مجله برنامه و بودجه، شمارهٔ ۴۳ و ۴۴. ص. ۲۹-۷۶.

پیش‌بینی و تحلیل سیاستی از تقاضای حامل‌های انرژی در ایران

(مدل‌های VAR، BVAR و پیشنهاد مدل SBVAR)

دکتر محمود متوسلی●
دکتر محمد مزرعتی●●

چکیده

در این مقاله، تقاضای حامل‌های اصلی انرژی شامل فرآورده‌های نفتی، گازطبیعی و برق را با شیوه‌های VAR[1] و BVAR[2] مدل‌سازی نموده‌ایم. تخمین مدل BVAR را با استفاده از ایده «اطلاعات پیشین قرینه و عمومی مینوستا»[3] و با روش تایل-گلد برگر[4] انجام داده‌ایم. پیش‌بینی‌های یک دوره به جلو را از طریق تخمین‌های پیاپی[5] برای مدل VAR و BVAR از ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۶ انجام داده‌ایم. با استفاده از معیارهای سنجش خطا، شامل U-Theil و RMAPE و برد و باخت‌های دو مدل با معیار قدر مطلق خطا، نشان داده‌ایم که مدل BVAR دارای خطای کمتر و عملکرد بهتر در پیش‌بینی است. هم چنین به دلیل اطلاع از تغییرات اساسی در بخش تقاضای انرژی طی سال‌های جاری و آتی، مدل غیر

● دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران ●● دکتری اقتصاد از دانشگاه تهران

1. Vector Autoregressions
2. Bayesian VAR
3. Minnesota or Litterman Priors
4. Theil-Gold Berger
5. Rolled-up

ساختاری BVAR، ساختاری گردیده و با لحاظ قیمت واقعی انرژی و معیار مربوط به شدت انرژی[1] تحت عنوان مدل SBVAR[2] برای ایران پیشنهاد شده که در نوع خود یک شیوه جدید مدل‌سازی به شمار می‌آید.

نتایج پیش‌بینی یک دوره به جلو توسط این مدل نشان می‌دهد که خطای پیش‌بینی نسبت به مدل VAR و BVAR کمتر بوده، و به علاوه، مدل SBVAR از امتیاز مربوط به تحلیل سیاستی نیز برخوردار است.

پیش‌بینی تقاضای حامل‌های انرژی با استفاده از مدل SBVAR تا سال ۱۳۹۰ نشان می‌دهد که به دلیل لحاظ جای‌گزینی گاز طبیعی در مدل، تقاضای فرآورده‌های نفتی رشد کمتری را دارا خواهد بود. بدین روی، این عقیده که "ایران تا پایان دهه ۱۳۸۰ به یک وارد کننده خالص نفت تبدیل می‌شود"، رد می‌گردد. به علاوه، به عنوان یک مزیت دیگر مدل SBVAR، تحلیل سیاستی صورت پذیرفته و این نتیجه حاصل گردیده که سیاست‌های غیرقیمتی دارای تأثیر بیشتری بر صرفه‌جویی و کاهش شدت انرژی است.

۱. مقدمه

روش کلاسیک اقتصادسنجی با تکیه بر استنتاج آماری در ابتدا به منظور آزمون برخی نظریه‌ها با تکیه بر ریاضی، آمار و اقتصاد شکل گرفت (گجر اتی،۱۳۷۱، ص ۷). بعدها تخمین مدل‌ها به منظور تحلیل سیاستی و پیش‌بینی نیز به کار گرفته شد. به تدریج با توسعه مدل‌سازی در روش کلاسیک، فنون تخمین نیز توسعه یافت و به کمک برنامه‌های نرم‌افزاری و رایانه‌های با سرعت بالا، مدل‌های بزرگ‌تر به صورت سیستمی، به منظور تحلیل سیاستی و نیز پیش‌بینی، مورد استفاده سیاستگذاران قرار گرفت. این مدل‌ها یا مبتنی بر نظریه خاصی در اقتصاد هستند یا به نوعی در جهت تبیین ساختار اقتصادی تدوین می‌شوند. به همین دلیل، تحت عنوان مدل‌های ساختاری[3] شناخته می‌شوند (پیندیک، ۱۹۹۱، ص ۳۵۳).

سیمز از جمله منتقدان این شیوه مدل‌سازی بود (سیمز، ۱۹۸۰). سیمز با بیان این واقعیت که مدل‌سازان برای شناسایی معادله‌های مدل، قیود ساختگی[4] را تحمیل می‌نمایند یا برای پویایی

1. Energy Intensity
2. Structuralized BVAR
3. Structural
4. Incredible Restrictions

مدل هر یک شیوه خاصی را برمی‌گزینند و این که در بسیاری موارد، نظریه‌های رقیب متعددی وجود دارد (پیندیک، ۱۹۹۱، ص ۳۵۴) این گونه مدل سازی را رد نمود. در عوض، شیوه مدل‌سازی بردارهای خودرگرسیونی غیرمقید (UVAR) را پیشنهاد داد که یک شیوه غیر ساختاری[1] است و مبتنی بر هیچ نظریه خاصی نیست.

در شاخه غیرکلاسیک اقتصادسنجی، با تکیه بر قضیه بیز[2] و استفاده از تحلیل آماری، شیوه بیزی توسعه یافت (کندی، ۱۹۹۰؛ زلنر، ۱۹۹۴، ۱۹۹۶). شیوه بیزی مبتنی بر منطق استقرایی[3] است و بیشتر دانشمندان – بجز انتقاداتی که کارل پوپر در این زمینه دارد – این شیوه تفکر را به عنوان یک شیوه علمی می‌پذیرند (گاور، ۱۹۹۷). روش‌شناسی بیزی ابتدا در تخمین ضریبهای مدل‌های ساختاری که در بخش کلاسیک توسعه یافته بود، مورد استفاده قرار گرفت. با توسعه مدل‌سازی غیرساختاری VAR، نخستین بار، لیترمن (۱۹۸۱) روش‌شناسی بیزی را برای تخمین یک مدل VAR به کار گرفت که به مدل BVAR مشهور گردید. از آن جا که در روش بیزی، لازم است توزیع پیشین و شرطی از طریق قضیه بیز تلفیق گردد و توزیع پسین حاصل شود، تعیین اطلاعات کمّی به شکل واریانس و میانگین‌های پیشین ضرورت می‌یابد. لیترمن به همراه دیگران در فدرال رزرو بانک میناپولیس و دانشگاه مینوستا، یک شیوه ساده و در عین حال اطلاعاتی[4] را مبتنی بر قضاوت‌ها و عقاید قبلی پژوهشگر پیشنهاد کردند و مورد استفاده قرار دادند (کارلسون، ۱۹۹۳؛ بوریسف، ۱۹۹۷؛ کرول یوا، ۱۹۹۷؛ تود، ۱۹۹۰ الف). این شیوه به شیوه استاندارد اطلاعات پیشین مینوستا[5] مشهور گردیده است. پژوهشگران دیگری، در مطالعات خود، با اعمال تعدیلات و تغییراتی، این ایده کلی را مورد استفاده قرار داده‌اند (راست، ۱۹۹۵؛ بوریسف، ۱۹۹۷).

به هر جهت، با تعیین اطلاعات پیشین و به کارگیری روش‌شناسی بیزی، می‌توان تخمین زن بیزی از ضریب‌ها را به دست آورد. یک روش برای تخمین بیزی از ضریب‌ها، روش تخمین مخلوط[6] پیشنهادی تایل ـ گلد برگر (۱۹۶۱) می‌باشد.

1. Non-Structural
2. Bayes Theorem
3. Inductive Reasoning
4. Informative
5. Standard Minnesota Priors
6. Mixed Estimation

در این مقاله، به اختصار، شیوه تعیین اطلاعات پیشین و تخمین مدل BVAR را ارائه می‌دهیم و سپس به منظور تصریح و تدوین مدل تقاضای حامل‌های اصلی انرژی در ایران (فرآورده‌های نفتی، گاز طبیعی و برق که بیش از ۹۸ درصد تقاضای نهایی انرژی را تشکیل می‌دهند)، روندها و برخی متغیرهای مهم مؤثر بر تقاضا را مورد بحث قرار می‌دهیم. این بررسی، اطلاعات پیشین را به صورت توصیفی حاصل می‌کند و با بهره‌گیری از آن و ایده مینوستا، اطلاعات کمّی پیشین مدل تقاضای حامل‌های انرژی در ایران تعیین می‌شود.

تخمین‌های پیاپی برای مدل‌های VAR و BVAR صورت گرفته و با محاسبه پیش‌بینی‌های یک دوره به جلو[1] عملکرد پیش‌بینی دو مدل مورد مقایسه قرار گرفته است. در نهایت به دلیل ساختار در حال تحول بخش تقاضای انرژی در کشور طی سال‌های جاری و آتی، روش بردارهای خودرگرسیونی ساختاری شده بیزی (SBVAR) را برای ایران پیشنهاد کرده‌ایم. به منظور مقایسه عملکرد پیش‌بینی مدل SBVAR و مدل‌های VAR و BVAR تخمین‌های پیاپی و پیش‌بینی‌های یک دوره به جلو محاسبه شده است. هم‌چنین با استفاده از بهترین تخمین مدل SBVAR (مدلی که کمترین خطای پیش‌بینی را داراست)، تقاضای انرژی تا سال ۱۳۹۰ پیش‌بینی گردیده است. تحلیل سیاستی از میزان اثرگذاری سیاست‌های قیمتی و غیرقیمتی به عنوان یک امتیاز دیگر مدل SBVAR نسبت به مدل BVAR نیز صورت گرفته است.

۲. تصریح مدل بردارهای خودرگرسیونی نامقید (UVAR)

مدل بردارهای خودرگرسیونی (یا خودبرگشتی) نامقید به صورت یک ترکیب خطی از وقفه‌های متعدد از متغیرهای حاضر در مدل و اضافه نمودن جزء عرض از مبدأ در هر معادله، مدل تصریح می‌گردد.

از آن جا که حامل‌های اصلی انرژی مورد تقاضا در ایران، شامل فرآورده‌های نفتی، گاز طبیعی و برق می‌باشند، مدل UVAR دارای سه معادله می‌باشد که به صورت زیر قابل تبیین است.

1. One Year a Head Forecast

$$\begin{vmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{3t} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) & A_{13}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) & A_{23}(L) \\ A_{31}(L) & A_{32}(L) & A_{33}(L) \end{vmatrix} * \begin{vmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{3t} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{vmatrix} \quad (1)$$

$$y_t = A(L)\, y_t + \varepsilon_t$$

در رابطه (۱) عناصر $A_{ij}(L)$ به صورت تعریف می‌گردد که در آن L عملگر وقفه و P طول وقفه را نشان می‌دهد. ضمناً $L^k Y_t$ به صورت Y_{t-k} تعریف می‌گردد. هم‌چنین y_1، y_2، y_3، به ترتیب، تقاضای فرآورده‌های نفتی، گاز طبیعی و برق و C_i اجزای عرض از مبدأ معادلات می‌باشند. به علاوه، ε_{it} نیز اجزای اخلال تصادفی هستند که فرض می‌شود دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت می‌باشند.

مدل (۱) به دلیل این که دارای متغیرهای از پیش تعیین شده در سمت راست معادله است، به وسیله روش OLS قابل تخمین می‌باشد.

گفتنی است که طول وقفه (P) به صورت تجربی و از طریق معیارهای اطلاعاتی تعیین می‌شود.(۱)*

۳. مدل BVAR و تعیین اطلاعات پیشین

تخمین ضریب‌های مدل (۱) با استفاده از روش‌شناسی بیزی به مدل BVAR معروف شده است. به منظور تخمین بیزی از ضریب‌ها، لازم است اطلاعات پیشین به صورت میانگین و واریانس‌های پیشین تعیین گردند.

اطلاعات پیشین از طریق قضیه بیز در فرآیند تخمین ضریب‌ها وارد می‌گردد. برای تخمین بیزی از ضریب‌ها، روش قیود تصادفی تایل ـ گلد برگر (تخمین مخلوط) مورد استفاده قرار می‌گیرد. هم‌چنین در صورتی که توزیع پیشین و شرطی به شکل همانند[1] در نظر گرفته شود و تابع زیان برای

* اعداد تُک داخل دو کمان، به یادداشت‌های پیوست مقاله اشاره دارد.

1. Conjugate

ضریب‌ها به‌صورت درجه دوم[1] باشد، میانگین توزیع پسین[2] به عنوان تخمین‌زن بیزی از ضریب‌ها در نظر گرفته می‌شود (گرین، ۱۹۹۳، ص ۲۵۹). در قسمت بعدی، به هر یک از موارد فوق، به طور مختصر، اشاره می‌کنیم.

۳-۱. روش‌شناسی بیزی

بر خلاف روش کلاسیک که برای آزمون معناداری آماری ضریب‌ها از استنتاج آماری بهره می‌جوید، در روش بیزی، اساس کار مبتنی بر تحلیل آماری و بر اساس توزیع‌های احتمالی مـی‌باشد. روش بیزی، مبتنی بر قضیه بیز می‌باشد که توماس بیز ارائه کرد و مبتنی بر منطق استقرایی است. بر خلاف منطق قیاسی که در آن معمولاً «زمانی که قضیه و صغری، درست باشد، حتماً نـتیجه هـم درست خواهد بود»، در منطق استقرایی، این صحت جنبه احتمالاتی پیدا می‌کند و بسته به تعداد تفسیرها و مدل‌هایی که قضیه در آن صدق می‌کند، میزان صحت نتایج سنجیده مـی‌شود (گـاور، ۱۹۹۷، ص ۲۱۶).

بر اساس قضیه بیز، احتمال وقوع حوادث A و B را می‌توان به صورت روابط زیر تبیین نمود:

$$P(A,B) = P(A/B) \times P(B) \quad \text{(الف)}$$

$$P(A,B) = P(B/A) \times P(A) \quad \text{(ب)} \qquad (۲)$$

$$P(A/B) = \frac{P(B/A) \times P(A)}{P(B)} \quad \text{(ج)}$$

قضیه بیز در رابطه (۲) قسمت (ج) در شکل و بیان اقتصادسنجی آن به صورت زیر تبیین می‌شود.

$$P(\text{پارامترها} \mid \text{داده‌های نمونه‌ای و اطلاعات پیشین}) = \frac{P(\text{پارامترها}) \times P(\text{داده‌های نمونه‌ای} \mid \text{پارامترها})}{P(\text{داده‌های نمونه‌ای})}$$

$$P(\text{پارامترها} \mid \text{داده‌های نمونه‌ای و اطلاعات پیشین}) \propto P(\text{پارامترها}) \times P(\text{داده‌های نمونه‌ای} \mid \text{پارامترها}) \qquad (۳)$$

(الف) (ب) (ج)

1. Quadratic Loss Function
2. Posterior

در رابطه (۳) عبارت‌های (الف)، (ب) و (ج)، به ترتیب، توزیع احتمال پسین، توزیع احتمال شرطی و توزیع احتمال پیشین می‌باشند.

با استفاده از (۳) و در نظر گرفتن یک معادله نمونه از مدل UVAR در (۱) به صورت $Y = XB + \varepsilon$ و فرض نرمال بودن (ب) و (ج) در رابطه (۳) و لحاظ این فرض که تابع زیان برای ضریب‌ها از نوع درجه دوم می‌باشد، میانگین توزیع پسین که تخمین‌زن بیزی از B می‌باشد، به صورت زیر است (گرین، ۱۹۹۳ و زلنر، ۱۹۹۶).

(۴)

هم‌چنین تخمین‌زن بیزی برای واریانس ضریب‌ها برابر خواهد بود با:

(۵)

که در آن، I° معرف همه اطلاعات پیشین است که توسط پژوهشگر تعیین می‌شوند. هم‌چنین $\hat{\sum}$، S^{2}، β°، b و M ، به ترتیب، واریانس پیشین ضریب‌ها، تخمین غیر بیزی از واریانس معادله، میانگین پیشین (مقدار پیشین ضریب‌ها)، تخمین OLS از ضریب‌ها و درجه آزادی پیشین می‌باشد.

با انجام تبدیلات ریاضی در (۴) می‌توان به این نتیجه مهم رسید که تخمین بیزی از ضریب‌ها، در واقع، یک متوسط وزنی از تخمین‌های روش کلاسیک و مقادیر پیشین می‌باشد. اگر F به عنوان وزن، در نظر گرفته شود، تخمین‌زن بیزی در (۴) به صورت (۷) به دست می‌آید.

(۶)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

(۷)

این امر برای تخمین‌زن بیزی از واریانس ضریب‌ها نیز صادق است و همان طوری که می‌بینید، این واریانس به صورت ترکیبی از واریانس‌های روش کلاسیک و مقادیر پیشین آن حاصل شده است.

روابط (۴) و (۵) که تخمین‌زن‌های بیزی از ضریب‌های معادله نمونه VAR می‌باشد، با استفاده از اطلاعات سری زمانی و اطلاعات پیشین، تخمین‌های بیزی را به دست می‌دهند. یک راه دیگر برای محاسبه تخمین‌های بیزی، روش قیود تصادفی تایل – گلد برگر (بوریسف، ۱۹۹۲؛ کرولیووا، ۱۹۹۲) می‌باشد که به صورت زیر تبیین می‌شود.

(۸)

یا

در رابطه (۸)، r میانگین‌های پیشین (مقادیر پیشین ضریب‌ها) و R واریانس‌های پیشین ضریب‌هاست. هم‌چنین δ و $\overset{\circ}{\delta}_{ijk}$ ، به ترتیب، انحراف معیار رگرسیونی و انحراف معیار پیشین ضریب‌ها (متغیر j در معادله i در وقفه k) می‌باشد.

تخمین‌زن‌های بیزی از ضریب‌ها و واریانس‌های مربوطه در (۹) و (۱۰) ارائه شده است. همان طوری که می‌بینید، تخمین در این حالت نیز به صورت میانگین وزنی از مقادیر روش کلاسیک و پیشین حاصل می‌شود. به همین دلیل، عنوان می‌شود که روش بیزی روش عمومی‌تری نسبت به روش کلاسیک بوده و تخمین‌های کلاسیک از تخمین‌زن بیزی قابل حصول است.

(۹)

(۱۰)

که در آن، $\hat{\delta}^{۲}$ واریانس معادله بوده و به صورت زیر تعریف می‌گردد:

(۱۱)

که در آن، $\tilde{\beta}$ تخمین OLS از β و $(n-\kappa)$ درجه آزادی بوده که n تعداد مشاهدات و κ تعداد پارامترهای تخمین شده در معادله می‌باشد.

به هر جهت، برای استفاده از روابط (۴) و (۵) و یا (۹) و (۱۰) نیاز به تعیین اطلاعات پیشین

می‌باشد. به همین منظور، روش تعیین اطلاعات پیشین برای مدل BVAR مطابق شیوه مینوستا مورد اشاره قرار می‌گیرد.

۳-۲. تعیین اطلاعات پیشین (میانگین و واریانس توزیع ضریب‌ها)

لیترمن (۱۹۸۱) یک شیوه ساده برای تعیین مقادیر پیشین ضریب‌ها و واریانس‌های آن پیشنهاد نموده است که در عین حال مبتنی بر قضاوت‌ها و اطلاعات پیشین پژوهشگر می‌باشد. این روش به شیوه مینوستا مشهور شده است. ایده کلی در تعیین مقادیر پیشین، این است که وقفه‌های نزدیک‌تر دارای قدرت توضیح‌دهی بیشتر می‌باشند. بنابراین، با استفاده از فرضیه «گام تصادفی با جزء ثابت»[1] میانگین وقفه‌های اول خودی در هر معادله BVAR برابر واحد در نظر گرفته شده و بقیه وقفه‌ها دارای ضریب صفر می‌گردند.

هم‌چنین واریانس‌های پیشین برای ضریب‌ها مبتنی بر این ایده کلی است که هر چه طول وقفه افزایش می‌یابد، پژوهشگر با یقین و احتمال بیشتر (واریانس کوچک‌تر)، صفر بودن ضریب آن را می‌پذیرد. بنابراین، هر چه طول وقفه افزایش می‌یابد، باید واریانس کوچک‌تر و کوچک‌تر گردد.

روابط (۱۲)و(۱۳) به‌طورتکنیکی نحوه تعیین میانگین‌ها و واریانس‌های پیشین را نشان می‌دهد.

$$\overset{\circ}{(b_{ijk})} \Rightarrow \begin{cases} \overset{\circ}{b}_{ijk} = ۱ & \text{اگر} \quad i = j \quad \text{و} \quad k = ۱ \\ \overset{\circ}{b}_{ijk} = ۰ & \text{اگر} \quad i = j \quad \text{و} \quad k > ۱ \text{ و } i \neq j \ \forall \ k \end{cases} \tag{۱۲}$$

$$SE\overset{\circ}{(b_{ijk})} = S_{ijk} \Rightarrow \begin{cases} S_{ijk} = \dfrac{OT}{k^d} & \text{اگر} \quad i = j \quad \text{و} \quad \forall \ k \\ \overset{\circ}{S}_{ijk} = \dfrac{OT * w}{k^d} * \dfrac{\hat{S}_i}{\hat{S}_j} & \text{اگر} \quad i \neq j \quad \text{و} \quad \forall \ k \end{cases} \tag{۱۳}$$

1. Random Walk with Drift

که در آن

i = شماره معادله

j = شماره متغیر حاضر در معادله نمونه VAR

k = شماره طول وقفه

$\overset{\circ}{b}_{ijk}$ = میانگین‌های پیشین توزیع ضریب‌ها (مقدار پیشین ضریب متغیر j در معادله i در وقفه k)

OT = کشیدگی کلی توزیع[1] که در واقع، انحراف معیار نخستین وقفه خودی نیز می‌باشد.

d = کاهش‌دهنده واریانس‌ها بر حسب طول وقفه[2]: هرچه بزرگتر باشد توزیع کشیده‌تر می‌شود که بدین معناست که مقدار میانگین پیشین صفر با قطعیت بیشتری مورد پذیرش قرار می‌گیرد. در واقع، باعث می‌شود که واریانس‌ها به صورت یکنواخت، زمانی که طول وقفه افزایش می‌یابد، کاهش یابند.

w = عبارت از کشیدگی نسبی توزیع[3] می‌باشد. این ضریب می‌تواند بین کشیدگی‌های توزیع برای متغیر خودی و متقاطع تفاوت قایل شود. با کاهش دادن مقدار w، اثرهای متقابل بین متغیرهای متقاطع با متغیر وابسته در معادله، کاهش می‌یابد.

$\frac{\hat{S}_i}{\hat{S}_j}$ = فاکتور مقیاس[4] می‌باشد. $\hat{S}_i$ انحراف معیار باقیمانده‌ها از یک مدل خود رگرسیونی تک متغیره نامقید برای متغیر i می‌باشد.(تعداد وقفه‌ها در این معادله معمولاً برابر با تعداد وقفه‌های مدل BVAR در نظر گرفته می‌شود).

پارامترهای OT ، d و w به عنوان پارامترهای اصلی[5] شناخته می‌شوند که با تعیین آنها تمام واریانس‌ها، تعیین می‌شوند. در روش استاندارد مینوستا، مقادیر OT و d ، به ترتیب، ۰/۱ و ۱ در نظر گرفته شده‌است. هم‌چنین مقادیر w برای وقفه‌های خودی برابر ۱ و برای سایر کلیه وقفه‌ها ۰/۵ در نظر گرفته شده است. چون نحوه تعیین مقادیر پیشین برای تمام معادلات سیستم VAR یکسان می‌باشد و مقادیر w نیز به صورت قرینه (یعنی ۱ برای متغیرهای خودی و $\frac{1}{2}$ برای متغیرهای متقاطع در نظر گرفته می‌شود، این شیوه را «اطلاعات پیشین قرینه مینوستا» گویند در غیر این صورت، مقادیر w می‌تواند بر اساس تجارب پژوهشگر (مدل‌ساز) اعداد مختلفی را به صورت غیر قرینه به خود اختصاص دهد.

1. Overal Tightness
2. Lag Decay
3. Relative Tightness
4. Scaling Factor
5. Hyper Parameters

۳-۳. یافتن مدل نهایی

از آن جا که پارامترهای اصلی می‌تواند توسط پژوهشگر تغییر یابد، اطلاعات پیشین متعددی در اختیار خواهد بود. بنابراین، برای یافتن بهترین مدل (به عنوان مدل نهایی) لازم است معیار یا معیارهایی تعیین گردد و سپس بر اساس آن، با تغییر پارامترهای اصلی، بهترین مدل مورد جستجو قرار گیرد. با استفاده از تخمین‌های متوالی[۱] می‌توان پیش‌بینی یک یا چند دوره به جلو را انجام داد و سپس مدلی که کمترین خطای پیش‌بینی را داراست به عنوان بهترین مدل برگزید. معیارهای سنجش متوسط خطای پیش‌بینی معمولاً MAE[۲]، MAPE[۳]، RMSPE[۴] و U-Theil می‌باشند.(۲) یک روش رقیب برای سنجش خطاهای پیش‌بینی استفاده از مقایسه قدر مطلق خطاهای پیش‌بینی یک یا چند دوره به جلو و محاسبه برد و باخت مدل‌ها در به‌دست دادن خطاهای کمتر می‌باشد.(۳)

۴. تقاضای حامل‌های انرژی در ایران: تبیین اطلاعات پیشین

به منظور تصریح مدل UVAR و BVAR برای تقاضای حامل‌های انرژی در ایران، شناخت ساختار تقاضای انرژی برای یافتن برخی اطلاعات پیشین، ضروری است. در این قسمت، ضمن بررسی روند مصارف انرژی، برخی اطلاعات پیشین به صورت توصیفی (غیرکمّی) ارائه گردیده، و در نهایت، مبتنی بر اطلاعات در دسترس مدل UVAR به صورت نظری تصریح می‌گردد. در قسمت بعدی، نتایج تخمین مدل UVAR و نیز BVAR به همراه عملکرد پیش‌بینی آنها ارائه می‌گردد.

۴-۱. روند مصارف حامل‌های انرژی

حامل‌های اصلی انرژی مورد مطالعه، شامل فرآورده‌های نفتی، گاز طبیعی و برق می‌باشند که در مجموع، حدود ۹۸/۴ درصد کل مصرف نهایی انرژی ایران را شامل می‌شود.[۵] فرآورده‌های نفتی انرژی‌زا، شامل گاز مایع، بنزین، سوخت‌های هواپیما، نفت سفید، نفت گاز و نفت کوره می‌باشند که در

1. Rolled-up
2. Mean Absolute Error
3. Mean Absolute Percentage Error
4. Root Mean Square Percentage Error

۵. از آن جا که مدل UVAR دارای پارامترهای زیادی برای تخمین می‌باشد، جمعی سازی مصرف حامل‌های انرژی به صورت فوق صورت پذیرفته است، تا درجه آزادی شدیداً کاهش نیابد. حداکثر دوره زمانی که اطلاعات انرژی قابل دسترس بوده، از سال ۱۳۴۶ تا ۱۳۷۶ می‌باشد.

مجموع، حدود ۶۱/۸ درصد کل مصرف انرژی نهایی را به خود اختصاص داده‌اند. مصرف فرآورده‌های نفتی در سال ۱۳۴۶، روزانه به میزان ۲۰/۳ میلیون لیتر بوده که در سال ۱۳۷۶ به سطح ۱۸۰/۶ میلیون لیتر در روز افزایش یافته است. متوسط رشد مصرف فرآورده‌های نفتی طی دوره ۱۳۴۶-۱۳۷۶، سالانه حدود ۷/۳ درصد بوده که با توجه به جای‌گزینی گاز طبیعی، به ویژه طی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۷۶، به حدود ۳/۹ درصد طی این دوره رسیده است. بالاترین سهم مصرف در بین فرآورده‌های نفتی، متعلق به نفت گاز با ۳۵/۶ درصد سهم می‌باشد. نفت کوره و بنزین، به ترتیب، با ۲۲/۴ و ۱۹/۳ درصد سهم، در مرتبه‌های بعدی قرار دارند.

همان طوری که اطلاعات جدول ۱ نشان می‌دهد، بالاترین رشد مصرف، پس از گاز مایع، متعلق به بنزین، با ۹ درصد در سال، طی دوره ۱۳۴۶-۱۳۷۶ بوده است. گرچه رشد مصرف سایر فرآورده‌های نفتی طی دوره ۱۳۶۷-۱۳۷۶ کاهش یافته، اما این کاهش برای مصرف بنزین قابل توجه نبوده و هم چنان در سطح بالای ۶ درصد در سال قرار دارد.

جدول ۱. بررسی روند مصرف فرآورده‌های نفتی

فرآوردهٔ نفتی	گاز مایع	بنزین	سوختهای هواپیما	نفت‌سفید	نفت‌گاز	نفت کوره	کل‌فرآورده‌های نفتی
مصرف‌روز انه‌در۱۳۷۶ (میلیون لیتر)	۹/۳	۳۵	۳/۱	۲۸/۷	۶۴/۷	۴۰/۴	۱۸۰/۶
سهم(درصد)	۵/۲	۱۹/۳	۱/۷	۱۵/۹	۳۵/۶	۲۲/۴	۱۰۰
متوسط رشد سالانه (۱۳۷۶-۱۳۴۶)	۱۲/۹	۹	۵/۱	۵/۹	۷/۹	۶/۳	۷/۳
متوسط رشد سالانه (۱۳۷۶-۱۳۶۷)	۵/۴	۶/۴	۹/۲	۳/۸	۳/۳	۲/۴	۳/۹

مأخذ: گزارشهای سالانه و ماهانه شرکت ملی پخش فرآورده‌های نفتی؛ مزرعتی (۱۳۷۳).

در یک جمع‌بندی کلی، این نتیجه حاصل می‌شود که رشد مصرف فرآورده‌های نفتی، طی

سال‌های اخیر، به دلیل جای‌گزینی گاز طبیعی (برای سوخت‌های قابل جای‌گزین) و نیز افـزایش قیمت اسمی فرآورده‌های نفتی، کاهش یافته است.

با اعمال سیاست‌های غیر قیمتی، و از جمله جای‌گزینی گاز طـبیعی بـه هـمراه سـیاست‌های قیمتی، رشد مصرف کل فرآورده‌های نفتی، طی سال‌های اخیر، به سطح ۳/۹ درصد کاهش یافته است. در این میان، بالا بودن رشد مصرف بنزین، نشان دهنده این واقعیت است که افزایش قیمت بنزین، به رغم جای‌گزینی گاز مایع با بنزین (به ویژه برای تاکسی‌ها) نتوانسته در کاهش مصرف مؤثر افتد.

مصرف گاز طبیعی در سال ۱۳۴۶ روزانه ۰/۳ میلیون متر مکعب بوده که در سال ۱۳۷۶ به سطح ۱۲۰ میلیون متر مکعب رسیده است. رشد سالانه مصرف گاز طبیعی، طی این دوره، حدود ۲۰ درصد بوده که عمدتاً ناشی از افزایش مصرف گاز طبیعی طی یک دهه اخیر، بـه دلیـل اعـمال سـیاست جای‌گزینی گاز طبیعی بوده است. رشد سالانه مصرف گاز، طی سال‌های ۱۳۶۷-۱۳۷۶ به ۱۴/۴ درصد رسیده که هنوز رقم بالایی را نشان می‌دهد.

مصرف برق در سال ۱۳۴۶، روزانه ۴ میلیون کیلووات ساعت بوده که با رشد سالانه ۱۳/۲ درصد به سطح ۲۰۷/۴ میلیون کیلووات ساعت در سال ۱۳۷۶ رسیده است. متوسط رشد سالانه مصرف برق، طی سال‌های اخیر، به سطح ۸/۲ درصد رسیده که علت آن تکامل بازار برق طی سـال‌های گذشته و پوشش مصرف در بیشترنقاط کشور و نیز تعدیل قیمت‌های برق و اعمال برخی سیاست‌های غیرقیمتی و از جمله آگاه‌سازی مردم بوده است.

با توجه به مطالب فوق، بیشترین متوسط رشد مصرف، طی سال‌های اخیر، متعلق به گاز طبیعی با ۱۴/۴ درصد و پس از آن برق با ۸/۲ درصد و فرآورده‌های نفتی با ۳/۹ درصد رشد می‌باشد. در حالی که بالاترین سهم مصرف متعلق به فرآورده‌های نفتی با ۵۴/۶ درصد و پس از آن گاز طبیعی و برق، به ترتیب، با ۳۸/۸ و ۶/۶ درصد می‌باشد.[1] شناخت سهم هر یک از حامل‌های انرژی به عنوان یکی از معیارهای گزینش وقفه بهینه در سیستم UVAR مورد توجه قرار می‌گیرد.

۱. این سهم از معادل‌سازی مصارف بر حسب بشکه معادل نفت خام برای هـر یک از حـامل‌های انـرژی محاسبه شده و ضمناً بر حسب انرژی نهایی نمی‌باشند.

۴-۲. قیمت حامل‌های انرژی

قیمت اسمی حامل‌های انرژی در ایران، طی سال‌های متمادی، ثابت بوده یا تغییرات اندکی داشته است. بجز قیمت بنزین که از سال ۱۳۵۹ افزایش یافت، تغییرات عمده قیمت سایر حامل‌های انرژی از آغاز برنامه دوم توسعه اقتصادی اجتماعی ایران (۱۳۷۴-۱۳۷۸) بر اساس تبصره ۱۹ قانون برنامه صورت پذیرفته است. قیمت بنزین، نفت سفید، نفت گاز و نفت کوره، گاز مایع و سوخت‌های هواپیما، در سال ۱۳۷۶، به ترتیب، به سطح ۱۶۰، ۴۰، ۴۰، ۲۰، ۶۸/۲، ۴۷ ریال در هر لیتر افزایش یافت. این قیمت‌ها در سال ۱۳۴۶، به ترتیب، در سطح ۶، ۲/۵، ۲/۲، ۱/۲، ۴/۵ و ۵ ریال قرار داشته است.

متوسط وزنی قیمت اسمی فرآورده‌های نفتی که در سال ۱۳۴۶، حدود ۲/۵ ریال در هر لیتر بوده، در سال ۱۳۷۶ به سطح ۶۰/۳ ریال افزایش یافته است. متوسط رشد سالانه قیمت وزنی اسمی فرآورده‌های نفتی، طی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۷۶، حدود ۲۰/۳ درصد بوده است.

هم‌چنین متوسط قیمت هر متر مکعب گاز طبیعی که در سال ۱۳۴۶ حدود ۱/۶ ریال بوده، به سطح ۳۱/۶ ریال در هر متر مکعب در سال ۱۳۷۶ افزایش یافته است. متوسط رشد سالانه قیمت اسمی گاز طبیعی، طی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۷۶، حدود ۲۴/۴ درصد بوده است.

متوسط قیمت هر کیلووات ساعت برق که در سال ۱۳۴۶ حدود ۱/۴۲ ریال بوده، در سال ۱۳۷۶ به ۴۹/۵ ریال افزایش یافته است. متوسط رشد سالانه قیمت اسمی برق، طی سال‌های اخیر، حدود ۲۵ درصد بوده که در مقایسه با فرآورده‌های نفتی و گاز طبیعی در سطح بالاتری قرار دارد.

محاسبه قیمت حامل‌های انرژی بر حسب واحد مشابه نشان می‌دهدکه قیمت هر بشکه معادل نفت برای برق، فرآورده‌های نفتی و گاز طبیعی، در سال ۱۳۷۶، به ترتیب، در سطح ۷۸۵۲۴، ۹۷۴۰ و ۴۹۴۱ ریال بوده که نشان دهنده این واقعیت است که برق در ایران گران‌ترین انرژی می‌باشد. ارزان‌ترین انرژی، گاز طبیعی است تا طبق نظر سیاست‌گذاران، جای‌گزینی با فرآورده‌های نفتی تشویق گردد.

قیمت اسمی هر بشکه معادل نفت انرژی در ایران، در سال ۱۳۶۷، حدود ۱۷۷۵/۶ ریال بوده که با رشد سالانه ۲۱/۶ درصد، به سطح ۱۲۴۲۹/۵ ریال در سال ۱۳۷۶ رسیده است. در حالی که قیمت

واقعی هر واحد انرژی[۱]، در سال ۱۳۶۷، حدود ۶۴۴ ریال بوده که با رشد سالانه ۰/۴ درصد به ۶۶۷ ریال افزایش یافته است.

می‌بینیم که به رغم بالابودن رشد قیمت اسمی انرژی، طی سال‌های اخیر، به دلیل افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، قیمت نسبی انرژی رشد چندانی نداشته است.

افزایش قیمت اسمی انرژی که با هدف کنترل رشد بالای مصرف، کاهش شدت انرژی و نیز کاهش بار یارانه‌ای دولت صورت پذیرفته، به رغم انتظار سیاستگذاران، نتوانسته به میزان مورد انتظار بر روندهای مصرف انرژی مؤثر باشد. بالا بودن رشد جمعیت، استفاده از فن‌آوری‌های قدیمی و ناکارآمد (از لحاظ مصرف انرژی)، به صرفه نبودن اجرای طرح‌های صرفه‌جویی انرژی توسط واحدهای تولیدی – خدماتی و مصرف‌کنندگان خانگی و تجاری و... از دلایل عمده این امر به شمار می‌آید. البته تداوم سیاست افزایش قیمت اسمی حامل‌های انرژی (در کنار کنترل سطح عمومی قیمت‌ها) منجر به تداوم افزایش قیمت واقعی حامل‌های انرژی خواهد شد که در بلند مدت در کنار سیاست‌های غیر قیمتی مربوط به صرفه‌جویی انرژی، منجر به کاهش رشد مصرف و شدت انرژی خواهد شد.

از آن‌جا که تغییر قیمت‌های انرژی برای سال‌های آتی نیز در دستور کار سیاستگذاران بخش انرژی قرار دارد، حضور متغیر سیاستی قیمت انرژی در مدل تقاضای انرژی ضرورت می‌یابد. با اتکا به این اطلاعات و نیز بحث شدت انرژی که در پی می‌آید، مدل ساختاری شده BVAR برای ایران تحت عنوان SBVAR توصیه شده که در بخش‌های بعدی به آن می‌پردازیم.

۴-۳. شدت انرژی[۲]

در یک مدل ساختاری تقاضای انرژی، مطابق نظریه‌ها و تحلیل‌های اقتصادی، متغیرهای سیاستی

۱. تعدیل شده بر حسب شاخص قیمت مصرف کننده CPI (۱۳۶۱=۱۰۰)

۲. شدت انرژی (Energy Intensity) عبارت از میزان انرژی‌بری هر واحد تولید می‌باشد. بنابراین، با به کارگیری فن‌آوری‌های با بازده بالا و مدیریت انرژی می‌توان محصول بیشتری را با کاربرد کمتری از انرژی تولید نمود. در چنین حالتی، شدت انرژی کاهش می‌یابد. معمولاً سیاست‌های قیمتی و غیرقیمتی به منظور کاهش شدت انرژی اعمال می‌شود.

متعددی برای حضور در مدل پیشنهاد می‌گردد (مزرعتی، ۱۳۷۳). اما در یک مدل غیرساختاری، این متغیرها در مدل غایب بوده و در عوض پویایی سیستم (حضور وقفه‌های متعدد از متغیرهای حاضر در سیستم معادلات) جای‌گزین می‌گردند.

از آن جا که در بخش انرژی ایران، طی سال‌های اخیر و نیز سال‌های آتی، تحولات ساختاری زیادی رخ می‌دهد[۱]، حضور برخی متغیرهای مهم سیاستی در مدل تقاضای انرژی ضرورت می‌یابد. در قسمت پیش، اشاره کردیم که قیمت واقعی انرژی به عنوان یک متغیر مهم باید در مدل لحاظ شود. اما علاوه بر قیمت، باید متغیری که تبیین کننده اثرهای سیاست‌های قیمتی و غیر قیمتی بر شدت انرژی باشد، در مدل گنجانده شود. چراکه سیاست‌های غیر قیمتی صرفه‌جویی انرژی مستقیماً بر کشش درآمدی اثر می‌گذارد. بنابراین، باحضور متغیر «تولید واقعی» در مدل، کشش درآمدی تقاضای انرژی محاسبه گردیده و با استفاده از روش‌شناسی بیزی و اطلاعات پیشین پـژوهشگر، مـی‌توان میزان تأثیرپذیری آن از سیاست‌های قیمتی و غیرقیمتی را تعیین نمود. اگر پژوهشگر بر این باور است که سیاست‌های غیرقیمتی صرفه‌جویی انرژی (مانند آگاه‌سازی، استفاده از خودروهای با بازده بالا، ممنوعیت ورود کالاهای انرژی بر غیر کارا) و نیز سیاست‌های قیمتی بر کاهش شدت انرژی مؤثر می‌باشد، آن گاه کشش درآمدی پیشین را کوچک‌تر از واحد در نظر می‌گیرد. در غیر این صورت، کشش درآمدی بزرگ‌تر از واحد در نظر گرفته می‌شود. هم‌چنین با توجه به این که پژوهشگر به چه میزان به اطلاعات پیشین خود اطمینان دارد، واریانس‌های پیشین، کوچک یا بزرگ در نظر گرفته می‌شوند. واریانس‌های کوچک‌تر، مؤید قطعیت بیشتر از دید پژوهشگر می‌باشد. به هر جهت، با توجه به موارد فوق، می‌توان بیان توصیفی از اطلاعات پیشین راکه در بخش بعد به صورت کمی تبیین می‌شود، ارائه داد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۴-۴. اطلاعات پیشین

روند مصارف انواع حامل‌های انرژی نشان داد که جای‌گزینی بین مصرف فرآورده‌های نفتی و گـاز

۱. از زمان تدوین برنامه دوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، بخش انرژی مورد توجه بیشتری قرار گرفته است. اکنون تداوم تعدیل قیمت‌های اسمی انرژی و تلاش برای بهبود شدت انرژی مورد توجه بیشتر سیاست‌گذاران انرژی و پژوهشگران این بخش می‌باشد.

طبیعی صورت پذیرفته و رشد مصرف گاز طبیعی طی سال‌های اخیر هم چنان در سطح بالایی قرار دارد. بر اساس این اطلاعات لازم است «اطلاعات پیشین استاندارد مینوستا» به نحوی تعدیل شود که بتواند واریانس‌های پیشین ضریب‌های وقفه‌های فرآورده‌های نفتی در معادله گاز طبیعی را بزرگ‌تر در نظر بگیرد تا به اطلاعات موجود در سری‌های زمانی امکان بیشتری برای تخمین ضریب‌های غیر صفر داده شود. این امر از طریق کشیدگی نسبی توزیع ضریب‌ها اعمال می‌شود.

هم‌چنین این قاعده کلی مینوستا که «وقفه‌های نزدیک‌تر» توضیح‌دهندگی بیشتری را ارائه می‌دهند، مورد پذیرش قرار می‌گیرد، چراکه طی سال‌های اخیر تحولات و تغییرات زیادی در بخش تقاضای انرژی حادث شده که روندها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بدین روی، هر چه وزن اطلاعات جاری در فرآیند تخمین و پیش‌بینی بیشتر باشد، پیش‌بینی درست‌تری برای سال‌های آتی به دست می‌آید.

به علاوه، به لحاظ وقوف به تغییر قیمت‌های انرژی در آینده و تأثیرپذیری شدت انرژی از سیاست‌های قیمتی و غیرقیمتی، لازم است که مدل غیرساختاری BVAR ، کشش‌های قیمتی و درآمدی (معیار تغییر در شدت انرژی) را در خود شامل کند. همان طوری که در بالا نیز اشاره کردیم، این مدل تحت عنوان " بردارهای خودرگرسیونی ساختاری شده بیزی (SBVAR) برای ایران پیشنهاد شده است.

۵. تصریح، تخمین و مقایسه عملکرد پیش‌بینی مدل‌های VAR و BVAR

در این قسمت ابتدا شکل نظری مدل تقاضای انرژی در ایران را به صورت UVAR ارائه می‌کنیم. سپس با استفاده از معیارهای اطلاعاتی، طول وقفه بهینه را تعیین می‌نماییم. با ارائه اطلاعات کمّی پیشین، مدل BVAR با روش تایل – گلد برگر تخمین گردیده و برای هر دو مدل UVAR و BVAR پیش‌بینی‌های یک دوره به جلو صورت می‌گیرد و عملکرد پیش‌بینی آنها را مقایسه می‌کنیم.

۵-۱. تصریح مدل UVAR و تعیین طول وقفه بهینه

شکل نظری مدل تقاضای انرژی به صورت UVAR به صورت زیر قابل ارائه است.

(۱۴)

که در آن، $Lelec_t$، $Lngc_t$ و $Lppc_t$، به ترتیب، لگاریتم مصرف برق، گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی در دوره t می‌باشند. هم‌چنین P طول وقفه می‌باشد که به صورت تجربی تعیین می‌شود. در ضمن L^k عملگر وقفه است که‌در آن، $L^{۱} y_t = y_{t-۱}$ تعریف می‌گردد. اجزای عرض از مبدأ به صورت $C_۱$ تا $C_۳$ تعریف شده و $\varepsilon_{۱t}$ تا $\varepsilon_{۳t}$ اجزای اخلال تصادفی هستند که فرض می‌شود دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت δ می‌باشد.

دوره زمانی مورد استفاده که طولانی‌ترین سری زمانی در دسترس می‌باشد، سال‌های ۱۳۴۶ تا ۱۳۷۶ را شامل می‌شود. با در اختیار داشتن ۳۱ مشاهده، حداکثر طول وقفه با توجه به درجه آزادی ۱۰، پنج وقفه زمانی می‌باشند.[۱]

به هر جهت، با استفاده از روش تخمین OLS و نرم‌افزار Ewievs مدل UVAR با وقفه‌های ۱ تا ۵ مورد تخمین قرار گرفته است. انتخاب طول وقفه بهینه به روش‌های مختلفی امکان‌پذیر است. بیشتر معیارهای مورد استفاده، معیارهای اطلاعاتی بوده و مبتنی بر توزیع احتمال خاصی نیستند.

معمولاً برای تعیین طول وقفه بهینه یا از معیارهای مبتنی بر تک تک معادلات سیستم UVAR یا از معیارهای مبتنی بر کل سیستم استفاده می‌شود. معیارهای تک معادله شامل $R^۲$ تعدیل شده،

۱. با لحاظ پنج وقفه زمانی، هر یک از معادلات، با احتساب جزء عرض از مبدأ، دارای ۱۶ پارامتر برای تخمین می‌باشد. هم‌چنین به دلیل لحاظ وقفه زمانی دوره کوتاه‌تر می‌گردد. بنابراین، با در اختیار داشتن ۲۶ مشاهده پس از لحاظ وقفه‌ها و ۱۶ پارامتر، درجه آزادی در سطح ۱۰ تعیین می‌شود.

انحراف معیار معادله، لگاریتم لاکلیهود، معیار اطلاعاتی آکایک (AIC) و شوارتز (SIC) می‌باشند. اما چون ممکن است بر اساس این معیارها، هر کدام از معادلات یک طول وقفه‌ای را پیشنهاد نمایند، نمی‌توان به نتیجه نهایی در مورد سیستم UVAR دست یافت. البته می‌توان از برخی اطلاعات پیشین در این زمینه بهره جست. برای مثال، بر اساس معیار اطلاعاتی آکایک معادلات برق، گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی هر یک، به ترتیب، طول وقفه ۳، ۲ و ۳ را پیشنهاد می‌نماید. از آن جا که سهم فرآورده‌های نفتی در کل سبد مصرف انرژی بالاست، و هدف پیش‌بینی درست مجموع انرژی است، بنابراین خطای کمتر در پیش‌بینی فرآورده‌های نفتی، در مجموع خطای کمتری را در پیش‌بینی ایجاد خواهد نمود. بنابراین، می‌توان با این اطلاعات پیشین، مبنا را عملکرد معادله فرآورده‌های نفتی در نظر گرفت. اما معیارهای اطلاعاتی مبتنی بر سیستم UVAR ، طول وقفه سیستم معادلات را تعیین می‌کنند. جدول‌های ۲ و ۳، اطلاعات مربوطه به‌نسبت لاکلیهود و معیارهای آکایک و شوارتز[۴] را برای طول وقفه‌های متعدد مدل UVAR دربردارد. گرچه بر اساس این معیارها نیز ممکن است پاسخ‌های یکسانی حاصل نگردد، اما نشان داده شده که روش‌های مختلف برای تعیین طول وقفه منجر به ایجاد درجه مشابهی از همگرایی[1] می‌شوند (هاتاناکا، ۱۹۹۶، ص ۲۲۸).

بر اساس معیار نسبت لاکلیهود طول وقفه ۳ و بر اساس معیارهای AIC و SIC، به ترتیب، طول وقفه ۳ و ۵ پیشنهاد می‌شود. می‌بینیم که تمام معیارها طول وقفه یکسانی را پیشنهاد نمی‌کنند. یک راه برای گزینش طول وقفه، این است که با عنایت به نتایج به دست آمده، به معیارهای خطا در مهم‌ترین معادله سیستم (فرآورده‌های نفتی که بیشترین سهم سبد انرژی کشور را داراست) نیز توجه شود. بر این اساس، در معادله فرآورده‌های نفتی وقفه ۳ بر اساس AIC و SIC پیشنهاد شده است (جدول‌های ۲ و ۳ را ببینید).

اما پیشنهادی که برای انتخاب طول وقفه بهینه، به ویژه برای مدل‌هایی که به قصد پیش‌بینی، تدوین و تخمین می‌شوند ارائه می‌شود، این است که علاوه بر معیارهای اطلاعاتی فوق که متکی بر خطاهای شبیه‌سازی در درون دوره تخمین می‌باشند، از معیارهای متکی بر خطاهای خارج از دوره تخمین نیز باید استفاده شود.

1. Co-Integration

جدول ۲. انتخاب طول وقفه بهینه بر اساس معیار نسبت لاکلیهود (سیمز، ۱۹۸۰) برای سیستم UVAR

شرح / طول وقفه	لگاریتم دترمینان خطاهای متقاطع	نسبت لاکلیهود	نتیجه برای فرضیه
۵	-۹/۶۱۴	۸/۵۸	پذیرفته می‌شود
۴	-۸/۵۵۹	۱۰/۵۴	پذیرفته می‌شود
۳	-۶/۹۱۲	۲۳/۰۵	رد می‌شود
۲	-۶/۳۰۷	۱۰/۸۸	--
۱	-۶/۱۳	۳/۶۸	--
H_0: (یا مدل مقید دارای وقفه بهینه است) وقفه کوچک‌تر بهینه است			

* مقدار x^2 با ۹ درجه آزادی برابر با ۱۶/۹۲ می‌باشد.

جدول ۳. انتخاب طول‌وقفه بهینه براساس معیارهای AIC و SIC برای سیستم UVAR

معیار / طول وقفه	AIC	SIC
۵	-۱۵۴	-۹۳/۶
۴	-۱۵۳/۱	-۱۰۲/۶
۳	-۱۳۳/۵	-۹۳/۶
۲	-۱۴۰/۹	-۱۱۲/۲
۱	-۱۶۰/۲	-۱۴۳/۴
نتیجه‌گیری: کمترین مقدار برای AIC و SIC طول وقفه بهینه را تعیین می‌کند.	طول وقفه ۳پذیرفته می‌شود	طول وقفه ۳ و ۵ پذیرفته می‌شود

جدول ۴. خطای پیش‌بینی یک دوره به جلو از ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۶ در مدل UVAR وقفه‌های مختلف

معیار	طول وقفه				
	۱	۲	۳	۴	۵
RMSPE	۰/۰۲۹۳۲۸	۰/۰۲۱۵۸۱	۰/۰۳۶۴۸۹	۰/۰۱۱۱۱۴	۰/۰۱۵۷۷
U-Theil	۰/۰۳۵۱۰۳	۰/۰۲۶۲۳	۰/۰۴۵۹۸۹	۰/۰۱۳۲۹۳	۰/۰۱۸۹۰۵

* میانگین ساده بر روی معادلات برق، گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی.

برای این منظور، مدل UVAR برای طول وقفه‌های ۱ تا ۵ در نظر گرفته شده و برای هر طول وقفه‌ای از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۶ تخمین‌ها و پیش‌بینی‌های یک دوره به جلو صورت پذیرفته است.[۱] سپس با محاسبه خطاهای پیش‌بینی یک دوره به جلو معیارهای RMSPE و U-Theil محاسبه شده و بر روی معادلات مدل، میانگین‌گیری شده است. همان طوری که اطلاعات جدول ۴ نشان می‌دهد، کمترین خطای پیش‌بینی متعلق به مدل UVAR با چهار وقفه زمانی است. از آن جا که در نهایت، هدف این مطالعه، مقایسه عملکرد پیش‌بینی مدل‌های UVAR و BVAR می‌باشد و چون مدل BVAR وقفه‌های طولانی‌تر را در عمل بی‌اهمیت می‌نماید، طول وقفه چهارتایی به عنوان طول وقفه بهینه انتخاب می‌شود. مدل BVAR نیز با همین تعداد وقفه مورد تخمین قرار می‌گیرد.

۵-۲. تعیین اطلاعات پیشین و تخمین مدل BVAR

با حضور سه متغیر و چهار وقفه زمانی و لحاظ عرض از مبدأ، هر معادله سیستم UVAR دارای ۱۳ پارامتر برای تخمین می‌باشد. برای این ۱۳ پارامتر لازم است توزیع پیشین مشخص گردد. به عبارت دیگر، لازم است میانگین و واریانس توزیع این ضریب‌ها مشخص و تعیین گردند.

میانگین‌های پیشین بر اساس ایده کلی استاندارد مینوستا و بر مبنای فرضیه "گام تصادفی با جزء

۱. برای مثال، برای طول وقفه ۵، مدل UVAR به صورت پیاپی (Rolled-up) از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۵ با چرخش‌های یک ساله مورد تخمین قرار گرفته است. به دیگر سخن، در مجموع ۳۰ بار مدل UVAR تخمین گردیده است.

ثابت" تعیین می‌شوند. بر این مبنا، میانگین توزیع ضریب (مقدار پیشین ضریب) برای نخستین وقفه خودی برابر ۱ و مابقی برابر صفر در نظر گرفته می‌شود. مقدار پیشین ضریب عرض از مبدأ نیز در هر یک از معادلات مدل برابر با مقدار تخمین شده در مدل UVAR قرار داده می‌شود، اما واریانس آن بسیار بزرگ در نظر گرفته می‌شود تا بار دیگر مبتنی بر اطلاعات سری زمانی مقدار آن برآورد شود (کشیدگی توزیع برای ضریب‌های عرض از مبدأ بسیار کوچک در نظر گرفته می‌شود و توزیع کاملاً پخ می‌باشد).

برای تعیین واریانس‌های پیشین ضریب‌های هر یک از معادلات سیستم، قواعد کلی زیر مورد توجه قرار گرفته است:

۱) هر چه طول وقفه بیشتر می‌شود، مقدار کشیدگی توزیع افزایش می‌یابد(واریانس توزیع کوچک‌تر می‌شود) تا با قطعیت بیشتری صفر بودن ضریب‌های آنها به دلیل اهمیت کمتر آنها تعیین شود.

۲) برای هر معادله یک فاکتور مقیاس تعریف گردیده تا زمانی که چرخش از ضریب‌های وقفه‌های خودی به وقفه‌های متقاطع صورت می‌پذیرد، مقدار عددی واریانس مطابق با واحد متغیر مورد نظر تعیین شود. این فاکتور نسبت انحراف معیارهای معادلات می‌باشد. در واقع، یک معادله خودرگرسیونی با چهار وقفه خودی تخمین می‌شود و واریانس آن برای فاکتور مقیاس مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۳) در نهایت، برای هر یک از معادلات یک کشیدگی کلی تعریف می‌شود که در واقع کشیدگی توزیع نخستین وقفه خودی در هر معادله می‌باشد. مقدار اولیه این کشیدگی کلی از تخمین OLS یک معادله خودرگرسیونی مرتبه اول به دست می‌آید.

۴) برای در نظر گرفتن جای‌گزینی طبیعی به جای فرآورده‌های نفتی، پارامترهای کنترلی تعریف گردیده که از طریق کشیدگی نسبی، بر واریانس‌های پیشین اثرگذاری می‌نماید.

بر اساس قواعد کلی فوق روابط (۱۵) مقادیر پیشین واریانس ضریب‌ها یا کشیدگی پیشین توزیع ضریب‌ها را تعیین می‌کنند.

$$SE\ (c_i) = OT_i * S_i * control1$$
$$SE\ (a_{ijk}) = OT_i * W_{ij} * k^{-d} * \frac{S_i}{S_j} \qquad (۱۵)$$
$$OT_i = base_{۱\,i} * control_{۲\,i}$$
$$W_{ij} = basl_{۲\,ij} * control_{۳\,i} \qquad i \neq j \qquad \text{اگر و} \qquad i=j \qquad \text{آنگاه} \qquad W_{ij} = ۱$$

که در آن:

i شمارهٔ معادله و $i= ۱,...,۳$

j شمارهٔ متغیر و $j= ۱,...,۳$

k شمارهٔ وقفه و $k= ۱,...,۴$

d = کاهش‌دهنده واریانس بر حسب طول وقفه و $d=۱$

S_i = انحراف معیار معادله خودرگرسیونی i با چهار وقفه زمانی

$\frac{S_i}{S_j}$ = فاکتور مقیاس

w_{ij} = کشیدگی نسبی توزیع: چون مقدار $base_{۲\,ij}$ برابر با ایده استاندارد مینوستا ۰/۵ در نظر گرفته شده، بنابراین، اگر مقدار $Control_{۳\,i}$ برابر ۱ در نظر گرفته شود، اطلاعات پیشین قرینه مینوستا حاصل می‌شود.

OT_i = کشیدگی کلی توزیع که در هر معادله مقدار $base_{۱\,i}$ برابر با مقدار انحراف معیار برآوردی ضریب متغیر با وقفه در یک معادله خودرگرسیونی مرتبه اول قرار داده می‌شود.

هم‌چنین $Control_{۱}$ $Control_{۲\,i}$ $Control_{۳\,i}$ به عنوان متغیرهای کنترل هستند که به وسیله آنها مقادیر واریانس پیشین ضریب‌ها تغییر می‌یابد. به کمک این سه متغیر کنترلی بهترین مدل BVAR زمانی که متوسط خطای پیش‌بینی یک دوره به جلو حداقل می‌گردد، برگزیده می‌شود.

به هر جهت، برای تخمین اولیه مدل BVAR متغیرهای کنترلی در سطح واحد تعیین می‌گردند، و بدین ترتیب، تمام واریانس‌های پیشین تعیین می‌شوند. چون مقادیر میانگین‌های پیشین نیز تعیین شده‌اند، می‌توان تخمین مدلی BVAR را به روش تایل–گلد برگر(رابطه ۹) به دست آورد. اما این

تخمین، یک تخمین اولیه خواهد بود و تخمین نهایی زمانی به دست می‌آید که خطای پیش‌بینی به حداقل مقدار آن برسد. برای سنجش خطای پیش‌بینی لازم است مدل BVAR به صورت پیاپی[1] انجام پذیرد و سپس از طریق پیش‌بینی‌های یک یا چند دوره به جلو، خطای پیش‌بینی محاسبه گردد. به مانند مدل UVAR، تخمین‌های پیاپی طی دروه‌های پیاپی از سال ۱۳۴۶ تا ۱۳۷۰، و به همین ترتیب، از سال ۱۳۴۶ تا ۱۳۷۱ و تا ۱۳۷۶ به صورت غلتان انجام پذیرفته و در هر بار تخمین، پیش‌بینی یک دوره به جلو صورت پذیرفته است. سپس با استفاده از مقادیر پیش‌بینی و مقادیر واقعی، خطای پیش‌بینی برای هر یک از معادلات به وسیله معیارهای RMSPE و U-Theil صورت پذیرفته است. این مقادیر می‌تواند با نتایج مدل UVAR مورد مقایسه قرار گیرد.

همان طوری که پیشتر نیز اشاره کردیم، تخمین‌های پیاپی بر اساس مقادیر اولیه اطلاعات پیشین به عنوان تخمین نهایی مدل BVAR پذیرفته نمی‌شود، بلکه با تغییر متغیرهای کنترلی و تغییر دادن اطلاعات پیشین (واریانس‌های پیشین) تخمین‌های جدید به دست می‌آید. این تغییرات بارها و بارها صورت می‌پذیرد تا حداقل مقادیر RMSPE و U-Theil به دست آید.

از آن جا که محاسبات زیادی برای یافتن بهترین مدل BVAR باید صورت پذیرد، یک برنامه ماتریسی در نرم‌افزار Excel تحت Windows98 نوشته شده که قادر است با هر تغییر در پارامترهای اصلی، بار دیگر تمام محاسبات مربوط به تخمین‌های پیاپی مدل BVAR و محاسبات RMSPE و U-Theil را به انجام برساند.[2] با استفاده از این برنامه، متغیرهای کنترلی و پارامترهای اصلی بارها و بارها تغییر داده شده، و در نهایت، مدل نهایی BVAR که حداقل خطای پیش‌بینی را دارا بوده، به دست آمده است. ماتریس‌های (۱۶)، (۱۷) و (۱۸) به ترتیب، مقادیر کشیدگی کلی، واریانس معادلات برق، گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی و ماتریس وزن (کشیدگی نسبی) که بر اساس آنها واریانس‌های پیشین تعیین شده‌اند را در بردارند. این مقادیر پیشین حداقل مقدار خطای پیش‌بینی یک دوره به جلو برای مدل BVAR را به دست داده‌اند.

1. Rolled-up

۲. تمام محاسبات ماتریس‌های X'X و X'y در نرم‌افزار Ewievs انجام گرفته و با بالاترین دقت به نرم‌افزار Excel منتقل شده است.

(۱۶)

(۱۷)

(۱۸)

۵-۳. مقایسه عملکرد پیش‌بینی مدل‌های VAR و BVAR

با انجام تخمین‌های پیاپی طی دوره‌های ۱۳۴۶ تا ۱۳۷۰، ۱۳۴۶ تا ۱۳۷۱ و... و ۱۳۴۶ تا ۱۳۷۶ برای مدل‌های UVAR و BVAR و انجام پیش‌بینی‌های یک دوره به جلو در هر بار تخمین از مدل‌ها، معیارهای سنجش خطای پیش‌بینی یعنی RMSPE و U-Theil محاسبه شده است. هم‌چنین بر اساس قدر مطلق خطاهای پیش‌بینی، تعداد بُرد و باخت‌های مدل BVAR در مقایسه با مدل UVAR در به دست دادن خطاهای کمتر، محاسبه شده است. جدول‌های ۵ و ۶ محاسبه این معیارها را دربردارد. نتایج نشان می‌دهد که گرچه در مجموع هر دو مدل دارای عملکرد خوبی در پیش‌بینی هستند، اما عملکرد هر یک از معادلات مدل‌های UVAR و BVAR متفاوت بوده است.

جدول ۵. سنجش خطای پیش‌بینی در مدل‌های VAR و BVAR

معادله / معیار	برق		گازطبیعی		فرآورده‌های نفتی		میانگین	
	مدل VAR	مدل BVAR	مدل VAR	مدل BVAR	مدل VAR	مدل BVAR	مدل VAR	مدل BVAR
U-THEIL	۰/۰۸۲۰۹۸	۰/۰۸۳۴۸۹۴	۰/۲۰۰۴۷	۰/۰۸۵۹۲۶۶	۰/۱۸۹۱۳۷	۰/۲۱۷۵۸۶۱	۰/۱۵۷	۰/۱۲۹
RMSPE	۰/۰۰۲۱۱۱	۰/۰۰۲۱۵۹۴	۰/۰۲۹۱۹۳	۰/۰۱۱۲۱۹۸	۰/۰۰۲۷۳۵	۰/۰۰۳۱۴۲۳	۰/۰۱۱۳	۰/۰۰۵۵۰۷

جدول ۶. تعداد بردها(۱) و باخت‌های (۰) مدل BVAR نسبت به VAR

معادله / سال	برق	معادله گازطبیعی	معادله فرآورده‌های نفتی
۱۳۷۱	۱	۱	۰
۱۳۷۲	۰	۱	۱
۱۳۷۳	۰	۱	۱
۱۳۷۴	۰	۱	۰
۱۳۷۵	۱	۰	۱
۱۳۷۶	۰	۰	۱
جمع	۲	۴	۴

* هر گاه قدر مطلق خطای پیش‌بینی مدل BVAR کمتر از VAR بوده، یک بُرد منظور شده است.

معادله برق در هر دو مدل نتوانسته به خوبی چرخش در سری زمانی را دنبال نماید. در حالی که مدل BVAR در سال پایانی توانسته این چرخش را لحاظ نموده و برخلاف مدل VAR پیش‌بینی دارای تخمین بیش از حد[1] نمی‌گردد. همان طوری که اطلاعات جدول ۵ نشان می‌دهد، مقدار U-Theil در هر دو مدل برای معادله برق پایین بوده، ولی مدل VAR با اختلاف بسیار ناچیزی رقم کمتری را به خود اختصاص داده است. هم‌چنین بر اساس جدول ۶، می‌بینیم که از مجموع ۶ پیش‌بینی یک دوره به جلو، مدل VAR دارای چهار برد و تنها دو باخت در به دست دادن قدر مطلق خطای کمتر می‌باشد.

برای معادله گاز طبیعی، مدل BVAR به خوبی پیش‌بینی نموده است. مقدار U-Theil در مدل BVAR در سطح ۰/۰۸ بوده، در حالی که برای مدل UVAR این مقدار در سطح ۰/۲ قرار دارد که نسبتاً خطای بالایی به شمار می‌آید. به عبارت دیگر، مدل UVAR برای معادله گاز طبیعی با حدود ۲۰ درصد خطا، پیش‌بینی نموده، در حالی که مدل BVAR تنها با ۸ درصد خطای پیش‌بینی رو به رو

1. Overestimation

بوده است. هم‌چنین از مجموع شش مورد پیش‌بینی یک دوره به جلو، معادله گاز طبیعی در مدل BVAR دارای چهار برد بوده که نشان دهنده برتری نسبت به مدل UVAR می‌باشد.

برای معادله فرآورده‌های نفتی، مقدار U-Theil در مدل‌های UVAR و BVAR ، به ترتیب، ۰/۱۸۹ و ۰/۲۱۷ می‌باشد. گرچه تفاوت این ارقام چندان زیاد نیست، اما به هر جهت، مدل VAR عملکرد بهتری از BVAR را نشان می‌دهد.

بررسی نقاط چرخش نشان می‌دهد که مدل BVAR تنها برای دو سال نتوانسته نقاط چرخش را لحاظ نماید، در حالی که مدل VAR تقریباً در تمام موارد قادر به دنبال نمودن این نقاط چرخش نبوده است. هم‌چنین از ۶ مورد پیش‌بینی یک دوره به جلو، مدل BVAR در ۴ مورد دارای قدر مطلق خطای پیش‌بینی کمتر بوده است. بنابراین، با توجه به این امر و ناچیز بودن اختلاف U-Theil و پوشش نقاط چرخش توسط مدل BVAR می‌توان نتیجه گرفت که در مجموع عملکرد پیش‌بینی مدل BVAR بهتر بوده است.

در یک جمع‌بندی کلی، می‌بینیم که متوسط خطای پیش‌بینی مدل VAR بر اساس معیار U-Theil حدود ۱۵/۷ درصد است، در حالی که این متوسط برای مدل BVAR حدود ۱۲/۹ درصد می‌باشد. به علاوه، از مجموع ۱۸ مورد پیش‌بینی یک دوره به جلو، مدل BVAR در ۱۰ مورد، یعنی ۵۶ درصد موارد، قدر مطلق خطای پیش‌بینی کمتری داشته است. بنابراین، می‌توان این نتیجه کلی را به دست آورد که مدل BVAR در مجموع دارای عملکرد پیش‌بینی بهتری نسبت به مدل VAR می‌باشد.

گفتنی است که برخلاف سایر مطالعات که وقفه بهینه در مدل VAR فقط بر اساس معیارهای اطلاعاتی متکی بر خطاهای درون دوره تخمین تعیین می‌شود، در این مطالعه، علاوه بر آن، معیارهای اطلاعاتی خطای پیش‌بینی خارج از دوره نمونه نیز مورد توجه قرار گرفته است. به همین علت، یعنی یافتن وقفه بهینه بر اساس حداقل خطای پیش‌بینی یک دوره به جلو، عملکرد پیش‌بینی مدل VAR نیز بهبود یافته و در پاره‌ای موارد با مدل BVAR رقابت می‌کند.

۶. پیشنهاد مدل SBVAR برای ایران و مقایسه عملکرد پیش‌بینی آن با مدل BVAR

تحولات فعلی و آتی بخش انرژی کشور، از نظر تغییر قیمت حامل‌های انرژی، اعمال سیاست‌های غیر قیمتی به منظور صرفه‌جویی انرژی و تأثیرگذاری این سیاست‌ها بر شدت انرژی، حضور کشش‌های قیمتی و درآمدی را در معادلات تقاضای حامل‌های انرژی ضروری می‌سازد. از آن جا که مدل‌های ساختاری مبتنی بر نظریه‌های اقتصادی به شکلی از تصریح می‌رسند که در آن متغیرهای قیمت و سطح فعالیت(درآمد) حضور دارند،[۱] بنابراین، با ایده گرفتن از مدل‌های ساختاری از یک سوی و به کارگیری ایده مدل غیرساختاری بردارهای خودرگرسیونی و استفاده از روش‌شناسی بیزی از سوی دیگر، برای تخمین ضریب‌های چنین مدلی، روش مدل‌سازی بردارهای خودرگرسیونی ساختاری شده بیزی (SBVAR)[۲] پیشنهاد گردیده است. از آن جا که دو ایده «ساختاری» و «غیرساختاری» با یکدیگر تلفیق می‌گردد، آن را اصطلاحاً می‌توان تحت عنوان روش «تلفیقی»[۳] نیز نام برد. تصریح مدل SBVAR مشابه سیستم ارائه شده در (۱۴) می‌باشد. با این تفاوت که در معادلات برق، گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی به ترتیب قیمت واقعی این حامل‌های انرژی و نیز تولید ناخالص داخلی به قیمت بازار و به قیمت‌های ثابت ۱۳۶۱ اضافه شده است.

اطلاعات پیشین برای وقفه‌ها در این مدل نیز به صورت مدل BVAR که در بخش (۵-۲) ارائه شد، تعیین شده است. اما میانگین‌ها و واریانس‌های پیشین برای متغیرهای سیاستی یعنی قیمت انرژی و تولید واقعی به کمک یک مدل ساختاری برآورد شده‌اند. در واقع، مقادیر اولیه میانگین‌ها و واریانس‌های پیشین برای این متغیرها، از تخمین یک مدل ساختاری پویا به دست می‌آید و سپس در فرآیند گزینش بهترین تخمین مدل SBVAR، این مقادیر به نحوی تغییر می‌یابند که خطای پیش‌بینی مدل حداقل گردد. مدل ساختاری مورد استفاده برای تخمین کشش‌های قیمتی و درآمدی

۱. مدل اقتصادی خردی رتردام، بر اساس نظریه رفتار مصرف کننده، دقیقاً به یک مدل log-log که در آن تقاضا تابعی از قیمت و درآمد واقعی می‌باشد، دست می‌یابد.

2. Structuralized Bayesian Vector Autoregressions.

3. Hybrid

یک مدل log-log پویا بوده که به صورت SUR[1] تخمین شده و سپس با اضافه کردن جز تصحیح خطای خطی مجدداً به صورت SUR برآورد شده تا ضمن لحاظ پویایی مدل، مشکل خود هم بستگی نیز برطرف گردد.

در ضمن، برای یافتن بهترین تخمین SBVAR، شش متغیر کنترلی برای تعیین واریانس‌های پیشین ضریب‌های قیمت‌های انرژی و تولید واقعی علاوه بر متغیرهای کنترلی ارائه شده در (۱۵) منظور شده است. به منظور قابلیت مقایسه عملکرد پیش‌بینی مدل SBVAR با مدل BVAR، مقادیر متغیرهای کنترلی ارائه شده در (۱۵) برای مدل SBVAR نیز در نظر گرفته شده و بهترین مدل SBVAR تنها از طریق تغییر متغیرهای کنترلی مربوط به قیمت حامل‌های انرژی و تولید واقعی مورد جستجو قرار گرفته است. برای مدل SBVAR نیز تخمین‌های پیاپی و نیز پیش‌بینی‌های یک دوره به جلو از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۶ صورت پذیرفته و به مانند مدل BVAR متوسط خطای پیش‌بینی از طریق معیارهای RMSPE و U-Theil اندازه‌گیری شده است.

هم‌چنین مدل پیشنهادی SVAR بدون استفاده از روش‌شناسی بیزی و به وسیله روش OLS مورد تخمین قرار گرفته که عملکرد پیش‌بینی آن با مدل SBVAR مورد مقایسه قرار می‌گیرد. بر اساس محاسبات انجام شده، معادله برق در مدل SBVAR به خوبی توانسته مقادیر واقعی را پیش‌بینی نماید. مقدار متوسط خطای پیش‌بینی بر اساس معیار U-Theil تنها ۰/۰۸ می‌باشد که در مقایسه با رقم ۰/۲۶ در مدل SVAR در سطح بسیار پایینی قرار دارد. البته مدل‌های VAR و BVAR نیز دارای عملکرد مشابهی در پیش‌بینی بوده و متوسط خطا در سطح ۰/۰۸ بوده است.

برای معادله گاز طبیعی مقدار U-Theil در مدل SBVAR تنها ۰/۰۴ می‌باشد. در حالی که مدل SVAR حدود ۰/۱۵ و مدل‌های VAR و BVAR، به ترتیب، ارقام اعداد ۰/۲ و ۰/۰۸۵ را به دست داده که نسبتاً بالا می‌باشد. بنابراین، مدل SBVAR دارای عملکرد پیش‌بینی بسیار بهتری بوده است.

برای معادله تقاضای فرآورده‌های نفتی، عملکرد پیش‌بینی بر اساس مدل‌های SVAR و SBVAR یکسان بوده، و به ترتیب، ارقام ۰/۲۲ و ۰/۲۱ حاصل گردیده است. اما مدل SBVAR توانسته است به نسبت بیش‌تری نقاط چرخش در سری زمانی را پوشش دهد و برای آخرین سال

1. Seemingly Unrelated Regression

پیش‌بینی نیز دارای برآورد بیش از حد نیست، در حالی که مدل SVAR نه تنها نتوانسته نقاط چرخش را پوشش دهد، بلکه دارای برآورد بیش از حد می‌باشد که برای انجام پیش‌بینی قابل اطمینان نیست. هم‌چنین بر اساس برد و باخت مدل SBVAR نسبت به مدل SVAR که در جدول ۸ ارائه شده، ملاحظه می‌شود که مدل SBVAR در ۱۳ مورد از ۱۸ مورد پیش‌بینی یک دوره به جلو یعنی ۷۲ درصد موارد، دارای قدر مطلق خطای پیش‌بینی کمتری بوده است. هم‌چنین متوسط معیار U-Theil برای معادلات سیستم نشان می‌دهد که مدل SBVAR با ۱۱/۹ درصد خطا در مقایسه با ۲۰/۸ درصد خطا در مدل SVAR عملکرد مناسب‌تری در پیش‌بینی داشته است.

جدول ۷. سنجش پیش‌بینی در مدل‌های SBVAR و SVAR

معادله / معیار	برق		گازطبیعی		فرآورده‌های نفتی		میانگین	
	مدل SVAR	مدل SBVAR	مدل SVAR	مدل SBVAR	مدل SVAR	مدل SBVAR	مدل SVAR	مدل SBVAR
U-Theil	۰/۲۶۸۳	۰/۰۸۶۲۷۶	۰/۱۵۱۱۳	۰/۰۴۴۴	۰/۲۰۶۹	۰/۲۱۶۲۱	۰/۲۰۸۸	۰/۱۱۵۶
RMSPE	۰/۰۰۶۹۸	۰/۰۰۲۲	۰/۰۲۰۲	۰/۰۶۱۵۹	۰/۰۰۲۹۶	۰/۰۰۳۱۱۷	۰/۰۱۰۰۷۴	۰/۰۰۳۸

جدول ۸. تعداد بردها(۱) و باخت‌های (۰) مدل SBVAR نسبت به مدل SVAR

سال	معادلهٔ برق	معادلهٔ گازطبیعی	معادلهٔ فرآورده‌های نفتی
۱۳۷۱	۱	۱	۰
۱۳۷۲	۱	۱	۱
۱۳۷۳	۱	۱	۰
۱۳۷۴	۱	۱	۰
۱۳۷۵	۱	۱	۰
۱۳۷۶	۱	۰	۱
جمع	۶	۵	۲

* هر گاه قدر مطلق خطای پیش‌بینی مدل SBVAR کمتر از SVAR بوده، یک برد منظور شده است.

برای مقایسه، این مقدار برای مدل VAR و BVAR ، به ترتیب، در سطح ۱۵/۷ و ۱۲/۹ درصد قرار داشته که باز بیانگر این واقعیت است که مدل SBVAR دارای عملکرد بهتری نسبت به مدل BVAR و مدل VAR می‌باشد. نمودار ۱، مقایسه معیار متوسط خطای پیش‌بینی U-Theil در مدل‌های VAR، BVAR، SVAR و SBVAR را نشان می‌دهد که تأییدکننده برتری مدل SBVAR در ارائه پیش‌بینی‌های دقیق‌تر می‌باشد.

نمودار ۱. مقایسه متوسط خطای پیش‌بینی یک دوره به جلو به وسیله مدل‌های مختلف (معیار U-Theil)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

قابل ذکر است که بهبود عملکرد پیش‌بینی هر یک از معادلات مدل SBVAR و نیز کل مدل از طریق تغییر پارامترهای اصلی و کنترلی امکان‌پذیر بوده، اما به جهت امکان‌پذیر بودن مقایسه مدل‌های BVAR و SBVAR این پارامترها در هر دو مدل یکسان در نظر گرفته شده است. به علاوه، حتی در شرایطی که عملکرد پیش‌بینی در مدل BVAR و SBVAR یکسان باشد، مدل SBVAR به

دلیل لحاظ کردن متغیرهای مهم سیاستی که تغییرات ساختاری را نیز در نظر می‌گیرد، مرجح است.

۷. پیش‌بینی تقاضای حامل‌های انرژی و تحلیل سیاستی

مدل SBVAR که با داشتن حداقل خطای پیش‌بینی یک دوره به جلو به عنوان بهترین مدل شناخته شد، برای پیش‌بینی تقاضای حامل‌های انرژی و نیز انجام تحلیل‌های سیاستی مورد استفاده قرار می‌گیرد.[۱]

مدل SBVAR بر خلاف مدل‌های VAR و BVAR متغیرهای سیاستی را در خود شامل می‌کند، و بنابراین، برای پیش‌بینی نیاز به برآورد یا انجام سناریوسازی در مورد متغیرهای سیاستی می‌باشد. اما در هر صورت به منظور قابلیت مقایسه تلاش گردیده که روندهای مربوط به ساختار فعلی برای این متغیرها تعمیم داده شود. فرض شده است که قیمت‌های واقعی برق، گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی، به طور متوسط، سالانه، یک درصد افزایش یابند. هم‌چنین فرض گردیده که مطابق سال‌های اخیر، رشد تولید واقعی در سطح ۳ درصد قرار داشته باشد (متوسط رشد اقتصادی طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۶ حدود ۳/۱ درصد بوده است.). البته متوسط رشد قیمت واقعی برق، گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۶، به ترتیب ۴/۶، ۰/۷۶- و ۲/۹ درصد قرار داشته است.

از آن جا که مقدار مطلق قیمت‌های اسمی حامل‌های انرژی، طی سال‌های اخیر، افزایش زیادی داشته است، افزایش بیشتر از یک درصد قیمت واقعی، به معنای افزایش زیادی در قیمت اسمی حامل‌های انرژی است که عملاً امکان‌پذیر نیست. به هر جهت، ارقام فوق می‌تواند در یک دامنه‌ای تعیین گردیده و بر حسب سناریوهای مختلف، پیش‌بینی صورت پذیرد، اما ارقام فوق مبین محتمل‌ترین مقادیر طی سال‌های آتی می‌باشد و به نوعی مبین تداوم ساختار قبلی سیاست‌های بخش انرژی کشور است.

جدول ۹، پیش‌بینی تقاضای حامل‌های انرژی به وسیله مدل‌های BVAR، SBVAR و SVAR

۱. گفتنی است که پیش‌بینی برای زمان‌های طولانی فقط به منظور ارائه یک چشم‌انداز می‌باشد. مسلم است که با افزایش افق پیش‌بینی خطای پیش‌بینی افزایش می‌یابد.

را تا سال ۱۳۹۰ در بردارد. بر اساس اطلاعات جدول ملاحظه می‌شود که نتایج بـه دست آمـده از مدل‌های BVAR و SBVAR به یکدیگر نزدیک می‌باشند. در حالی که نتایج مدل غیر بیزی SVAR دارای تفاوت‌های نسبتاً چشم‌گیری با دو مدل دیگر می‌باشد.

همان طوری که نمودار ۲ نشان می‌دهد، مدل SBVAR، جـای‌گزین گـاز طـبیعی را بـه جـای فرآورده‌های نفتی لحاظ نموده و همین امر باعث گردیده که روند تقاضای فـرآورده‌هـای نـفتی بـه صورت هموار و با رشد پایینی حاصل گردد.

بر اساس این مدل تقاضای برق، گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی، به ترتیب، از رقم ۲۰۷ میلیون کیلووات ساعت، ۱۲۰ میلیون متر مکعب و ۱۸۰/۶ میلیون لیتر در روز در سال ۱۳۷۶ به رقم ۴۲۵/۶، بیلیون کیلووات ساعت ۳۶۴ میلیون مترمکعب و ۲۳۷ میلیون لیتر در روز در سال ۱۳۹۰ می‌رسد.

بدین ترتیب، رشد تقاضای برق، گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی طی سال‌های پیش‌بینی، سالانه به‌طور متوسط ۵/۱۴، ۷/۹۳ و ۲ درصد خواهد بود که مؤید جای‌گزینی گاز طبیعی به جای فرآورده‌های نفتی است. گفتنی است که رشد مصرف این حامل‌ها طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۶، به ترتیب، ۳/۳، ۱۱/۴ و ۷/۲ درصد بوده است.

از آن جا که اقتصاد کشور در سطح بالایی به درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت متکی است، برآورد میزان نفت خام در دسترس برای صادرات از اهمیت خاص برخوردار است.

نتایج حاصل از مدل SBVAR، در واقع، پیش‌بینی تقاضای فرآورده‌های نفتی در کشور می‌باشد که لازم است با در نظر گرفتن فرآیندهای بخش تبدیل انرژی، میزان تقاضای نفت خام مورد نیاز به داخل برآورد گردد. برای این منظور، از رابطه فنی موجود بین تولید مخلوط فرآورده‌های نفتی و میزان نفت خام خوراک مورد نیاز، و به طور عام‌تر، رابطه بین مـصارف فـرآورده‌هـای نـفتی و نـفت خـام تخصیصی به آن استفاده می‌شود.

در سال‌های ۱۳۷۴، ۱۳۷۵ و ۱۳۷۶، مصرف فرآورده‌های نفتی روزانه، بـه تـرتیب، در سـطح ۱/۰۸، ۱/۱۳ و ۱/۱۴ میلیون بشکه قرار داشته که برای این مقدار، به ترتیب، ۱/۵۶، ۱/۳۹ و ۱/۵۱ میلیون بشکه نفت خام به عنوان خوراک پالایشگاه‌ها یا برای معاوضه با فرآورده‌ها تخصیص یافته

است. بر اساس این ارقام، ضریب متوسط ۱/۳۳ برای تبدیل مقدار معادل فرآورده‌های نفتی به نفت خام استفاده می‌شود.

جدول ۹. پیش‌بینی تقاضای روزانه حامل‌های انرژی در ایران روش‌های BVAR، SVAR و SBVAR

سال	تقاضای برق میلیون کیلووات ساعت			تقاضای گازطبیعی میلیون مترمکعب			تقاضای فرآورده‌های نفتی میلیون لیتر		
مدل	BVAR	SVAR	SBVAR	BVAR	SVAR	SBVAR	BVAR	SVAR	SBVAR
۱۳۷۸	۲۳۱/۰۲	۲۲۹/۵	۲۳۴/۹	۱۴۷/۴	۱۱۹/۲	۱۳۶/۱	۱۸۹/۶	۲۱۷/۹	۱۸۸/۲
۱۳۷۹	۲۴۳/۱	۲۴۶/۱	۲۴۷/۹	۱۶۲/۷	۱۲۱/۷	۱۴۶/۳	۱۹۳/۹	۲۳۹/۲	۱۹۲/۴
۱۳۸۰	۲۵۵/۴	۲۵۴/۷	۲۶۰/۸	۱۷۹/۳	۱۲۲/۹	۱۵۸/۱	۱۹۸/۳	۲۳۸/۶	۱۹۶/۳
۱۳۸۱	۲۶۸/۱	۲۷۴/۴	۲۷۴/۱	۱۹۷/۱	۱۴۸/۲	۱۷۱/۷	۲۰۲/۵	۲۵۰/۷	۲۰۰/۲
۱۳۸۲	۲۸۰/۹	۲۹۴/۲	۲۸۷/۸	۲۱۶/۱	۱۸۸/۷	۱۸۶/۹	۲۰۶/۶	۲۵۲/۶	۲۰۴/۱
۱۳۸۳	۲۹۳/۹	۳۳۲/۷	۳۰۲/۳	۲۳۶/۳	۲۴۷	۲۰۳/۵	۲۱۰/۶	۲۶۹/۱	۲۰۷/۹
۱۳۸۴	۳۰۷/۱۱	۳۶۲/۴	۳۱۷/۵	۲۵۷/۸	۲۹۱/۱	۲۲۱/۵	۲۱۴/۵	۲۷۵/۲	۲۱۱/۹
۱۳۸۵	۳۲۰/۵	۴۰۸/۰	۳۳۵/۵	۲۸۰/۶	۳۳۷/۲	۲۴۱	۲۱۸/۳	۲۹۲/۶	۲۱۵/۹
۱۳۸۶	۳۳۴/۱	۴۲۷/۶	۳۵۰/۳	۳۰۴/۸	۳۶۱/۲	۲۶۱/۹	۲۲۲	۲۹۷/۶	۲۲۰/۵
۱۳۸۷	۳۴۷/۸	۴۶۱/۳	۳۶۷/۸	۳۳۰/۳	۳۸۶/۵	۲۸۴/۵	۲۲۵	۳۱۵/۷	۲۲۴/۲
۱۳۸۸	۳۶۱/۷	۴۸۱/۷	۳۸۶/۲	۳۵۷	۳۹۴/۵	۳۰۹	۲۲۹	۳۲۷	۲۲۸/۴
۱۳۸۹	۳۷۵/۷	۵۱۳	۴۰۵/۲۵	۳۸۵/۲	۴۱۱/۳	۳۳۵/۵	۲۳۲/۶	۳۵۱/۶	۲۳۲/۷
۱۳۹۰	۳۸۹/۹	۵۳۴/۹	۴۲۵/۶	۴۱۴/۶	۴۱۹/۳	۳۴۶/۳	۲۳۶/۱	۳۶۵/۶	۲۳۷/۱
متوسط رشدسالانه (۱۳۹۰-۱۳۷۶)	۴/۵۱	۶/۷۷	۵/۱۴	۸/۸۶	۸/۹۴	۷/۹۳	۱/۹۱	۵/۰۴	۱/۹۴

با توجه به پیش‌بینی‌های حاصله و اعمال ضریب فوق، میزان نفت خام مورد نیاز داخل برآورد گردیده که در جدول ۱۰ ارائه شده است. به منظور محاسبه میزان نفت خام در دسترس برای صادرات، سقف تولید نفت خام در سطح حداکثر ظرفیت تولید فعلی، یعنی ۳/۹ میلیون بشکه در روز،

در نظر گرفته شده است. بدیهی است که در شرایط فعلی، ایران قادر به تولید چنین سطح تولیدی نبوده و سهمیه اوپک نیز چنین اجازه‌ای را به ایران نمی‌دهد. سهمیه فعلی تولید ایران در اوپک مطابق اجلاس وین مورخ ۲۴ ژوئن ۱۹۹۸ به میزان ۳/۳۸ میلیون بشکه در روز تعیین شده است.[۱]

نمودار ۲. پیش‌بینی تقاضای حامل‌های انرژی در ایران به وسیله مدل SBVAR

به هر حال، با مبنا قرار دادن سطح تولید ۳/۹ برای سال‌های آتی میزان نفت خام در دسترس برای صادرات برآورد گردیده است. بر اساس محاسبات انجام شده، میزان نفت خام در دسترس برای صادرات، از رقم ۲/۳۲ میلیون بشکه در روز در سال ۱۳۷۸، به سطح ۱/۹۱ میلیون بشکه در روز در سال ۱۳۹۰ کاهش می‌یابد. در حالی که بر اساس مدل SVAR، این رقم به سطح ۸۳۰۰۰۰ بشکه در روز کاهش می‌یابد که با نتایج سایر مدل‌های ساختاری، هم خوانی دارد.[۲]

بنابراین، بر اساس مدل SBVAR که دارای کمترین خطای پیش‌بینی بوده و جای‌گزینی گاز

۱. در اجلاس ۱۰۷ اوپک، در مارس ۱۹۹۹، در سطح ۳/۳۵۹ میلیون بشکه در روز تعیین شده است.
۲. مؤسسه مطالعات بین‌المللی انرژی، مطالعات فاز مقدماتی بهینه‌سازی انرژی و طرح جامع بیست ساله گاز کشور.

طبیعی را نیز لحاظ نموده است، این بیان که "تا پایان دهه ۱۳۸۰ ایران به یک وارد کننده خالص نفت تبدیل می‌شود"، رد می‌گردد. نمودار ۳، مؤید این گفتار می‌باشد. از آن جا که سه فاز طرح توسعه میدان گازی پارس جنوبی نیز در دست اقدام می‌باشد، برای جای‌گزینی گاز طبیعی به جای سایر حامل‌های انرژی، محدودیت عرضه گاز کمتر خواهد بود.[۱]

جدول ۱۰. پیش‌بینی میزان نفت خام مورد نیاز داخل و نفت خام در دسترس برای صادرات

واحد: میلیون بشکه در روز

سال	نفت‌خام موردنیاز داخل		نفت‌خام در دسترس برای صادرات	
	مدل BVAR	مدل SBVAR	مدل SVAR	مدل SBVAR
۱۳۷۸	۱/۵۹	۱/۵۸	۲/۱	۲/۳۲
۱۳۷۹	۱/۶۳	۱/۶۱	۱/۹	۲/۲۹
۱۳۸۰	۱/۶۶	۱/۶۵	۱/۹	۲/۲۵
۱۳۸۱	۱/۷	۱/۶۸	۱/۸	۲/۲۲
۱۳۸۲	۱/۷۳	۱/۷۱	۱/۷۸	۲/۱۹
۱۳۸۳	۱/۷۷	۱/۷۴	۱/۶	۲/۱۶
۱۳۸۴	۱/۸	۱/۷۸	۱/۵۹	۲/۱۲
۱۳۸۵	۱/۸۳	۱/۸۱	۱/۴۵	۲/۰۹
۱۳۸۶	۱/۸۶	۱/۸۵	۱/۴	۲/۰۵
۱۳۸۷	۱/۸۹	۱/۸۸	۱/۲۵	۲/۰۲
۱۳۸۸	۱/۹۲	۱/۹۲	۱/۱۶	۱/۹۸
۱۳۸۹	۱/۹۵	۱/۹۵	۰/۹۵	۱/۹۵
۱۳۹۰	۱/۹۸	۱/۹۹	۰/۸۳	۱/۹۱

۱. گفتنی است که با افزایش ظرفیت تولید و نیز افزایش سهمیه تولید ایران در اوپک، مقدار صادرات نفت بسته به شرایط بازار جهانی نفت به همان میزان قابل افزایش خواهد بود.

علاوه بر پیش‌بینی نفت خام مورد نیاز داخلی و نیز نفت خام در دسترس برای صادرات، تحلیل سیاستی با مدل SBVAR به عنوان امتیاز دیگر این مدل قابل انجام است. این تحلیل می‌تواند موقعیت سیاست‌های قیمتی و غیرقیمتی مؤثر بر تقاضای حامل‌های انرژی را مشخص نماید. بسیاری از پژوهشگران و سیاستگذاران بخش انرژی، پیش از اجرای سیاست‌های جدید قیمت‌گذاری انرژی و تعدیل به بالای این قیمت‌ها، انتظار داشتند که کاهش زیادی در رشد مصرف انرژی ایجاد شود.

نمودار ۳. مقایسه پیش‌بینی نفت خام در دسترس برای صادرات توسط مدل‌های، SVAR و SBVAR

(سهمیه تولید نفت ایران ۳/۹ میلیون بشکه در روز)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۱۱. اثر متغیرهای سیاستی (قیمت و درآمد) بر رشد مصرف انرژی در ایران (مدل SBVAR)

رشد متغیرهای سیاستی (متوسط سالانه)	رشد متوسط سالانه تقاضای انرژی		
	برق	گازطبیعی	فرآورده‌های نفتی
تولید واقعی ۳٪ و قیمت‌های واقعی ۱٪	۵/۱۴	۷/۹۳	۱/۹۴
تولید واقعی ۳٪ و قیمت‌های واقعی ۱/۵٪	۵/۰۴	۷/۶۹	۱/۸
تولید واقعی ۳٪ و قیمت‌های واقعی ۲٪	۴/۹۴	۷/۴۵	۱/۶۷
قیمت واقعی ۱٪ و تولید واقعی ۳/۵٪	۵/۵۹	۹/۰۶	۲/۱۱
قیمت واقعی ۱٪ و تولید واقعی ۴٪	۶/۰۴	۱۰/۱۹	۲/۲۸
اثر افزایش ۱ درصدی قیمت بر کاهش مصرف*	۰/۲	۰/۴۸	۰/۲۷
اثر افزایش ۱ درصدی تولید واقعی برافزایش مصرف*	۰/۹	۲/۲۶	۰/۳۴

* بالا بودن ارقام برای گازطبیعی در مقایسه با فرآورده‌های نفتی به دلیل آثار جای‌گزینی سریع گازطبیعی، به ویژه طی سال‌های اخیر می‌باشد.

اما به تدریج با افزایش قیمت‌های اسمی انرژی این نتیجه حاصل گردید که گرچه قیمت‌ها بر روندهای مصرف اثرگذار هستند، اما این اثر، دست کم، در کوتاه و میان مدت چندان زیاد نبوده و انتظارات اولیه سیاست‌گذاران را برآورده نکرده است. این امر ضرورت هم گامی سیاست‌های قیمتی و غیرقیمتی را برای کنترل رشد مصرف انرژی نشان می‌دهد.

از سوی دیگر، بررسی قیمت‌های نسبی نشان می‌دهد که افزایش قیمت‌های اسمی، تنها توانسته از کاهش بیشتر قیمت‌های نسبی (واقعی) جلوگیری نماید. این امر در نتیجه تعدیل سایر نرخ‌ها در دیگر بخش‌های اقتصاد (نرخ بهره، نرخ خدمات و غیره) و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به‌وجود آمده، و بنابراین، اثر افزایش قیمت اسمی حامل‌های انرژی را خنثی نموده است. بنابراین، در شرایطی که نرخ تورم در سطوح پایینی حفظ نگردد، افزایش قیمت اسمی، قیمت واقعی را افزایش

نخواهد داد، و بدین روی، قادر نخواهد بود که رشد مصرف را کنترل نماید. به دیگر سخن، انجام اقدامات و سرمایه‌گذاری‌های اقتصادی در زمینه صرفه‌جویی انرژی را توجیه‌پذیر نخواهد ساخت. بنابراین، تنها افزایش قیمت‌های واقعی است که می‌تواند در میان مدت و بلند مدت بر کنترل رشد مصرف انرژی مؤثر باشد. از سوی دیگر، به دلیل الگوی غلط نهادینه شده در کشور، فن‌آوری مورد استفاده (واحدهای مسکونی غیر استاندارد از لحاظ مصرف انرژی، خودروهای با بازده سوختی پایین و نیروگاه‌های با بازده پایین و اتلاف بالا، پالایشگاه‌های با مصرف سوخت بالا و خطوط انتقال انرژی با بازده پایین و پرت انرژی بالا و ...) افزایش قیمت‌های واقعی نیز نمی‌تواند به تنهایی مشکلات نهادی و فن‌آوری فوق را برطرف نماید.

بدین روی، اعمال سیاست‌های غیرقیمتی مؤثر (اعمال کدهای ساختمانی، جای‌گزینی تاکسی‌ها و خودروهای با بازده پایین به جای خودروهای با بازده بالا، اعطای وام‌های تشویقی برای اصلاح ساختمان‌های ناکارآمد فعلی و جز اینها) به همراه سیاست قیمتی (که به تدریج سرمایه‌گذاری صرفه‌جویی انرژی را اقتصادی می‌نماید) می‌تواند، رشد بالای مصرف را کنترل کرده و شدت انرژی را کاهش دهد. بنابراین، با افزایش تدریجی قیمت و تخصیص بخشی از منابع مالی به دست آمده برای اجرای سیاست‌های غیرقیمتی، ضمن اقتصادی نمودن طرح‌های صرفه‌جویی انرژی، به طور عملی شرایط لازم برای کاهش شدت انرژی فراهم می‌گردد.

مدل SBVAR نتیجه فوق را به صورت کمّی تأیید می‌نماید. باعنایت به این مسئله که ضریب تولید واقعی (کشش درآمدی تقاضای انرژی) به عنوان معیاری از شدت انرژی تلقی می‌شود، می‌توان اثر تغییر قیمت و درآمد را بر تقاضای انرژی بررسی نمود. اعمال سیاست‌های غیرقیمتی، باعث کوچک‌تر شدن ضریب متغیر تولید واقعی می‌گردد. زمانی که نرخ رشد تولید واقعی در سطح ۳ درصد و نرخ رشد قیمت‌های واقعی حامل‌های انرژی از سطح ۱ درصد به ۲ درصد افزایش داده می‌شود، رشد سالانه تقاضای حامل‌های انرژی طی دوره پیش بینی برای برق، گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی، به ترتیب، فقط ۰/۲، ۰/۴۸ و ۰/۲۷ درصد کاهش می‌یابد. از سوی دیگر، زمانی که رشد قیمت‌های واقعی انرژی در سطح ۱ درصد قرار دارد، افزایش رشد تولید واقعی از سطح ۳ درصد به ۴ درصد منجر

به افزایش تقاضای برق، گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی، به ترتیب، به میزان ۰/۹، ۲/۲۶ و ۰/۳۴ درصد می‌شود. جدول ۱۱، این محاسبات را در بردارد. این امر نشان می‌دهد که اثر سیاست‌های غیرقیمتی نسبت به سیاست‌های قیمتی بیشتر است. به دیگر سخن، سیاست‌های غیرقیمتی مؤثر، باعث کاهش کشش درآمدی (یاضریب متغیرتولید) شده و به ازای هر واحد بیشتر تولید، انرژی کمتری مورد استفاده قرار می‌گیرد. بنابراین، بر اساس نتایج به دست آمده، لازم است که علاوه بر جلوگیری از کاهش قیمت واقعی انرژی (یا افزایش تدریجی آن)، سیاست‌های غیرقیمتی مؤثر، برای کاهش شدت انرژی با تأکید بیشتری مورد توجه قرار گیرد.

به عنوان نتیجه پایانی، در صورتی که سیاستگذار انرژی، برنامه‌ها و سیاست‌های غیرقیمتی را در دستور کار خود داشته باشد، می‌تواند اثر این سیاست بر کاهش شدت انرژی را از طریق ضریب متغیر تولید، به وسیله تغییر میانگین و واریانس پیشین توزیع این ضریب اعمال نماید. در این صورت، با تکیه بر روش‌شناسی بیزی، اثر سیاست‌های قیمتی و غیرقیمتی به درستی بر روند مصرف اعمال گردیده و پیش‌بینی‌های درست‌تری از آینده به دست می‌آید.

۸. جمع‌بندی

مطالعات متعدد در زمینه‌های مختلفی از اقتصاد با استفاده از مدل‌های VAR و BVAR صورت پذیرفته و نشان دادند که استفاده از روش‌شناسی بیزی از تخمین ضریب‌های مدل VAR، عملکرد پیش‌بینی را بهبود می‌بخشد. این مطالعات عمدتاً بر متغیرهای کلان اقتصادی، مانند اشتغال، تورم، صادرات محصولات، و عرضه پول، متمرکز بودند. در این مطالعه، کوشیدیم تا این شیوه مدل‌سازی، برای نخستین بار، در بخش تقاضای انرژی به کار گرفته شود. با تعیین اطلاعات کمّی پیشین مبتنی بر ساختار بخش تقاضای انرژی کشور و نیز به کارگیری ایده اطلاعات پیشین مینوستا نشان داده شد که مدل BVAR در بخش تقاضای انرژی کشور دارای عملکرد پیش‌بینی بهتری است. از سوی دیگر، به دلیل اطلاع از تحولات جاری و آتی بخش تقاضای انرژی، دو متغیر مهم قیمت‌های واقعی انرژی و معیار شدت انرژی در مدل لحاظ گردید که منجر به ارائه یک شیوه جدید مدل‌سازی تحت عنوان

SBVAR شد. تخمین‌ها و پیش‌بینی‌های متوالی نشان داد که مدل SBVAR دارای عملکرد پیش‌بینی بهتری از مدل‌های VAR و BVAR بوده، و در ضمن، از امتیاز مربوط به ارائه تحلیل سیاستی نیز برخوردار است. با استفاده از بهترین تخمین مدل SBVAR پیش‌بینی تقاضای حامل‌های انرژی تا سال ۱۳۹۰ صورت پذیرفت و نشان دادیم که به دلیل لحاظ شدن جای‌گزینی گاز طبیعی در مدل، تقاضای فرآورده‌های نفتی در این سال به ۲۳۷/۱ میلیون لیتر در روز می‌رسد که معادل ۱/۹۹ بشکه معادل نفت خام در روز می‌باشد. بنابراین، با توجه به سهمیه و ظرفیت تولید در سال ۱۳۹۰ میزان نفت خام در دسترس برای صادرات حدود ۱/۹۱ میلیون بشکه در روز خواهد بود. تحلیل سیاستی با استفاده از مدل SBVAR نشان داد که اثر سیاست‌های غیرقیمتی مؤثر، بیشتر از سیاست قیمتی بوده، و بدین روی، این دو سیاست به صورت مکمل می‌توانند شدت انرژی را کاهش دهند.

پیوست

۱. برای تعیین طول وقفه بهینه در مدل UVAR معیارهای اطلاعاتی و آماری متعددی وجود دارد که همگی متکی بر خطاهای پردازش در درون دوره تخمین می‌باشند، سیمز (۱۹۸۰) از معیار نسبت لاکلیهود به صورت زیر بهره گرفت:

$$L = (T - C)\,[\log \mid \sum_R \mid - \log \mid \sum_{UR} \mid]$$

که در آن، T تعداد مشاهدات، C تعداد پارامترها در هر معادله سیستم غیرمقید(سیستمی که تعداد وقفه‌ها در آن بیشتر است) بوده و $\mid \sum_R \mid$ و $\mid \sum_{UR} \mid$ ، به ترتیب، دترمینان ماتریس واریانس – کوواریانس اجزای خطای سیستم مقید و غیرمقید می‌باشد.

این آماره (statistics) دارای توزیع حدی x^2 با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های تحمیل شده به سیستم می‌باشد. اگر فرضیه H_0 تحت عنوان «طول وقفه برابر با سیستم مقید(طول وقفه کوچکتر است.) ، در نظر گرفته شود، زمانی که x^2 محاسباتی از مقدار x^2 جدول بزرگ‌تر باشد، آن گاه

فرضیه H_0 پذیرفته نمی‌شود. بدین روی، آلترناتیو آن یعنی مدل غیرمقید (طول وقفه بالاتر) پذیرفته می‌شود.

۲. معیارهای MAE، MAPE و U-Theil به صورت زیر تعریف می‌شوند.

$$U\text{-}Theil = \frac{RMSE \text{ (مدل مورد نظر)}}{RMSE \text{ (رندم واک)}}$$

که در آن، y^f_t، y^a_t و T، به ترتیب، مقادیر پیش‌بینی، مقادیر واقعی و تعداد دوره‌های پیش‌بینی می‌باشد. هم‌چنین n دوره‌های پیش‌بینی بعد از دوره t را نشان می‌دهد.

۳. یک روش جای‌گزین برای مقایسه خطاهای پیش‌بینی، عبارت از مقایسه تعداد دفعاتی است که یک مدل نسبت به سایر مدل‌ها، خطای کمتری در پیش‌بینی را به دست می‌دهد. برای این منظور، ابتدا با استفاده از تخمین‌های پیاپی، پیش‌بینی‌های یک یا چند دوره به جلو صورت می‌پذیرد و به کمک آنها قدر مطلق خطاها محاسبه می‌شود. با مبنا قرار دادن یکی از مدل‌ها، زمانی که قدر مطلق خطا کمتر از مدل رقیب بود، عدد ۱ (برد,win)، و در غیر این صورت، عدد صفر (باخت ,loss) منظور می‌شود.

مدلی که دارای بردهای بیشتری باشد، به عنوان مدلی که کمترین خطای پیش‌بینی یک یا چند دوره به جلو را دارا بوده، پذیرفته می‌شود.

۴. معیارهای آکایک (AIC) و شوارتز (SIC) برای تعیین طول وقفه به صورت زیر تبیین می‌شوند.

q = طول وقفه

T = دوره زمانی (تعداد مشاهدات)

k = تعداد پارامترهای مدل

زمانی که AIC یا SIC حداقل گردد، طول وقفه بهینه تعیین می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

الف) فارسی

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. *نماگرهای اقتصادی*. معاونت بررسیهای اقتصادی.

سازمان برنامه و بودجه. (۱۳۷۶). *مجموعه آماری سری زمانی آمارهای اقتصادی، اجتماعی تا سال ۱۳۷۵*. معاونت امور اقتصادی و هماهنگی، دفتر اقتصاد کلان.

شرکت ملی پخش ایران. *گزارش‌های سالانه و ماهانه*.

شرکت ملی گاز ایران. *گزارش‌های سالانه و ماهانه*.

شرکت ملی نفت ایران. *عملکرد شرکت ملی نفت ایران*. سال‌های ۱۳۷۴، ۱۳۷۵. برنامه‌ریزی تلفیقی شرکت ملی نفت ایران.

گجراتی، دامودار. (۱۳۷۱). *مبانی اقتصاد سنجی*. (مترجم: حمید ابریشمی). انتشارات دانشگاه تهران.

مرکز آمار ایران. *سالنامه آماری*.

مزرعتی، محمد. (۱۳۷۳). *بررسی تقاضای عمده‌ترین حامل‌های انرژی در ایران*. دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد، پایان‌نامه کارشناسی ارشد.

وزارت نیرو. آمار تفصیلی صنعت برق ایران. سال‌های مختلف. امور برق.

وزارت نیرو. *ترازنامه انرژی ایران*. سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۷۵. امور انرژی.

وزارت نیرو. *سی‌سال صنعت برق به زبان آمار (۱۳۴۷_۱۳۷۶)*. امور برق.

وزارت نیرو. *صنعت برق ایران. سال‌های مختلف*. امور برق.

ب) انگلیسی

Adams F.G. & Ratcliffe. (1995). Structural Versus VAR Modeling: An Emperical Comparison with a Small Model of the United States, Edited in: *Econometrics and the Link, Essays in Honor of Lawrence R. Klein; Executive Editor: Dutta M.,*

Elsevier.

Al-Atrosh Hassan M. (1990). *Commodity Concentration, Export Earnings Instability and Growth: A Vector Autoregression Analysis of Selected Developing Counteries (Brazil, Colombia, Greece).* Ph.D. Dissertation. The George Washington University.

Al-Mutairi. (1992). *Business Cycles in Oil Economies (Norway, Nigeria, Mexico)*. Ph.D. Dissertation. The George Washington University.

Borissov Borislav. (1997). *BVAR Modeling in the Presence of Outliers.* A Masters thesis, University of Toledo, Department of Economics. [also in Internet site:http://www. utoledo. com/students/thesis].

Boudoukh Jacob. (1991). *Essays in Equilibrium Asset Pricing (Asset Pricing, Bonds, Japan)*. Ph.D. Dissertation, Stanford University.

Carnap Rudolf. (1997). Scientific Method as Bayesian Reasoning. *Edited in: Scientific Method: An Historical and Philosophical Introduction*. General editor (Gower Barry), Routledge (London and New NewYork).

Caskey John. (1985). Modelling the Formation of Price Expectations: A Bayesian Approach. T*he American Economic Review.* Vol. 75, No.4.

Cha Baekin. (1992). *External Indebtedness, External Shocks and Macroeconomic Managments (Debt Crisis).* Ph.D. Dissertation. University of Minnesota.

Choi, Yu Shik. (1986). *Forecasting the Korean Economy with a Bayesian Vector Autoregression.* Ph.D. Dissertation. University of Kentucky.

Dhakal, Dharmedra Purush. (1991). *A Vector Autoregressive Analysis of Inflation the United States.* Ph.D. Dissertation. Southern Illinois University at Carbondale.

Dua P. and Smyth D.J. (1995). Forecasting U.S Home Sales Using BVAR Models and

Survey Data on Household's Buying Attitudes for Homes. *Journal of forecasting.* 14.

Dua, P. and Miller S.M. (1996). Forecasting Connecticut Home Sales in BVAR Framework Using Coincident and Leading Indexes. *Journal of Real Estate finance and Economics.*

Enders W. et. al. (1991). Causality Between Transnational Terrorism and Tourism: The Case of Spain. *Terrorism*. Vol. 14.

Francisco F. R. Ramos. (1995). *Forecasting Market Shares Using VAR and BVAR Models: A Comparison of their Forecasting Performance.* University of Porto, Faculty of Economics, Portugal.

Gower Barry. (1997). *Scientific Method : An Historical & Philosophical Introduction*. Routledge.

Green W.H. (1993). *Econometric Analysis (2nd ed.)*. Macmillan Publishing Company.

Hatanaka Michio. (1996). *Time-Series-Based Econometrics*. Oxford University Press.

Karlsson, Lars Sune. (1989). *Bayesian Analysis of Vector Autoregressions.* Ph.D. Thesis. Purdue University.

Karlsson L.S. & Kadiyala K.R. (1993). Forecasting with Generelized Bayesian Vector Autoregressions. *Journal of Forecasting.* Vol. 12.

Kennedy Peter. (1990). *A Guide to Econometrics. (2nd ed.).* Basil Blackwell Ltd.

Kirvelyova Anna. (1997). *A Spatial Prior for Bayesian Vector Autoregressive Model.* A Master Thesis. University of Toledo, Department of Economics.

Lee, Kyung-Won. (1991). *The Growth of Government In Koria*. Ph.D. Dissertation. University of Illinois at Chicago.

Litterman R.B. (1981). *A Bayesian Procedure for Forecasting with Vector Autoregression.* Federal Reserve Bank of Minneapolis, Working Paper.

Mazraati Mohammad. (1988). *Personal Homepage on Internet: "http://members.tripod.com/Mazraati-M".*

Pindyck R.S. & Rubinfeld D.L. (1991). *Econometric Models & Economic Forecasts.* (3nd ed.) McGraw-Hill International Editions Econometrics Series.

Racette D. and Raynauld. (1992). *A BVAR Model for Forecasting and Analysis of Canadian Monetary Policy.* Ottawa, Bank of Canada.

Racette D. & Raynuld J. & Sigouin C. (1995). *An Up-to-Date and Improved BVAR Model of the Canadian Economy.* Bank of Canada, Working Paper. No. 94-4.

Shen Chung - Hua. (1991). *Three Essays in the Econometrics of Time Series (Time Series, Money Demand).* Ph.D. Dissertation. Washington University.

Sims C.A. (1980). Macroeconomic and Reality. *Econometrica*. Vol. 48.

_____ . (1988). Bayesian Skepticism on Unit Root Econometrics. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 12.

Todd R.M. (1990a). Improving Economic Forecasting with Bayesian Vector Autoregression, Edited in: *Modeling Economic Series*. Editor: Granger C.W.J., Oxford University Press.

_____ . (1990b). Vector Autoregression Evidence on Monetarism: Another Look at Robustness Debate. *Quarterly Review*. Federal Reserve Bank of Minneapolis. Vol. 14, No.2.

Van Rijckeghem Caroline. (1992). *Topics in Belgian Unemployent: Evaluating the Structural Unemployment Hypothesis.* Ph.D. Dissertation. University of California.

Van Tassel, William H. (1990). *A Comparison of GLS, BVAR and Composite Forecast of Nevada Alfalfa Hay Prices.* MSc Dissertation. University of Nevada.

Yazdi, Khalil. (1987). *The Instability of Demand for Money: A Time Series Analysis of Money, Income, Prices and Interest Rates.* Ph.D. Dissertation. University of Howton.

Zellner Arnold. (1994). Bayesian Edited in: *New Palgraw Dictionary of Economics.*

_____ . (1996). *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*. John Willey & Sons Inc.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی