ln \bar{K} + \bar{\lambda}^0 T \quad (3)$$

۱. به نوردهاوس (۱۹۷۵)، صفحه‌ی ۴ رجوع شود.

که در آن $\ln Q$, \bar{h} , $\bar{\lambda}$, $\ln L$, $\ln E$ و $\ln K$ ماتریس‌هایی $n \times 1$ و $\bar{\alpha}$, β^0 , γ^0 و δ^0 ماتریس‌هایی n در n هستند. شایان ذکر است ماتریس‌های β^0 , γ^0 و δ^0 قطری هستند. با حل رابطه ۳ برای $\ln Q$ رابطه ۴ به دست می‌آید که در آن، تابع تولید هر کدام از کالاها به شکل کاب داگلاس بیان شده است:

$$\ln Q = \bar{h} + \beta \ln L + \gamma \ln E + \delta \ln K + \bar{\lambda} T \quad (۴)$$

$$\begin{bmatrix} \bar{h} \\ \beta \\ \gamma \\ \delta \\ \bar{\lambda} \end{bmatrix} = [I - \bar{\alpha}]^{-1} \begin{bmatrix} h^0 \\ \beta^0 \\ \gamma^0 \\ \delta^0 \\ \lambda^0 \end{bmatrix}$$

با توجه به اینکه توابع هزینه به‌عنوان دوگان/ همزاد توابع تولید وجود دارند، می‌توان توابع هزینه را به صورت زیر بیان کرد:

$$\ln C_i = \beta_i \ln P_l + \gamma_i \ln P_e + \delta_i \ln P_k - h_i - \lambda_i T \quad (۵)$$

اگر تابع هزینه ترانسلوگ باشد، باید جملات مرتبه دوم $\ln p_l \ln p_l$ و $\ln p_l \ln p_k$, ... اضافه می‌شدند که دوباره شبیه حالت تابع تولید در اینجا نادیده گرفته شده‌اند. شکل ماتریسی رابطه ۵ به صورت زیر است:

$$\ln C = \beta \ln P_l + \gamma \ln P_e + \delta \ln P_k - \bar{h} - \bar{\lambda} T \quad (۶)$$

تاکنون بحث‌ها صرفاً بر ویژگی‌های توابع تولید (فناوری) و هزینه تمرکز داشت، اما عوامل اقتصادی که محصولات را خریداری می‌کنند، از این توابع آگاهی ندارند. در عوض آن‌ها با ترکیبی از سیگنال‌های قیمتی و مقداری روبه‌رو هستند که بیانگر کمیابی نسبی کالاهای مختلف است. در ادامه فرض می‌شود بازارها با به‌کارگیری قیمت‌گذاری صریح یا ضمنی به تعادل می‌رسند و اینکه قیمت‌گذاری مبتنی بر هزینه است. همچنین فرض می‌شود که تولیدکنندگان براساس هزینه متوسط، کالاها را قیمت‌گذاری می‌کنند؛ به طوری که قیمت‌ها هزینه متوسط و یک مارک‌آپ ثابت را پوشش دهند^۱. علاوه بر این

۱. به شفارد (۱۹۶۰) رجوع شود.

۲. برای مثال یورگنسون و همکاران (۱۹۷۳) با به‌کارگیری تابعی مشابه رابطه ۵، توابع تولید را تخمین زدند.

۳. در تابع تولید کاب-داگلاس، هزینه نهایی نسبتی ثابت از هزینه متوسط است و در شرایط بازدهی ثابت به‌مقیاس، هزینه نهایی و ثابت برابر هستند.

فرض می‌شود دولت بر کالاها مالیات غیرمستقیم وضع خواهد کرد. بر این اساس قیمت به صورت رابطه ۷ مشخص می‌شود:

$$P_i = c_i + \sigma_i \quad (7)$$

که در آن، c_i هزینه متوسط و σ_i حاصل جمع مارک‌آپ و مالیات غیرمستقیم است. رابطه اساسی بعدی تابع ترجیحات است. فرض می‌شود ترجیحات جامعه به وسیله یک تابع خوش‌رفتار روی کالاهای نهایی قابل‌نمایش است. به بیانی دقیق‌تر فرض می‌شود تابع ترجیحات به شکل $U = U(Q_1, \dots, Q_n)$ وجود دارد. این تابع می‌تواند از توابع تقاضای بازار برای اقتصادها/ بخش‌های غیرمتمرکز یا از ترجیحات برنامه‌ریزان در اقتصادها/ بخش‌های متمرکز به دست آید (تسوتانف و نوردهاوس، ۱۹۷۵). فرض اصلی این است که چنین تابع خوش‌رفتاری وجود دارد و اینکه عوامل اقتصادی حداقل در بلندمدت به گونه‌ای عمل می‌کنند که مرجح‌ترین مجموعه از کالاها را به دست آورند. حال فرض کنید مجموعه فروض مذکور برآورده شوند. در این صورت توابع تقاضای اقتصاد می‌تواند به صورت $Q_i = D^i(P_1, \dots, P_n, Y)$ و $i=1, \dots, n$ نمایش داده شود که در آن P_i قیمت و Y درآمد است. سایر متغیرها (شرایط آب‌وهوایی، توزیع درآمد و شکل دولت) در این توابع ملحوظ است. مشابه توابع تولید می‌توان روابط تقاضا را به صورت رابطه ۸ نمایش داد:

$$\ln Q_j = \theta_j + \sum_{i=1}^n \psi_{ij} \ln P_i + \mu_j \ln Y + \text{higher order term.} \quad (8)$$

در اینجا نیز محدودیت‌های خاص از جمله محدودیت بودجه وجود دارد، اما در معادله فوق فعلاً نادیده گرفته شده است. دوباره مشابه قبل، جملات مرتبه بالاتر را نادیده می‌گیریم. شکل ماتریسی رابطه ۸ به صورت زیر است:

$$\overline{\ln Q} = \bar{\theta} + \bar{\psi} \overline{\ln p} + \bar{\mu} \ln Y \quad (9)$$

که در آن $\bar{\theta}$ و $\bar{\mu}$ بردارهای ستونی $n \times 1$ و $\bar{\psi}$ ماتریس n در n از کشش‌های قیمتی است. همچنین یادآوری می‌شود $\bar{\theta}$ تابعی از متغیرهای غیرقیمتی و جملات تصادفی است. با حل رابطه ۹ از طریق به‌کارگیری روابط ۶ و ۷ داریم:

$$\overline{\ln Q} = \bar{\theta} + \bar{\psi} (\beta \ln P_1 + \bar{\gamma} \ln P_e + \delta \ln P_k - \bar{h} - \bar{\lambda} T + \bar{\sigma}) + \bar{\mu} \ln Y \quad (10)$$

$$\overline{\ln Q} = \bar{\theta} + \beta^* \ln P_1 + \gamma^* \ln P_e + \delta^* \ln P_k - h^* - \lambda^* T + \sigma^* + \bar{\mu} \ln Y \quad (11)$$

که در رابطه ۱۱ علامت * نشان‌دهنده ضرب پارامترهای مدل ۱۰ در $\bar{\psi}$ (برای مثال $\beta = \bar{\psi} \cdot \beta^*$) است. سرانجام نیازمند مشخص کردن تقاضا برای نهاده‌ها هستیم. با فرض حداقل‌سازی هزینه، شرایط مرتبه اول به صورت زیر است:

$$\ln E_i + \ln P_e - \ln \gamma_i = \ln L_i + \ln P_l - \ln \beta_i = \ln K_i + \ln P_k - \ln \delta_i \quad (12)$$

معادلات ۱۰، ۱۲ و ۴ چهار معادله برای چهار متغیر $\ln Q_i$ ، $\ln L_i$ ، $\ln E_i$ و $\ln K_i$ ارائه می‌کنند. ما به دنبال حل معادلات برای به دست آوردن تقاضای انرژی یعنی $\ln E_i$ هستیم. با به کارگیری رابطه ۱۲ و حذف $\ln K_i$ و $\ln L_i$ داریم:

$$\ln L_i = \ln E_i + \ln P_e - \ln \gamma_i + \ln \beta_i - \ln P_l \quad (13a)$$

$$\ln K_i = \ln E_i + \ln P_e - \ln \gamma_i + \ln \delta_i - \ln P_k \quad (13b)$$

با قراردادن روابط ۱۳a و ۱۳b در رابطه ۴ داریم:

$$\ln Q = \bar{\beta} [\ln \bar{E} + \ln P_e - \ln \bar{\gamma} + \ln \bar{\beta} - \ln P_l] + \bar{\gamma} \ln \bar{E} + \quad (14)$$

$$\bar{\delta} [\ln \bar{E} + \ln P_e - \ln \bar{\gamma} + \ln \bar{\delta} - \ln P_k] + \bar{h} + \bar{\lambda} T$$

$$\ln Q = [\bar{\beta} + \bar{\gamma} + \bar{\delta}] \ln \bar{E} + [\bar{\beta} + \bar{\delta}] \ln P_e - \bar{\beta} \ln P_l - \bar{\delta} \ln P_k + \bar{\gamma} T + A^0$$

$$A^0 = [\bar{h} + \bar{\beta} \ln \bar{\beta} - \bar{\beta} \ln \bar{\gamma} + \bar{\delta} \ln \bar{\delta} - \bar{\delta} \ln \bar{\gamma}]$$

با حل روابط ۱۴ و ۱۱ داریم:

$$(\bar{\beta} + \bar{\gamma} + \bar{\delta}) \ln \bar{E} + (\bar{\beta} + \bar{\delta}) \ln P_e - \bar{\beta} \ln P_l - \bar{\delta} \ln P_k + \bar{\gamma} T + A^0 = \quad (15)$$

$$\bar{\theta} + \bar{\beta}^* \ln P_l + \bar{\gamma}^* \ln P_e + \bar{\delta}^* \ln P_k - \bar{h}^* - \bar{\lambda}^* T + \sigma^* + \bar{\mu} \ln Y$$

و در نهایت:

$$\ln \bar{E} = \bar{A}^+ + [\bar{\gamma}^{+*} - \bar{\beta}^+ - \bar{\delta}^+] \ln P_e + (\bar{\beta}^{+*} + \bar{\beta}^+) \ln P_l + \quad (16)$$

$$(\bar{\delta}^{+*} + \bar{\delta}^+) \ln P_k + \bar{\mu}^+ \ln Y - (\bar{\lambda}^{+*} + \bar{\lambda}^+) T$$

معادله ۱۶ معادله تقاضای انرژی است که در آن علامت + نشان‌دهنده پیش‌ضرب در

$$\bar{A} = \bar{\sigma}^* - \bar{h}^* - \bar{A}^0 + \bar{\theta} \quad \text{و} \quad \psi = (\bar{\beta} + \bar{\gamma} + \bar{\delta})^{-1}$$

است.

تصریح به کار رفته در معادله ۱۶ اگرچه بسیار ساده است، تخمین آن همچنان دشوار است. توضیح برخی نکات در مورد ویژگی‌های این رابطه به درک بهتر نتایج اقتصادسنجی آن کمک خواهد کرد. در ادامه این نکات بررسی می‌شوند.

الف) در ساده‌ترین حالت، فرض می‌شود هر صنعت دارای بازده ثابت به مقیاس

(یعنی $\beta_i + \gamma_i + \delta_i = 1$) است. این بدان معنی است که ماتریس کشش‌های تقاضا

قطری است و وابستگی درونی وجود ندارد؛ به طوری که ضرایب داده-ستاده لگاریتمی در

رابطه ۲ جز برای فاکتورهای اولیه برابر صفر است. در این صورت، تابع تقاضا به صورت زیر تبدیل می‌شود:

$$\ln E_i = A_i + [\psi_{ii}\gamma_i - \beta_i - \delta_i] \ln P_e + [\psi_{ii}\beta_i + \beta_i] \ln P_1 + [\psi_{ii}\delta_i + \delta_i] \ln P_k + \mu_i \ln Y \quad (17a)$$

رابطه ۱۷a برای هر i برقرار است که برای سادگی می‌توان آن را به صورت زیر بیان کرد:

$$\ln E_i = c_{0i} + c_{1i} \ln P_e + c_{2i} \ln P_1 + c_{4i} \ln P_k + c_{3i} \ln Y \quad (17b)$$

ب) در ادامه برای تفسیر ساده‌تر معادله تقاضا آن را ساده‌تر می‌کنیم. باید توجه داشت که قیمت کالاهای سرمایه‌ای به صورت $P_k = (r + v)P_e$ است که در آن، r نرخ تنزیل مناسب، v نرخ استهلاک و P_e قیمت کالاهای سرمایه‌ای است. در ادامه فرض می‌شود قیمت کالاهای سرمایه‌ای به‌طور خطی با شاخص تعدیل GNP مرتبط است، یعنی $P_e \sim P$ ، که در آن P شاخص تعدیل GNP است^۱. علاوه بر این فرض می‌شود که $(r + v)$ در طی زمان ثابت است. سرانجام به این حقیقت اشاره می‌شود که سهم نیروی کار در درآمد ملی در طی زمان نسبتاً باثبات است. این حقیقت تمایز قائل شدن بین P_1 و Y در معادله اصلی را دشوار می‌سازد. برای حل این مشکل معادله‌ای را به کار می‌گیریم که قیمت نیروی کار را به صورت نسبی از حاصل ضرب شاخص تعدیل GNP و تولید سرانه بیان می‌کند. دنیسون (۱۹۶۷) شواهدی مبنی بر ثبات سهم نیروی کار ارائه کرد. اگر سهم نیروی کار نسبتی ثابت از GNP باشد، آنگاه $P_1 \cdot L = c_1 P \cdot X$ که همان GNP است و اگر نرخ مشارکت نیروی کار ثابت باشد، $\frac{L}{POP} = c_2$ که جمعیت است؛ بنابراین می‌توان درآمد سرانه $(Y = PX/POP)$ و دستمزد نیروی کار (P_1) را به صورت زیر مرتبط ساخت:

$$Y = \frac{PX}{POP} = \left(\frac{PX}{L}\right) \left(\frac{L}{POP}\right) = \frac{PC_2P_1}{c_1P} = \frac{c_2P_1}{c_1} \quad (18)$$

$$\ln Y = \ln \left(\frac{c_2}{c_1}\right) + \ln P_1 = \text{constant} + \ln P_1$$

با جایگذاری رابطه ۱۸ در رابطه ۱۷b و به‌کارگیری این فرض $\beta_i + \gamma_i + \delta_i = 1$

داریم:

۱. این فرض از لحاظ نظری تأیید می‌شود اگر شدت انرژی‌بری و کاربری کالاهای سرمایه‌ای با میزان انرژی‌بری و کاربری کالاهای غیرسرمایه‌ای برابر باشند. این فرض به شدت محدودکننده است، اما داده‌های به‌کاررفته توسط نوردهاوس (۱۹۷۷) نشان داد قیمت کالاهای سرمایه‌ای به شدت وابسته به قیمت سایر کالاها است.

$$\ln E_i = c'_{0i} + c_{1i} \ln P_e + (c_{2i} + c_{3i}) \ln Y + c_{4i} \ln P \quad (19)$$

با توجه به همگن از درجه صفر بودن معادله ۱۷b، داریم $c_1 + c_2 + c_3 + c_4 = 0$. بر این اساس می‌توان معادله ۱۹ را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\ln E_i = c'_{0i} + c_{1i} \ln P_e + (c_{2i} + c_{3i}) \ln Y + (c_1 + c_2 + c_3) \ln P \quad (20)$$

یا به شکل نهایی:

$$\ln E_i = c'_{0i} + c_{1i} (\ln P_e - \ln P) + (c_{2i} + c_{3i}) (\ln Y - \ln P) \quad (21)$$

$$c_{1i} = \psi_{ii} \gamma_i - \beta_i - \delta_i$$

$$c_{2i} + c_{3i} = \mu_i + (\psi_{ii} + 1) \beta_i$$

معادله ۲۱ نشان می‌دهد در تابع تقاضای انرژی، کشش قیمتی انرژی نه تنها به وسیله کشش تقاضا برای کالاهای نهایی، بلکه توسط کشش‌های تولیدی برای نهاده‌ها تعیین می‌شود. به‌ویژه کشش خودقیمتی انرژی شامل سه جمله و ترکیبی از چهار پارامتر، شامل کشش قیمتی برای کالاهای نهایی (ψ_{ii})، کشش تولید نهاده انرژی (γ_i) و کشش تولید سایر نهاده‌های تولید (β_i و δ_i) است. همچنین متغیر زمان از تابع حذف شده است. مهم است اشاره شود که تصریح به کاررفته در اینجا (مشابه سایر مطالعات تقاضا) قادر به تفکیک تقاضا از پارامترهای تابع تولید نیست. این مسئله دلالت دارد بر مشکل اساسی‌ای که هنگام به‌کارگیری تئوری تقاضا برای تقاضای انرژی بروز پیدا می‌کند و اینکه ضرایب ممکن است به‌طور کامل متفاوت با پارامترهای درست تابع تقاضا باشند. از طرف دیگر ممکن است از نظر کاربردی، دانستن کشش‌های دقیق برای سیاست‌گذاری و پیش‌بینی که در آن تنها تابع عکس‌العمل مهم است ضروری نباشد. علاوه بر این، تحت محدودیت‌های معمول بر علامت پارامترها، جمله کشش خودقیمتی تقاضای انرژی ($\psi_{ii} \gamma_i - \beta_i - \delta_i$) دارای علامت منفی است؛ زیرا هر سه عبارت شکل‌دهنده آن منفی هستند. از طرفی علامت ضریب درآمد مشخص نیست؛ زیرا علامت $\psi_{ii} + 1$ به‌طور دقیق مشخص نیست.

در نهایت لازم به یادآوری است که اگرچه معادله نهایی تقاضای انرژی در رابطه ۲۱ اولین بار به‌وسیله نوردهاوس (۱۹۷۵) ارائه شد، این تصریح از تقاضای انرژی در ادبیات مربوطه پذیرفته شد و به‌طور گسترده‌ای در مطالعات تجربی^۱ مورد استفاده محققان قرار گرفت.

1. Inglesi (2010); Nakajima & Hamori (2010); Hunt & Dilaver (2010), Nordhaus (1977)

۳. پیشینه پژوهش

مطالعات داخلی مرتبط با برآورد کسش قیمتی و درآمدی تقاضای انرژی در ایران را می‌توان از نظر قلمرو شمول و نوع انرژی دسته‌بندی کرد. در حوزه مطالعات بخشی برای انواع خاصی از حامل‌های انرژی، اسماعیل‌نیا و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از روش کالمن فیلتر برای تقاضای برق در بخش خانگی نشان دادند کسش قیمتی تقاضای برق در طی زمان متغیر است و از رقمی نزدیک به ۱ در دهه ۱۳۴۰ به رقمی پایین‌تر از ۱ در ابتدای دهه ۱۳۹۰ تقلیل یافته است. مطالعه صدرزاده‌مقدم و همکاران (۱۳۹۲) در بخش صنعت با به‌کارگیری روش معادلات به‌ظاهر نامرتب در دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۶۷ نیز نشان‌دهنده کم‌کسش بودن تقاضای انرژی در این بخش است. دژپسند و خزائی (۱۳۹۷) به برآورد کسش‌های قیمتی و درآمدی مؤثر بر تقاضای بنزین و نفت‌گاز در بخش حمل‌ونقل پرداختند. نتایج نشان داد کسش درآمدی و قیمتی این دو حامل انرژی در بخش حمل‌ونقل کمتر از واحد است. در حوزه مطالعات استانی نیز زارعیان مزرعه خسرو و شکوری گنجوی (۱۳۹۵) برای مصرف بنزین شامل حمل‌ونقل شخصی، حمل‌ونقل عمومی و بخش‌های صنعت و کشاورزی در استان تهران در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۷، قدرمطلق کسش قیمتی تقاضای بنزین در کوتاه‌مدت و بلندمدت را به ترتیب ۰/۰۹۲ و ۰/۱۲۹ برآورد کردند. در این زمینه همچنین حمیدی رزی و همکاران (۱۳۹۸) نشان دادند متوسط قدرمطلق کسش قیمتی و درآمدی تقاضای انرژی در بین استان‌های کشور به ترتیب ۰/۹۲ و ۰/۱۹۷ است که بیانگر ضرورت اعمال سیاست‌های غیرقیمتی برای تغییر رفتار مصرف‌کننده و صرفه‌جویی در انرژی است.

برخلاف مطالعات داخلی که همگی بر انواع خاصی از حامل انرژی متمرکز شده‌اند، در تعداد زیادی مطالعات بین‌المللی چه به صورت کشوری و چه به صورت بین‌کشوری بر کسش‌های قیمتی و درآمدی برای کل انرژی تمرکز شده است؛ برای مثال براساس نتایج مطالعه پینزون (۲۰۱۶) برای اکوادور در دوره ۲۰۱۵-۱۹۷۰، کسش‌های درآمدی و قیمتی تقاضای کل انرژی به ترتیب ۱/۲۲ و ۰/۰۲۷- است. همچنین در مطالعه العظم و هاودن (۱۹۹۹) در دوره ۱۹۹۷-۱۹۶۸ برای کشور اردن، کسش‌های قیمتی و درآمدی کل انرژی به ترتیب ۰/۰۸۲- و ۰/۹۸ بوده است.

در زمینه مطالعات بین‌کشوری برای تقاضای کل انرژی نیز لیدلی و هانتینگتون (۲۰۲۰) در دوره ۲۰۱۶-۱۹۶۰ با به‌کارگیری داده‌های ۳۷ کشور OECD، ۴۱ کشور

غیر OECD و روش پانل پویا، کسش‌های قیمتی (درآمدی) کوتاه‌مدت برای کشورهای غیر OECD و کشورهای OECD به ترتیب $0/067 - 0/39$ و $0/094 - 0/40$ و کسش‌های قیمتی (درآمدی) بلندمدت نیز به ترتیب $0/011 - 0/63$ و $0/22 - 0/64$ است. در این زمینه، همچنین نتایج مطالعه عزیز و همکاران (۲۰۱۳) برای شانزده کشور توسعه‌یافته نشان داد کسش قیمتی و درآمدی کل انرژی در کوتاه‌مدت به ترتیب $0/02 - 0/22$ و در بلندمدت نیز برابر با $0/07 - 0/93$ درصد است. در نهایت مطالعه لی و لی (۲۰۱۰) با به‌کارگیری روش هم‌انباشتگی پانلی برای ۲۵ کشور منتخب عضو OECD در دوره ۲۰۰۴-۱۹۷۸ تقاضای کل انرژی و تقاضای برق را برآورد کردند. براساس نتایج، کسش قیمتی انرژی برای کل انرژی و برق به ترتیب $0/19 - 0/01$ است.

با توجه به بررسی پیشینه موضوع در ایران و جهان، تاکنون در ایران کسش‌های قیمتی و درآمدی برای کل انرژی بررسی نشده و مقاله حاضر، اولین مطالعه‌ای است که شاخص قیمت انرژی برای کل حامل‌های انرژی را محاسبه می‌کند. همچنین در مطالعات موجود، دلیل پایین بودن قیمت انرژی مطرح نشده و اجزای تشکیل‌دهنده آن به صورت نظری به خوبی بیان نشده است.

۴. روش تحقیق و داده‌ها

مدل‌سازی اقتصادسنجی در طی دو دهه اخیر، تحول زیادی یافته و هم‌انباشتگی یکی از تحولات مهم در این زمینه است (انگل و گرنجر، ۱۹۸۷؛ یوهانسن، ۱۹۹۱؛ هندری و یوسلیوس، ۲۰۰۰، ۲۰۰۱). روش‌های هم‌انباشتگی، به شدت وابسته به ایستایی سری‌های زمانی و ثبات پارامترهای مدل در طی زمان هستند. با وجود این الزامات در برخی موارد، محققان به وابستگی بیش‌ازحد به تحلیل‌های هم‌انباشتگی تردید کردند. هاروی (۱۹۹۷) بیان کرد که تمام اقتصادسنجی پویا نباید مبتنی بر مدل‌های خودرگرسیون باشد. همچنین هانت و همکاران (۲۰۰۳) اضافه کردند که تکنیک‌هایی که اجازه می‌دهند ضرایب در طی زمان به طور تصادفی تغییر کنند، می‌توانند مفید باشند. در این زمینه، روش کالمن فیلتر^۱ همه مشخصه‌های مذکور را دارد و چارچوب ایدئالی برای برآورد رگرسیون‌های دارای متغیرهای توضیحی که اثر آن‌ها در طی زمان متغیر است ارائه می‌کند (اسلید، ۱۹۸۹)؛ بنابراین قبل از انتخاب مناسب‌ترین تکنیک

1. Kalman filter

برای یک مورد خاص، نیاز است بی‌ثباتی پارامترها بررسی شود. برای آزمون بی‌ثباتی پارامترها در ادبیات مربوطه تعدادی آزمون پیشنهاد شده است (اندریوز، ۱۹۹۳؛ چو، ۱۹۸۹؛ هانسن، ۱۹۹۲). در این زمینه هانسن (۱۹۹۲) نسخه‌ای بسط‌یافته از روش‌های قبلی پیشنهاد کرد که مدل‌های با روندهای دترمینستیک و تصادفی را پوشش داده که مبتنی بر آزمون ضریب لاگرانژ است. براساس این آزمون، اگر تأیید شود که پارامترها با زمان تغییر می‌کنند، روش کالمن فیلتر مناسب‌ترین روش برای برآورد پارامترها است. تکنیک کالمن فیلتر مبتنی بر تخمین مدل‌های فضا-حالت^۱ است. براساس مطالعه کاترتسون و همکاران (۱۹۹۲) دو نوع مدل اصلی وجود دارد که در تطابق با تکنیک کالمن فیلتر هستند: یکی مدل‌های با اجزای غیرقابل مشاهده^۲ و دومی مدل‌های دارای پارامترهای متغیر با زمان^۳ که در این مطالعه نوع دوم به کار گرفته می‌شود. برای انجام این کار، در ابتدا یک سیستم پویا به شکل فضا-حالت به شرح زیر توصیف می‌شود:

$$y_t = Ax_t + H\xi_t + w_t \quad (۱)$$

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

معادله ۱ معادله مشاهده (سیگنال یا اندازه‌گیری) و معادله ۲ معادله حالت (یا انتقال) است که در آن‌ها A ، F و H ماتریس پارامترها به ترتیب با ابعاد $(n \times k)$ ، $(n \times n)$ و $(r \times r)$ و برداری با ابعاد $(r \times 1)$ از متغیرهای برون‌زا یا از قبل تعیین شده و ξ_t برداری با ابعاد $(r \times 1)$ از متغیرهای غیرقابل مشاهده است که به بردار حالت معروف است. همچنین دو بردار اجزای اخلاص w_t و v_t نوقه‌های سفید مستقل با مشخصه‌های زیر هستند:

$$E(v_t v_t) = \begin{cases} Q, & \text{for } t = \tau \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (۳)$$

$$E(w_t w_t) = \begin{cases} R, & \text{for } t = \tau \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (۴)$$

که در آن Q و R به ترتیب ماتریس‌های $(r \times r)$ و $(n \times n)$ هستند. همچنین فرض بر این است که:

$$E(v_t w_\tau) = 0 \quad \text{for all } t \text{ and } \tau \quad (۵)$$

-
1. State - Space Models
 2. Unobservable Components Models
 3. Time - Varying Parameter Models

با این فرض که ماتریس پارامترهای A, H, R, Q و F تابع زمان هستند، معادلات فضا- حالت (معادله‌های ۱ و ۲) به صورت زیر تبدیل می‌شوند:

$$Y_t = \alpha(x_t) + [H(x_t)]' \xi_t + w_t \quad (۶)$$

$$\xi_{t+1} = F(x_t)\xi_t + v_{t+1} \quad (۷)$$

که در آن، $F(x_t)$ ماتریسی با ابعاد $(r \times r)$ است که عناصر آن تابعی از x_t هستند. $\alpha(x_t)$ تابع بردار مقدار^۱ با ابعاد $(n \times 1)$ و $H(x_t)$ تابع ماتریس مقدار^۲ با ابعاد $(r \times n)$ است.

معادله‌های ۶ و ۷ به پارامترها اجازه می‌دهند به طور تصادفی با زمان تغییر کنند، اما همچنان محدودیت فرض توزیع گوسین را دربردارند.

در مدل‌های تقاضای انرژی نیز باید اجازه داد که کشش قیمت انرژی در طی زمان تغییر کند تا تغییر در شرایط اقتصادی و توسعه بازارهای انرژی در مدل‌ها لحاظ شود؛ بنابراین به پیروی از معادله ۲۱، در مبانی نظری معادله تقاضای انرژی به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\ln(E)_t = \alpha + \beta \ln(E_{price})_t + \gamma \ln(y)_t + \varepsilon_t \quad (۸)$$

رابطه ۸ شامل متغیرهای استاندارد است که در ادبیات تقاضای انرژی^۳ مورد استفاده قرار گرفته‌اند که در آن $\ln(E)_t$ لگاریتم مصرف انرژی، $\ln(E_{price})_t$ لگاریتم قیمت واقعی انرژی و $\ln(y)_t$ لگاریتم GDP واقعی است. معادله ۸ کشش‌های ثابت قیمتی (α) و درآمدی انرژی (β) را نتیجه می‌دهد، اما در این مطالعه با به کارگیری روش کالمن فیلتر، ضرایب مذکور در طی زمان تغییر می‌کند و در نتیجه معادله ۸ باید به صورت زیر تغییر یابد:

$$\ln(E)_t = \alpha_t + \beta_t \ln(E_{price})_t + \gamma_t \ln(y)_t + \varepsilon_t \quad (۹)$$

برای تخمین معادله ۹، معادلات سیگنال و حالت به شرح زیر تعریف می‌شوند:

$$\ln(E)_t = sv1 \ln(E_{price})_t + sv2 \ln(y)_t + sv3 + \varepsilon_{t1} \quad (۱۰)$$

$$sv1 = sv1(-1) + \varepsilon_{t2} \quad (۱۱)$$

$$sv2 = sv2(-1) + \varepsilon_{t3} \quad (۱۲)$$

$$sv3 = sv3(-1) + \varepsilon_{t4} \quad (۱۳)$$

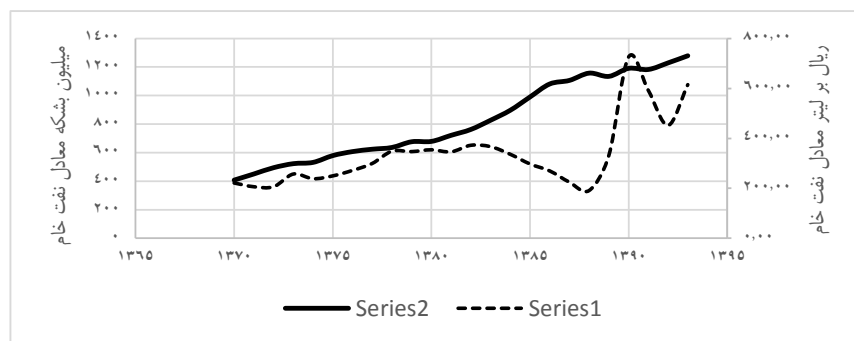
1. Vector -Valued Function

2. Matrix -Valued Function

3. Inglesi (2010), Nakajima & Hamori (2010), Hunt & Dilaver(2010)

که در آن، رابطه ۱۰ معادله سیگنال و روابط ۱۱، ۱۲ و ۱۳ معادلات حالت هستند. Svi ها کشش‌های قیمتی و درآمدی و عرض از مبدأ مدل است. برای برآورد دستگاه معادلات مذکور (روابط ۱۰، ۱۱، ۱۲ و ۱۳) داده‌های تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ از حساب‌های ملی بانک مرکزی و داده‌های مصرف انرژی نهایی از ترازنامه انرژی استخراج شد، اما مهم‌ترین داده در این مقاله، شاخص قیمت انرژی است که وجود قیمت‌های متفاوت حامل‌های انرژی برای ادوار قبل و بعد از هدفمندی یارانه‌ها، قیمت‌های سهام‌های و آزاد برای دوران بعد از هدفمندی و سهم مصرفی هرکدام، قیمت‌های متفاوت برای بنزین معمولی و سوپر و سهم هرکدام از مصرف کل، لحاظ دو دسته قیمت نیروگاهی و سایر بخش‌ها برای نفت کوره و نفت گاز، محاسبه قیمت کل انرژی را دشوار می‌کند. با در نظر گرفتن ملاحظات فوق، قیمت واقعی انرژی در ایران براساس واحد ریال بر لیتر معادل نفت خام به صورت میانگین موزون قیمت واقعی برق، گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی (گاز مایع، بنزین، نفت سفید، نفت گاز و نفت کوره) محاسبه شد.

نمودار ۱ روند قیمت واقعی انرژی و مصرف انرژی نهایی را نشان می‌دهد. در دوره مورد بررسی، دو روند متفاوت برای قیمت انرژی ملاحظه می‌شود. در دوره ۱۳۸۸-۱۳۷۰ قیمت انرژی یک روند U معکوس با نقطه شروع، اوج و پایان به ترتیب ۲۲۱، ۳۷۲ و ۱۹۱ ریال بر لیتر معادل نفت خام دارد. روند دوم مربوط به سال‌های بعد از قانون هدفمندی یارانه‌ها است که در ابتدا از ۳۳۲ ریال بر لیتر در سال ۱۳۸۹ به ۷۲۶ ریال بر لیتر در سال ۱۳۹۰ رسیده، ولی در ادامه به دلیل ثبات قیمت انرژی و تورم بالا، قیمت واقعی انرژی شروع به کاهش کرده و به ۳۸۲ ریال بر لیتر در سال ۱۳۹۷ رسیده است.

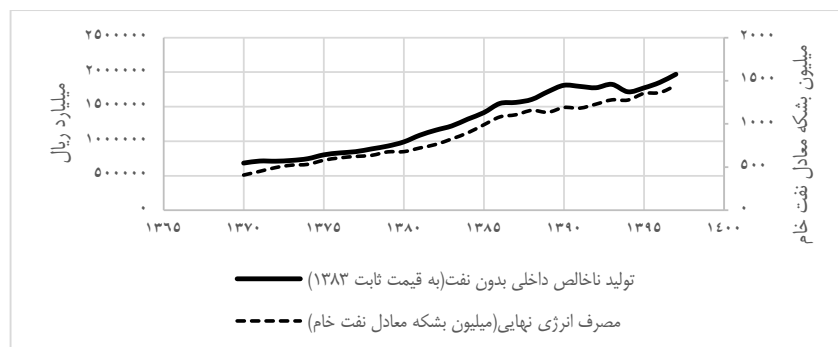


نمودار ۱. روند تغییرات قیمت واقعی انرژی و مصرف انرژی نهایی در ایران (۱۳۷۰-۱۳۹۷)

منبع: یافته‌های پژوهش

برخلاف قیمت انرژی، مصرف انرژی نهایی یک روند صعودی و تقریباً باثبات را طی کرده و از ۲۰۶ میلیون بشکه در سال ۱۳۷۰ به ۱۴۴۶ میلیون بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۹۷ رسیده است.

روند مصرف انرژی نهایی و تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ در نمودار ۲ نشان می‌دهد در دوره ۱۳۸۶-۱۳۷۰ مصرف انرژی نهایی به خوبی روند تولید ناخالص داخلی بدون نفت را دنبال می‌کند؛ به طوری که در این دوره، هر دو نمودار با نرخ فراینده در حال رشد است و جهت تقعر آن‌ها رو به بالا است، اما در دوره ۱۳۸۶ به بعد، روند متفاوتی را شاهد هستیم، ولی در مجموع می‌توان اظهار داشت مصرف انرژی تا حد زیادی تحت تأثیر رشد اقتصادی است.



نمودار ۲. روند مصرف انرژی نهایی و تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت ثابت ۱۳۸۳

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. برآورد و تحلیل نتایج

قبل از برآورد مدل، آزمون ایستایی متغیرها انجام می‌شود. به دلیل تغییرات ساختاری (از جمله تحریم و هدفمندی یارانه‌ها) در دوره مورد بررسی، برای انجام آزمون ریشه واحد از آزمون زیوت و اندریوز (۱۹۹۲) که شکست ساختاری را در سری‌های زمانی لحاظ می‌کند، استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول ۱ بیانگر وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی مورد بررسی است. با توجه به ایستا نبودن سری‌های زمانی نیاز است که هم‌انباشتگی مدل بررسی شود. از طرفی به دلیل وجود شکست ساختاری در سری‌های زمانی مورد بررسی ممکن است آزمون‌های مرسوم هم‌انباشتگی به ایجاد

هم‌انباشتگی کاذب منجر شود. برای رفع این مشکل، در این تحقیق آزمون هم‌انباشتگی گریگوری-هانسن (۱۹۹۶) به کار می‌رود. نتایج این آزمون در جدول ۲ بیانگر رد فرض صفر (نبود رابطه هم‌جمعی) است.

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز

شکست در عرض از مبدأ				
نام متغیر	آماره	مقدار بحرانی ۵ درصد	نقطه شکست	نتیجه
lnE	-۲/۹۵	-۴/۸۰	۱۳۸۳	I(1)
lnP	-۳/۹۷	-۴/۸۰	۱۳۹۰	I(1)
lnGDP	-۳/۲۵	-۴/۸۰	۱۳۹۰	I(1)
شکست در روند				
نام متغیر	آماره	مقدار بحرانی ۵ درصد	نقطه شکست	نتیجه
lnE	-۳/۴۷	-۴/۴۲	۱۳۸۹	I(1)
lnP	-۳/۱۸	-۴/۴۲	۱۳۸۷	I(1)
lnGDP	-۳/۹۹	-۴/۴۲	۱۳۹۰	I(1)
شکست در عرض از مبدأ و روند				
نام متغیر	آماره	مقدار بحرانی ۵ درصد	نقطه شکست	نتیجه
lnE	-۳/۹۰	-۵/۰۸	۱۳۸۴	I(1)
lnP	-۳/۷۵	-۵/۰۸	۱۳۹۰	I(1)
lnGDP	-۳/۵۷	-۵/۰۸	۱۳۸۹	I(1)

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی گریگوری-هانسن

constant, the slope & the trend			نوع شکست
Z_t	Z_{α}	ADF	آماره t
-۶/۸۹	-۸۰/۲۳	-۶/۷۶	
۱۳۸۶	۱۳۸۶	۱۳۸۶	سال شکست
-۵/۹۶	-۷۸/۸۷	-۵/۹۶	مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد
تأیید هم‌انباشتگی			نتیجه

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که ذکر شد، قبل از به‌کارگیری کالمن فیلتر باید بررسی شود که آیا پارامترهای مدل در طی زمان تغییر می‌کنند یا خیر. برای بررسی این موضوع، از آزمون هانسن (۱۹۹۲) استفاده می‌شود. فرض صفر، آزمون ثبات پارامترها و فرض مقابل بی‌ثباتی پارامترها را نشان می‌دهد. نتایج آزمون هانسن در جدول ۳ بیانگر رد فرض صفر است.

جدول ۳. نتایج آزمون هانسن در مورد ثبات پارامترها

Lc statistic	Stochastic Trends (m)	Deterministic Trends (k)	Excluded Trends (p2)	Prob
۰/۸۷۹	.	.	.	<۰/۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

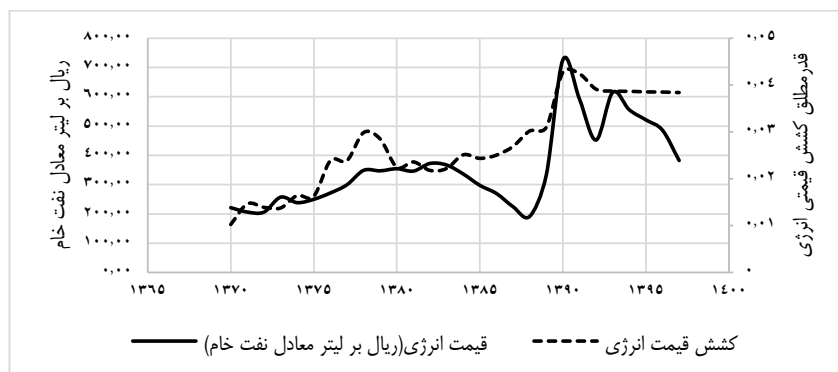
با توجه به نتایج آزمون هانسن، برای برآورد مدل تحقیق از تکنیک کالمن فیلتر استفاده می‌شود که نتایج در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل فضا-حالت

Sample: ۱۳۷۰-۱۳۹۷			
Included observations: ۲۸			
Number of iterations to convergence: ۸			
	Coefficient	z-Statistic	Prob
C(1)	۱/۰۰۲	۵۷۳۸/۳۱۶	۰/۰۰۰
C(2)	-۷/۳۰۴	-۲۸/۳۰۴۲	۰/۰۰۰
C(3)	۹/۷۳۰	۵۷/۰۲۳	۰/۰۰۰
C(4)	۸/۳۴۸	۱۳/۳۴۸	۰/۰۰۰
Sv1	-۰/۰۳۸	-۲/۵۸۹	۰/۰۰۹
Sv2	۰/۴۵۹	۳/۱۱۶	۰/۰۰۲
Sv3	۱۵/۰۵۷	۷/۳۴۰	۰/۰۰۰
Goodness of fit		۲۸/۷۷۹	
Log likelihood		-۱/۹۱۳	
Akaike info criterion		-۱/۸۱۸	
Schwarz criterion		-۱/۸۸۴	
Hannan-Quinn riterion		-۱/۸۸۴	
Residuals	Jarque-Bera=۲/۳۷۱ prob=۰/۲۲۳		

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۴، ضرایب $C(1)$ ، $C(2)$ ، $C(3)$ و $C(4)$ به ترتیب لگاریتم واریانس جملات اخلاص معادله‌های سیگنال و حالت، ضرایب $Sv1$ ، $Sv2$ و $Sv3$ نیز به ترتیب کشش قیمتی تقاضا، کشش درآمدی تقاضا و عرض از مبدأ هستند که همگی در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار و علامت مورد انتظار را دارند. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد، انرژی در ایران نسبت به قیمت و درآمد کلایی کم‌کشش است. به‌منظور درک بهتر تحولات کشش‌ها در طی زمان، در نمودار ۳ تغییرات کشش قیمتی انرژی در دوره ۱۳۹۷-۱۳۷۰ تصویر شده است. براساس این نمودار، در دوره مورد بررسی کشش قیمتی انرژی بین $-0/043$ و $-0/010$ نوسان کرده و مقدار متوسط آن $-0/027$ است.



نمودار ۳. قدرمطلق کشش قیمتی انرژی و قیمت انرژی (۱۳۷۰-۱۳۹۷)

منبع: یافته‌های پژوهش

روند کشش قیمتی انرژی در نمودار ۳ با تئوری‌های اقتصادی همخوانی دارد؛ به‌طوری‌که با افزایش قیمت واقعی انرژی کشش قیمت نیز افزایش یافته است. قبل از هدفمندی یارانه‌ها، کشش قیمتی انرژی در دامنه $-0/010$ تا $-0/029$ در نوسان بوده است؛ درحالی‌که بعد از هدفمندی یارانه‌ها کشش قیمتی بین $-0/038$ تا $-0/043$ در نوسان است، اما نکته مهم‌تر پایین‌بودن کشش قیمتی انرژی در سراسر دوره مورد بررسی است. در مقایسه با نتایج سایر مطالعات در ایران، مطالعه‌ای برای برآورد کشش قیمتی کل انرژی انجام نشده است، اما نتایج مطالعات انجام‌شده در سایر کشورها نیز پایین‌بودن کشش قیمتی انرژی را نشان می‌دهد. در مطالعه پینزون (۲۰۱۶) برای

اکوادور در دوره ۲۰۱۵-۱۹۷۰، کشش قیمتی تقاضای کل انرژی ۰/۲۷- است. همچنین در مطالعه العظم و هاودن (۱۹۹۹) در دوره ۱۹۹۷-۱۹۶۸ برای کشور اردن، کشش قیمتی کل انرژی ۰/۸۲- است. در زمینه مطالعات بین کشوری برای تقاضای کل انرژی در مطالعه لیدلی و هانتینگتون (۲۰۲۰) طی دوره ۲۰۱۶-۱۹۶۰ برای ۳۷ کشور OECD و ۴۱ کشور غیر OECD، کشش‌های قیمتی کوتاه‌مدت و بلندمدت برای کشورهای غیر OECD به ترتیب ۰/۰۶۷- و ۰/۱۱- و برای کشورهای OECD به ترتیب ۰/۹۴- و ۰/۲۲- است. در این زمینه، نتایج مطالعه عزیز و همکاران (۲۰۱۳) برای ۱۶ کشور در حال توسعه نشان داد کشش قیمتی کل انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۰۲- و ۰/۰۷- است. در نهایت براساس مطالعه لی و لی (۲۰۱۰) برای ۲۵ کشور منتخب عضو OECD در دوره ۲۰۰۴-۱۹۷۸، کشش قیمتی کل انرژی ۰/۱۹- است.

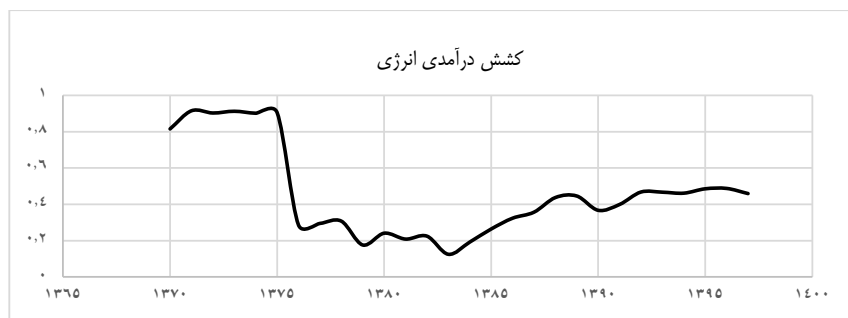
درخصوص پایین بودن کشش قیمتی انرژی در ایران می‌توان دو تبیین کلی ارائه کرد. دلیل اول مطابق مبانی نظری مقاله به کشش تولیدی انرژی، کشش تقاضای نهایی و سایر نهاده‌ها مرتبط است و تبیین دوم به قیمت‌گذاری انرژی در ایران برمی‌گردد. در توضیح دلیل اول، پایین بودن کشش قیمتی انرژی در ایران می‌تواند ناشی از پایین بودن کشش تولیدی انرژی باشد. براساس مبانی نظری، کشش خودقیمتی انرژی ترکیبی از چهار پارامتر به شرح زیر است:

$$c_{1i} = \psi_{ii}\gamma_i - \beta_i - \delta_i$$

که شامل کشش قیمتی برای کالاهای نهایی (ψ_{ii})، کشش تولید نهاده انرژی (γ_i)، کشش تولیدی نیروی کار δ_i و کشش تولیدی سرمایه β_i است. به بیانی دیگر، از آنجا که در بخش مبانی نظری، مدل بازده ثابت به مقیاس ($1 = \gamma_i + \beta_i + \delta_i$) فرض شد کاهش کشش تولیدی انرژی (γ_i) موجب افزایش کشش دو نهاده دیگر می‌شود که اگر در رابطه فوق γ_i کاهش و هم‌زمان $\beta_i + \delta_i$ افزایش یابد. این امر با فرض ثبات کشش تقاضای نهایی ψ_{ii} کشش قیمتی انرژی یعنی c_{1i} را کاهش می‌دهد. در توضیح این موضوع، در اقتصاد ایران در طی زمان، با واردنشدن ماشین‌آلات و فناوری‌های مدرن، ورود ماشین‌آلات و فناوری‌های پرمصرف از نظر انرژی از کشورهای توسعه‌نیافته و استفاده ناکارا از انرژی به دلیل فرسودگی تجهیزات و ماشین‌آلات موجود مواجه بوده‌ایم. مجموع این عوامل موجب شده کشش تولیدی انرژی به مرور زمان کاهش یابد که روند صعودی شدت انرژی در کشور نیز این ادعا را تأیید می‌کند. دلیل دیگر برای پایین بودن

کشش قیمتی انرژی حتی بعد از هدفمندی یارانه‌ها می‌تواند ناشی از نبود جانشین‌های مناسب برای ماشین‌آلات و فناوری‌های پرمصرف موجود در بخش‌های صنعتی، مسکونی و حمل‌ونقل کشور باشد؛ زیرا هنگام افزایش قیمت انرژی خانوارها و بنگاه‌ها برای واکنش به افزایش قیمت نیازمند به‌کارگیری فناوری و تجهیزات کم‌مصرف برای صرفه‌جویی در انرژی هستند، اما وقتی چنین جانشین‌هایی در دسترس نباشد، آن‌ها قادر نخواهند بود در مقابل افزایش قیمت انرژی واکنش نشان دهند.

در نمودار ۴ تحول کشش درآمدی انرژی در دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۷ تصویر شده است. براساس این نمودار، در دوره مورد بررسی کشش درآمدی انرژی بین ۰/۹۰۲ و ۰/۱۳ نوسان کرده و مقدار متوسط آن ۰/۴۶ است.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴. روند تحول کشش درآمدی انرژی (۱۳۷۰-۱۳۹۷)

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، با به‌کارگیری مدل فضا-حالت و با استفاده از داده‌های تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت، قیمت واقعی انرژی و مصرف انرژی نهایی، کشش‌های تقاضای انرژی در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۷ برآورد شده‌اند. براساس نتایج، متوسط کشش قیمتی انرژی در دوره مورد بررسی ۰/۲۷- است. همچنین روند کشش قیمتی انرژی با تئوری‌های اقتصادی همخوانی دارد؛ به‌طوری‌که قبل از هدفمندی یارانه‌ها کشش قیمتی انرژی در دامنه ۰/۱۰- تا ۰/۲۹- و بعد از آن بین ۰/۳۸- تا ۰/۴۳- در نوسان بوده است. اما نکته مهم‌تر، پایین بودن کشش قیمتی انرژی در ایران در سراسر دوره مورد بررسی است که این یافته توسط مطالعات

انجام شده در کشورهای در حال توسعه تأیید می‌شود؛ برای مثال پینزون (۲۰۱۶) برای اکوادور، عدد ۰/۰۲۷- و العظم و هاودن (۱۹۹۹) برای کشور اردن عدد ۰/۰۸۲- را برای کسش قیمتی کل انرژی به دست آوردند. همچنین در مطالعه لیدلی و هانتینگتون (۲۰۲۰)، کسش‌های قیمتی کوتاه‌مدت و بلندمدت برای کشورهای غیر OECD به ترتیب ۰/۰۶۷- و ۰/۰۱۱- است. عزیز و همکاران (۲۰۱۳) نیز برای شانزده کشور در حال توسعه، کسش قیمتی کل انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت را به ترتیب ۰/۰۲- و ۰/۰۷- بر آورد کردند.

در خصوص پایین بودن کسش قیمتی انرژی در ایران می‌توان دو تبیین کلی ارائه کرد. دلیل اول مطابق مبانی نظری مقاله، به کسش تولیدی انرژی، کسش تقاضای نهایی و سایر نهاده‌ها مرتبط است و تبیین دوم به قیمت‌گذاری انرژی در ایران برمی‌گردد. اولی ناشی از واردنشدن فناوری‌های مدرن و استفاده ناکارا از انرژی به دلیل فرسودگی تجهیزات و ماشین‌آلات موجود است. دومی ناشی از نبود جانشین‌های مناسب برای ماشین‌آلات پرمصرف موجود در بخش‌های صنعتی، مسکونی و حمل‌ونقل کشور است. همچنین واکنش قابل توجه در مقابل افزایش قیمت انرژی نیازمند برقراری قیمت‌های واقعی انرژی براساس منطق بازار است که در اقتصاد ایران تاکنون چنین چیزی محقق نشده است. کسش درآمدی انرژی نیز در دوره مورد بررسی بین ۰/۹۰۲ و ۰/۱۳ در نوسان و مقدار متوسط آن ۰/۴۶ بود؛ بنابراین در دوره مورد بررسی، کسش درآمدی کمتر از واحد است و از این نظر، انرژی کالایی ضروری تلقی می‌شود.

نتایج فوق دو نکته را آشکار می‌کند: اول اینکه کسش‌های قیمتی و درآمدی انرژی در طی زمان ثابت نیستند و بی‌توجهی به آن، نتایج تورش‌دار و نادرست برای تحلیل‌های سیاست‌گذاری انرژی به بار می‌آورد. نکته دوم اینکه به دلیل پایین بودن کسش قیمتی، قیمت انرژی نسبت به رشد اقتصادی نقش ناچیزی در روند رو به رشد مصرف انرژی دارد که می‌تواند ناشی از تعیین دستوری قیمت و پایین بودن قیمت انرژی نسبت به قیمت‌های واقعی در بازارهای جهانی انرژی باشد. براساس نتایج این پژوهش، تأثیرگذاری اصلاح قیمت‌های انرژی بر واکنش مناسب مصرف‌کنندگان و مصرف انرژی مستلزم دسترسی به جانشین‌های مناسب برای تجهیزات، ماشین‌آلات و فناوری‌های پرمصرف موجود است.

منابع

۱. اسماعیل‌نیا، علی‌اصغر، محمدی، تیمور و زمانی، ابوطالب (۱۳۹۲). بررسی تغییرات کشش قیمتی تقاضای برق بخش خانگی در ایران با کاربرد روش فیلتر کالمن. *فصلنامه علوم اقتصادی*، ۷(۲۵)، ۱۷۵-۱۴۷.
۲. حمیدی‌رزی، داود، رنج‌پور، رضا و متفکرآزاد، محمدعلی (۱۳۹۸). برآورد و تحلیل کشش‌های قیمتی تقاضای انرژی استان‌های کشور: رهیافت مدل میانگین گروهی تعمیم‌یافته. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۷(۹۲)، ۳۷۱-۳۳۷.
۳. دژپسند، فرهاد و خزائی، علیرضا (۱۳۹۷). برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی مؤثر بر تقاضای بنزین و نفت‌گاز در بخش حمل‌ونقل کشور. *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*، ۹(۱)، ۱۴۲-۱۱۷.
۴. زارعیان مزرعه خسرو، رحمان و شکوری گنجوی، حامد (۱۳۹۵). تحلیل سیستمی تقاضای بنزین و برآورد کشش قیمتی تقاضای آن در استان تهران. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۵(۱۸)، ۹۸-۶۱.
۵. صدرزاده مقدم، سعید، صادقی، زین‌العابدین و قدس‌الهی، احمد (۱۳۹۲). تخمین تابع تقاضای انرژی و کشش قیمتی و جانشینی نهاده‌ها در بخش صنعت: رگرسیون معادلات به‌ظاهر نامرتب SUR. *فصلنامه اقتصاد محیط‌زیست و انرژی*، ۲(۶)، ۱۲۷-۱۰۷.
6. Al-Azzam, A., & Hawdon, D. (1999). *Estimating the demand for energy in Jordan: a stock-watson dynamic OLS (DOLS) approach*. Surrey Energy Economics Discussion Papers, Dept. of Economics, University of Surrey.
7. Andrews, D. W. K. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica*, 61(4), 821-856.
8. Aziz, A. A., Mustapha, N. H., & Ismail, R. (2013). Factors Effecting Energy Demand in Developing Countries: A Dynamic Panel Analysis. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 3, 1-6.
9. BEIS/DCLG (2016). *Each Home Counts: Review of Consumer Advice, Protection, Standards and Enforcement for Energy Efficiency and Renewable Energy*. viewed 29 August 2017.
10. Chu, C.-S.J. (1989). *New tests for parameter constancy in stationary and non-stationary regression models*. Department of Economics, University of California-San Diego, unpublished manuscript.
11. Cuthbertson, K., Hall, S., & Taylor, M. P. (1992). *Applied econometric techniques*. Harvester Wheat sheaf, New York, USA.

12. Denison, E. (1967). *Why growth rates differ?*. The Brookings Institution. Washington D.C.
13. Department for Business, Energy & Industrial Strategy (2017). *Call for Evidence: Building a Market for Energy Efficiency*. The National Archives, Kew, London TW9 4DU, pp.23-27.
14. Department of Energy and Climate Change (2011). *Research summary: understanding potential consumer response to the Green Deal*. viewed on 31 August 2017 .
15. Department of Energy and Climate Change (2013). *An Investigation of the Effect of EPC ratings on House Prices*. viewed on 31 August 2017. Department of Energy and Climate Change (2014). “Green Deal assessment customer research”. viewed on 30 August 2017.
16. Department of Energy and Climate Change (2015). *Green Deal customer journey survey: summary report - quantitative survey wave*. viewed on 30 August 2017.
17. Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation. *Development Review*, 16, 385-398.
18. European Mortgage Federation (2017). *Energy Efficient Mortgages Action Plan*. viewed on 29 August 2017.
19. Gregory, A. W., & Hansen, B. E (1996). Tests for co-integration in models with regime and trend shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 555-560.
20. Hamilton, J. (2008). Understanding crude oil prices, energy policy and economics. *Working Paper no. 023*, University of California Energy Institute.
21. Hansen, B. E. (1992). Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 321–335.
22. Harvey, A. C. (1997). Trends, cycles and autoregressions. *The Economic Journal*, 107, 192–201.
23. Hendry, D., & Juselius, K. (2000). Explaining cointegration analysis: part I. *Energy Journal*, 21, 1–42.
24. Hendry, D., & Juselius, K. (2001). Explaining cointegration analysis: part II. *Energy Journal*, 22, 75–120.
25. Hunt, L.C., Dilaver, Z., (2010). Industrial electricity demand for Turkey: a structural time series analysis. *Energy Economics*, 33(3), 426-456.
26. Hunt, L. C., Judge, G., & Ninomiya, Y. (2003). Underlying trends and seasonality in UK energy demand: a sectoral analysis. *Energy Economics*, 25, 93–118.
27. Inglesi, R. (2010). Aggregate electricity demand in South Africa: conditional forecasts to 2030. *Applied Energy*, 87(1), 197–204.

28. Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59, 1551–1580.
29. Lee, C. C., & Lee, J. D. (2010). A panel data analysis of the demand for total energy and electricity in OECD countries. *The Energy Journal*, 31(1), 1-23.
30. Liddle, B., Huntington, H. (2020). Revisiting the income elasticity of energy consumption: a heterogeneous, common factor, dynamic oecd & non-oecd country panel analysis. *The Energy Journal*, 41(3), 207-230.
31. Kahneman, D., Tversky, A. (1979). *Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk*. viewed on 31 August 2017.
32. Metcalf, G. (2006). Energy conservation in the united states: understanding its role in climate policy. National Bureau of Economic Research, *Working Paper no. 12272*, p. 2.
33. Nakajima, T., & Hamori, S. (2010). Change in consumer sensitivity to electricity prices in response to retail deregulation: a panel empirical analysis of the residential demand for electricity in the United States. *Energy Policy*, 38(5), 2470–2476.
34. Nordhaus, W. D. (1975). The demand for energy: an international perspective. *Cowles Foundation Discussion Papers*. 638.
35. Nordhaus, W. D. (1977). *International studies of the demand for energy*. American Elsevier Pub. Co.
36. Pinzon, K. (2016). *Analysis of Price and Income Elasticities of Energy Demand in Ecuador: A Dynamic OLS Approach*. ArXiv:1611.05288v1 [q-fin.GN].
37. Shepard, W. (1960). *Duality in Production Theory*. Princeton.
38. Slade, M.E. (1989). Modeling stochastic and cyclical components of technical change: an application of the Kalman filter. *Journal of Econometrics*, 41, 363–383.
39. Spulber, D. F. (1989). *Regulation and Markets*. Cambridge MA: MIT Press.
40. Supply Chain Insight Group (2015). *Trust and certainty, energy efficiency market viability and supply chain deliverability*. viewed on 30 August 2017.
41. Tonn, B., & Peretz, J. H. (2007). State-level benefits of energy efficiency. *Energy Policy*, 35, 3665-3674.
42. Tsvetanov P., & Nordhaus, W. D. (1975). *Problems of Energy Demand Analysis*. International Institute for Applied Systems Analysis, Laxenburg, Austria.
43. World Energy Perspectives (2016). *Energy Efficiency: A Straight Path towards Energy Sustainability*. Published by: World Energy Council.
44. Zivot, E., & Andrews, D. W. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.