پيش‌بيني تقاضاي انرژي با روش خود همبستگي برداري در ايران (٤) ١٣٨٣ـ (١) ١٣٧٩

منصور عسگري
شركت سازه نوران

خلاصه

در اين مطالعه مصرف انرژي با روش‌هاي خودهمبستگي برداري (VAR: Vector Autoregressive)، همگرايي (Cointegration) و مدل تصحيح خطا (ECM: Error Correction) در طي دوره (٤) ٨٣ـ (١) ١٣٧٩ برآورد مي‌شود. محاسبات نشان مي‌دهند كه كاربرد روش‌هاي فوق براي اقتصاد سودمند و مفيد مي‌باشند. متغيرهاي بكار رفته در اين مطالعه عبارتند از: مصرف كل انرژي TOTE ، توليد ناخالص داخلي GDP، قيمت نفتخام POIL، و شاخص سرمايه‌گذاري PI. كليه متغيرهاي واقعي (به قيمت ثابت سال ١٣٦١) مي‌باشند. در ادامه جهت بررسي رفتار پوياي مدل از روش‌هاي تجزيه واريانس (VDC: Variance Decomposition)، توابع واكنش ضربه‌اي (IRFs: Impluse Response Functions) و ميزان پايداري (PP: Persistence Profile) استفاده شده است. نتايج نشان مي‌دهند كه كشش درآمدي تقاضاي انرژي، كشش قيمت نفت، كشش نسبت سرمايه‌گذاري بلندمدت به ترتيب برابر ٢/٢٢١، ٠/٠٣١٢ـ و ٠/٤٦٨ـ و در كوتاه مدت به ترتيب برابر ٠/٠٠٥، ٠/٠٠٠١٢ـ و ٠/٠٤٦٤ است كه از مقادير بلندمدت آنها كمتر مي‌باشند. همچنين مصرف انرژي از ١٧٩/٢٣ ميليون بشكه در (١) ١٣٧٦ به ٢٢٢/٦٦ ميليون بشكه در (٤) ١٣٨٣ افزايش مي‌يابد. متوسط نرخ رشد مصرف انرژي و توليد ناخالص داخلي به ترتيب برابر ٣/٠٣ و ٢/١٧ درصد مي‌باشد و رشد كل مصرف انرژي و توليد ناخالص داخلي در طي دوره (٤) ٨٣ـ (١) ١٣٧٩ به ترتيب برابر ٢٤/٢٣ و ١٧/٢٣ درصد مي‌باشد.

واژه‌هاي كليدي: تقاضاي انرژي، VAR، ECM، ايران

۱ـ مقدمه

در طي دوره زماني (۱) ۱۳۵۰ـ (٤) ۱۳۷٦ مصرف كل انرژي از ۲۳/۵۵ ميليون بشكه به ۱۷۷/۲۹ ميليون بشكه افزايش يافته است كه افزايشي در حدود ٦۲۳ درصد و نرخ رشد متوسط ۵/۹۳ در هر فصل را نشان مي‌دهد. روند عمومي ذكر شده در فوق و مصرف انرژي با نوسانات زيادي به خصوص در كوتاه‌مدت همراه بوده است. همچنين استفاده از گاز طبيعي در دهه پنجاه تركيب مصرف انرژي در ايران را تغيير داده است.

در سال ۱۳۷٦ سهم حاملهاي انرژي مورد استفاده به قرار زير بوده است: انرژي نفتي، گاز طبيعي و زغال‌سنگ به ترتيب برابر ٥٤/۸، ٤۲/٦ و ۵/۹ درصد بوده‌اند و پيش‌بيني مي‌شود كه سهم گاز طبيعي در (٤) ۱۳۸٤ به حدود ۵۲ درصد افزايش يابد كه اين جانشيني بر اثر تغييرات قيمت نفت و استفاده بيشتر از گاز طبيعي خواهد بود.

در اين مطالعه با در نظر گرفتن رابطه بلندمدت بين توليد و مصرف انرژي و با استفاده از روشهاي همگرايي و مدل تصحيح خطاي برداري تابع تقاضاي انرژي در طي دوره (٤) ۱۳۷٦ـ (۱)۱۳۵۰ تخمين زده مي‌شود و نهايتاً تقاضاي انرژي تا دوره (٤) ۱۳۸٤ پيش‌بيني مي‌شود، بخشهاي بعدي اين مقاله شامل شرح مدل، ساختار الگو، نتايج تجربي و نتيجه‌گيري مي‌باشد.

۲ـ مدل تقاضاي انرژي

مدل مورد استفاده در اين مقاله به شرح زير است:

$$TOTE_t = f(GDP_t, POIL_t, PI_t) \qquad (۲ـ۱)$$

$$f_1 \succ 0, f_2 \prec 0, f_3 \succ 0 \vee \prec 0$$

TOTE مصرف كل انرژي، GDP توليد ناخالص داخلي، POIL قيمت نفتخام و PI شاخص قيمت سرمايه مي‌باشد. لازم به ذكر است كه متغيرها در مدل واقعي (قيمت ثابت سال ۱۳٦۱) و به صورت لگاريتمي بكار مي‌روند.

اركيد (۱۹۹٦) بيان مي‌دارد كه علاوه بر متغيرهاي لحاظ شده در مدلهاي تقاضاي انرژي فروض برون زاي زير مصرف انرژي را تغيير خواهند داد:

۱ـ۲ـ رشد جمعيت

با فرض ثابت بودن ساير شرايط رشد جمعيت تقاضا براي انرژي را افزايش مي‌دهد.

۲ـ۲ـ رشد اقتصادي

معمولاً رشد اقتصادي موجب افزايش در فعاليتهايي مي‌شود كه مصرف انرژي دارند، البته اين امر الزاماً

به معني افزايش تقاضاي انرژي نيست زيرا ممكن است كارايي انرژي در همان زمان افزايش يابد.

۳ـ۲ـ تقاضاي انرژي

تقاضاي انرژي تابع تغييرات ساختاري در اقتصاد است و بخشهاي مختلف اقتصادي وابستگي‌هاي متفاوتي به انرژي دارند، همچنين انتخاب تكنولوژي و كارايي انرژي تقاضاي انرژي را تحت تأثير قرار مي‌دهد.

٤ـ۲ـ عرضه انرژي

عرضه انرژي در كوتاه‌مدت با ميزان در دسترس بودن منابع انرژي تعيين مي‌شود.

٥ـ۲ـ كشش قيمتي و درآمدي تقاضاي انرژي

كشش‌هاي بزرگتر تغييرات بيشتري را در استفاده از انرژي باعث خواهند شد.

٦ـ۲ـ سيستم مالياتي

ماليات‌ها مي‌توانند اثر زيادي روي هزينه‌هاي انرژي و بالطبع مصرف آن داشته باشند.

لذا به طور خلاصه در مدلهاي تخمين تقاضاي انرژي حداقل يك پارامتر برون زا وجود خواهد داشت كه در كنترل محقق و مدل نمي‌باشند.

۳ـ ساختار الگو

مدل اتورگرسيون برداري تعميم يافته مرتبه P زير را در نظر مي‌گيريم.

$$\varphi(L)Z_t = a_0 + a_1 t + e_t \qquad (۳_۱)$$

در اينجا Z_t را به صورت زير تعريف مي‌كنيم.

$$Z_t = (Y_t', X_t')' \qquad (۳_۲)$$

كه X_t: k*1 بردار متغيرهاي برون زا و Y_t:n*1 بردار متغيرهاي درون زا مي‌باشند بطوري كه m=k+n است.

مدل تصحيح خطايي برداري رابطه فوق بصورت زير خواهد بود.

$$\Delta Z_t = a_0 + a_1 t + \sum_{i=1}^{\rho-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi\, z_{t-1} + e_t \qquad (۳_۳)$$

كه $\{\Gamma_i\}_{i=1}^{\rho-1}$ ماتريس پاسخ كوتاه‌مدت و Π ماتريس بلندمدت مي‌باشند. قسمت خطا به صورت $e_t = (e_{Yt}', e_{Xt}')'$ مي‌باشد.

يوهانسن (۱۹۹۲) نشان داد كه ما مي‌توانيم فرض كنيم كه فرآيند $\{X_t\}_{t=1}^{\infty}$ به طور ضعيف برون زا مي‌باشد. پس ماتريس ضرايب بلندمدت Π به صورت زير خواهد بود:

فرض كنيم كه $\Pi_X = 0$ و همچنين $\Pi_{YY.X} = \Pi_Y$ پس خواهيم داشت:

$$\Delta Y_t = C_0 + C_1 t + \Lambda \Delta X_t + \sum_{i=1}^{\rho-1} \varphi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_Y Z_{t-1} + \upsilon t \qquad (۳_٤)$$

فرضيه آزمون رتبه Π برابر است با

$$H_r : \text{Rank}[\Pi_Y] = r \qquad r = 0,1,\ldots,n$$

در اين مطالعه

$$\Delta Y_t = C_0 + (-\Pi_y \gamma) t + \Lambda \Delta X_t + \sum_{i=1}^{\rho-1} \varphi_i \Delta Z_{t-i} + \Pi_Y Z_{t-1} + \upsilon t \qquad (۳_٥)$$

$$\Pi_Y = \alpha_Y . \beta$$

در اينجا α_Y يك ماتريس$(n \times r)$ و β ماتريس بردارهاي همگرايي و$(m \times r)$ مي‌باشند. حال براي تخمين β بايد n=m باشد يا اينكه متغير برون زا وجود نداشته باشد. در حالت معمولي براي تخمين ماتريس همگرايي فرض مي‌شود كه متغير برون زا وجود ندارد. يعني اينكه n=m و k=0 باشد ولي در مطالعه ما k>0 يا اينكه متغير برون زا وجود دارد، پس خواهيم داشت:

$$\Delta Y_t = C_0 + \Lambda \Delta X_t + \sum_{i=1}^{\rho-1} \varphi_i \Delta Z_{t-i} + \Pi_{Y^*} z^*_{t-1} + \upsilon t \qquad (۳_٦)$$

$$\Pi_{Y^*} = \Pi_Y (-\gamma, I_m) \qquad z^*_{t-1} = (t, z'_{t-1})'$$

$$\text{Rank}[\Pi_{Y^*}] = \text{Rank}[\Pi_Y]$$

فرضيه آزمون تعداد بردارهاي همگرايي برابر است با:

$$H_r : \text{Rank}[\Pi_{Y^*}] = r \qquad r = 0,1,\ldots,n \qquad (۳_۷)$$

در اين مطالعه

$$Z_t = (Y'_t, X'_t) \qquad Y_t = (TOTE_t, GDP_t, POIL_t, PI)'$$

$$X_t = (DU57, S_1, S_2, S_3)'$$

است.

٤ـ نتايج تجربي

در مدلهاي سري زماني قبل از انجام هرگونه برآوردي مي‌بايست به دو سؤال اساسي پاسخ داده شود و در غير اين صورت نتايج حاصل از برآورد قابل اعتماد و اتكاء نخواهند بود، حال اين سؤالات به شرح زير مطرح مي‌شوند.

۱- آيا متغيرهاي مدل ساكن مي‌باشند؟

۲- در صورت ساكن نبودن متغيرها آيا همگرا هستند؟ (ارتباط بلندمدت معني‌داري در بين آنها وجود دارد؟)

٤ـ۱ـ آزمون ساكن بودن متغيرهاي مدل

جهت انجام اين آزمون از تست ريشه واحد تعميم يافته ديكي ـ فولر(۱۹۸۹) استفاده مي‌كنيم. روش آزمون در مورد سري دلخواه Y_t به صورت زير است، اگر آزمون

ريشه واحد در سطح داده‌ها انجام گيرد ما بايد تخمين زير را انجام دهيم.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \gamma_i \Delta Y_{t-1} + U_t \qquad (٤_١)$$

در اينجا Δ عملكرد تفاضل مرتبه اول است. α_0 مقدار ثابت و t روند زماني و U_t عبارت خطا مي‌باشد.
اگر اين آزمون براي تفاضل مرتبه اول متغيرها انجام شود، تخمين زير بايد صورت گيرد.

$$\Delta\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \gamma_j \Delta\Delta Y_{t-1} + U_t \qquad (٤_٢)$$

در دو حالت فوق فرضيه صفر بيانگر اين است كه سري زماني Y_t داراي ريشه واحد مي‌باشد يا اينكه غيرساكن است (با گذشت زمان، واريانس و كوواريانس آن افزايش مي‌يابد و همچنين ميانگين آن وابسته به زمان است و مقدار ثابتي نيست.)

جدول ١ـ آزمون ريشه واحد

(١) تفاضل مرتبه اول					
متغير	**ADF (0)**	**ADF (1)**	**ADF (2)**	**ADF (3)**	**ADF (4)**
TOTE	ـ٥/٢٤*	ـ٥/٧١*	ـ٤/٦*	ـ٣/٧٩*	ـ٤/٩٣*
GDP	ـ٥/٧٧*	ـ٤/٠١*	ـ٣/٣٤	ـ٣/١١	ـ٢/٥
POIL	ـ١٠/٠٦*	ـ٧/٤*	ـ٥/٧٧*	ـ٥/١٦*	ـ٤/٥٤*
PI	ـ١٠/٣٨*	ـ٧/٧٥*	ـ٦/٣٣*	ـ٤/٤٥*	ـ٤/١٦*
(٢) سطح داده‌ها					
متغير	**ADF (0)**	**ADF (1)**	**ADF (2)**	**ADF (3)**	**ADF (4)**
TOTE	ـ٢/٢٢	ـ٣/٠٨	ـ٢/٧١	ـ٢/٨٣	ـ٣/٠٨
GDP	ـ٠/٣٧	ـ١/١٣	ـ١/٣٤	ـ١/٥٢	ـ١/٦٤
POIL	ـ١/٩٨	ـ١/٩٨	ـ١/٧٦	ـ١/٨١	ـ١/٧٣
PI	ـ٢/٠٥	ـ١/٩٩	ـ١/٨٧	ـ١/٨٣	ـ٢/٠٨

* معني‌دار در سطح اطمينان ٩٥درصد مقادير بحراني مكينون

٢ـ٤ـ روابط بلندمدت

براساس معيار آكائيك (AIC: Akaike Information Criterion) تعداد وقفه‌هاي مدل خود همبسته برداري را تعيين كرده‌ايم. در اينجا وقفه بهينه اين گونه تعريف مي‌شود كه مقدار AIC حداقل گردد. براساس اين معيار تعداد وقفه P=2 انتخاب شده است.

در سطح معني دار ۹۵ درصد، آمار اثر(λ_{trace}) يك بردار همگرايي را پيشنهاد مي‌كند و آمار حداكثر مقادير(λ_{max}) اين فرضيه را كه تنها يك بردار همگرايي در بين چهار متغير وجود دارد را رد نمي‌كند. (جدول ۲)

جدول ۲ـ آزمون تعداد بردارهاي همگرايي

حداكثر مقادير ويژه					
مقادير ويژه	H_0	H_1	آماره	%۹۵ بحراني	%۹۰ بحراني
۰/۳۸۲	r=۰*	r=۱	۹۵/۵۱	۵۳/۴۸	۴۹/۹۵
۰/۲۶۱	r≤ ۱	r=۲	۳۳/۶۱	۳۴/۸۷	۳۱/۹۳
۰/۱۹۹	r≤۲	r=۳	۱۴/۵۸	۲۰/۱۸	۱۷/۸۸
۰/۱۵۴	r≤۳	r=۴	۳/۰۳	۹/۱۶	۷/۵۳
آزمون اثر					
مقادير ويژه	H_0	H_1	آماره	%۹۵ بحراني	%۹۰ بحراني
۰/۳۸۲	r=۰*	r> =۱	۲۸/۲۷	۲۷/۹	۲۵/۸
۰/۲۶۱	r≤ ۱	r> =۲	۱۹/۰۳	۲۲/۰۴	۱۹/۸۶
۰/۱۹۹	r≤۲	r> =۳	۱۱/۵۵	۱۵/۸۷	۱۳/۸۱
۰/۱۵۴	r≤۳	r> =۴	۳/۰۳	۹/۱۶	۷/۵۳

* رد فرضيه H_0
متغيرهاي درون زا: $GDP_t, TOTE_t, POIL_t, PI_t \sim I(1)$
متغيرهاي برون زا: $DU57, S_1, S_2, S_3 \sim I(0)$

تخمين رابطه همگرايي (بلندمدت) تقاضاي انرژي به صورت زير است و با توجه به اينكه متغيرها به صورت لگاريتمي در مدل بكار رفته‌اند، از ضرايب مي‌توان به عنوان كشش تفسير كرد.

$$TOTE_t = -11/185 + 2/221GDP_t - 0/0312POIL_t - 0/468PI_t \qquad (۴ـ۳)$$

كشش‌هاي بلندمدت درآمدي، قيمت نفت و شاخص قيمت سرمايه تقاضاي انرژي به ترتيب برابر ۲/۲۲۱، ۰/۴۶۸ـ و ۰/۰۳۱۲ـ مي‌باشد و مي‌توان گفت تقاضاي انرژي در ايران نسبت به درآمد كشش پذير و نسبت به قيمت‌ها كشش ناپذير است.

۳ـ۴ـ مدل تصحيح خطا

پس از تعيين رابطة همگرايي در بين چهار متغير مورد بحث، جهت تبيين رفتار كوتاه‌مدت متغيرهاي مورد نظر از مدل تصحيح خطا، ECM كه در بخش سوم توضيح داده شده است، استفاده مي‌كنيم. لازم به ذكر است كه براي برآورد ضرايب از روش OLS استفاده كرده‌ايم. در اين قسمت متغيرهاي جديدي به متغيرهاي قبلي مدل

اضافه مي‌شوند كه با ECT_{t-1} نمايش داده مي‌شوند كه در حقيقت جمله پسماند رابطه همگرايي با يك وقفه زماني مي‌باشد. نتايج برآورد در جدول (۳) نشان داده شده‌اند. تفاوت بين ضرايب بلندمدت و كوتاه‌مدت را مي‌توان در مقدار اين ضرايب دانست. به اين معني كه ضرايب در كوتاه‌مدت كوچكتر بوده و در نتيجه ميزان تأثيرگذاري سياست‌ها در بلندمدت چشم‌گير خواهند بود. از طرفي لازم به ذكر است كه متغيرها در اين قسمت به صورت $I(0)$ و تفاضل مرتبة اول لگاريتم متغيرها (رشد) مي‌باشند.

$$\Delta TOTE_t = INTERCEPT + \alpha_1 \Delta TOTE_{t-1} + \alpha_2 \Delta GDP_{t-1} + \alpha_3 \Delta POIL_{t-1} + \alpha_4 \Delta PI_{t-1} + \gamma ECT_{t-1} + \alpha_6 S_1 + \alpha_7 S_2 + \alpha_8 S_3 + \alpha_9 DU_{57}$$

$$ECT_t = TOTE_t - 2/221 GDP_t + 0/0312 POIL_t + 0/468 PI_t + 11/185 \qquad (٤_٤)$$

جدول (۳) نشان مي‌دهد كه تخمين معادله تصحيح خطا با متغيرهاي درون زايي مدل اصلي هماهنگي دارد. اين معادله به نظر مي‌رسد كه از لحاظ منطقي تا حدود زيادي مناسب باشد. توجه داشته باشيد كه مقدار آماره R^2 تعديل شده مربوط به واريانس تفاضل‌هاي متغيرهاي درون زا مي‌باشد، كه توسط رگرسيون‌ها توضيح داده مي‌شوند. تمام رگرسورها حداقل تا يك دوره تأخير لحاظ شده‌اند.

جدول ۳ــ نتايج مدل تصحيح خطاي برداري

آماره t	ضريب	
۸/٦٧ *	۰/۷۵۹	α_1
۱/۸٦ **	۰/۰۰۵	α_2
ــ۱/۷۲ **	ــ۰/۰۰۰۱۲	α_3
۱/٦۹ **	۰/۰٤٦٤	α_4
ــ۲/۱۲ *	ــ۰/۰۱۳۸	γ
ــ۱/۱٦	ــ۰/۰۰۵۲	α_6
ــ۲/۸ *	ــ۰/۰۱۲۹	α_7
٤/۷۱ *	۰/۰۲۱٤	α_8
ــ۱/۱۳	ــ۰/۰۰۰۷۱	α_9

R^2	۰/٦۲
S.E.R	۰/۰۱٦۸
DW	۱/۹٦
LM (4)	۲/٤۳ *
LMARCH	۱/۹۷ *

* معني‌دار در سطح ۹۵% ** معني‌دار درسطح ۹۰%
S.E.R مجموع مربعات باقي‌مانده‌ها DW آماره دوربن واتسون
LM(4), LMARCH ضريب لاگرانژ به ترتيب براي خودهمبستگي و ناهمساني باقي‌مانده‌ها

نتايج فوق نشان مي‌دهد كه در كوتاه‌مدت و در سطح اطمينان ۹۰ درصد كليه علائم مورد انتظار مي‌باشند و كشش‌هاي كوتاه‌مدت درآمدي، قيمت نفت و قيمت سرمايه به ترتيب برابر با ۰/۰۰۵، ۰/۰۰۰۱۲ـ و ۰/۰٤ است. همچنين در هر دوره (فصل) به اندازه ۰/۰۱۳۸ از عدم تعادل تقاضاي انرژي كاسته مي‌شود.

٤ـ٤ـ پيش‌بيني تقاضاي انرژي

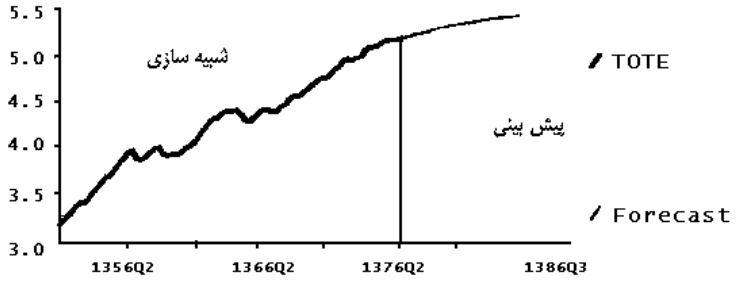
در اين قسمت نتايج حاصل از پيش‌بيني تقاضاي انرژي ارائه مي‌شود، (جدول (٤) و شكل‌هاي (۱) و (۲)). مصرف كل انرژي از ۱۷۹/۲۳ ميليون بشكه در (۱) ۱۳۷۷ به ۲۲۲/٦٦ ميليون بشكه در (٤) ۱۳۸٤ افزايش خواهد يافت كه مصرف انرژي و توليد ناخالص داخلي به ترتيب ۳/۰۳ و ۲/۱۷ درصد رشد سالانه خواهند داشت. همچنين تا پايان دوره پيش‌بيني مصرف انرژي ۲٤/۲۳ درصد و توليد ناخالص داخلي ۱۷/۲۳ درصد رشد مي‌كنند. نتايج تجزيه واريانس نشان مي‌دهد كه قيمت نفت بطور متوسط از ساير متغيرها برون زاتر است. بطور مثال به ازاء شوك يك انحراف معيار مثبت در قيمت نفت، در دوره دهم ۹۵/۸۱ درصد خطاي پيش‌بيني مربوط به قيمت نفت مي‌باشد. پس بطور كلي مي‌توان گفت كه مصرف انرژي به توليد ناخالص داخلي، قيمت نفت و قيمت سرمايه وابسته است. همچنين نتايج حاصل از توابع واكنش ضربه‌اي نشان مي‌دهد كه اثر شوك در توليد ناخالص داخلي باعث افزايش مصرف انرژي مي‌شود و تأثير چنداني روي قيمت نفت و قيمت سرمايه ندارد.

جدول ٤ـ پيش‌بيني تقاضاي انرژي و توليد ناخالص داخلي (۱) ۱۳۷۷ـ (٤) ۱۳۸٤

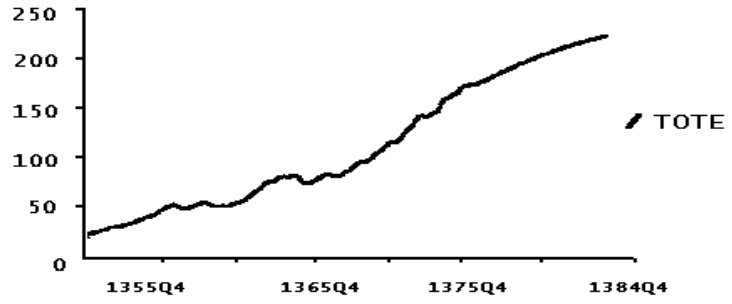
	پيش‌بيني		نرخ رشد (درصد)	
دوره	TOTE	GDP	TOTE	GDP
۱۳۷۷ q_1	۱۷۹/۲۲۷۹	٤٦۷۰/٤	۱/۹	۰/۷٤
۱۳۷۷ q_2	۱۸۱/۱۵۸۰	٤۷۰۳/۲۰۷	۱/۸	۰/٦۹
۱۳۷۷ q_3	۱۸۳/۰۸۹٦	٤۷۳٦/۲٤۵	۱/۷	۰/٦٦
۱۳۷۷ q_4	۱۸٤/۹۸۲۸	٤۷٦٤/۷٤۸	۱/۳	۰/٦٤
۱۳۷۸ q_1	۱۸٦/۸۳٤۱	٤۷۹۳/٤۲۳	۱	۰/٦۲
۱۳۷۸ q_2	۱۸۸/٦٤۲۷	٤۸۲۲/۲۷۰	۱	۰/٦
۱۳۷۸ q_3	۱۹۰/٤۰۹۳	٤۸۵۲/۲۹۰	۰/۹	۰/۵۹
۱۳۷۸ q_4	۱۹۲/۱۳٤٤	٤۸۸۰/٤۸٦	۰/۹	۰/۵۸
۱۳۷۹ q_1	۱۹۳/۸۱۸۵	٤۹۰۹/۸۵۷	۰/۹	۰/۵٦
۱۳۷۹ q_2	۱۹۵/٤٦۲٤	٤۹۱۹/٦۸٦	۰/۸	۰/۵۵
۱۳۷۹ q_3	۱۹۷/۰٦٦۵	٤۹٦۹/۱۳۰	۰/۸	۰/۵٤

۱۳۷۹ q_4	۱۹۸/۶۳۱۵	۴۹۸۹/۰۴۶	۰/۸	۰/۵۳
۱۳۸۰ q_1	۲۰۰/۱۵۷۸	۵۰۱۴/۰۵۴	۰/۸	۰/۵۲
۱۳۸۰ q_2	۲۰۱/۶۴۶۲	۵۰۳۹/۱۸۷	۰/۷	۰/۵۱
۱۳۸۰ q_3	۲۰۳/۰۹۷۱	۵۰۶۴/۴۴۶	۰/۷	۰/۵
۱۳۸۰ q_4	۲۰۴/۵۱۱۲	۵۰۸۹/۸۳۱	۰/۷	۰/۴۹
۱۳۸۱ q_1	۲۰۵/۸۸۹۲	۵۱۱۵/۳۴۴	۰/۷	۰/۴۸
۱۳۸۱ q_2	۲۰۷/۲۳۱۵	۵۱۴۰/۹۸۵	۰/۶	۰/۴۷
۱۳۸۱ q_3	۲۰۸/۵۳۹۰	۵۱۶۱/۵۹۰	۰/۶	۰/۴۶
۱۳۸۱ q_4	۲۰۹/۸۱۲۲	۵۱۹۲/۶۵۳	۰/۶	۰/۴۶
۱۳۸۲ q_1	۲۱۱/۰۵۱۸	۵۲۰۸/۲۵۴	۰/۶	۰/۴۴
۱۳۸۲ q_2	۲۱۲/۲۵۸۵	۵۲۳۴/۳۶۱	۰/۶	۰/۴۳
۱۳۸۲ q_3	۲۱۳/۴۳۲۸	۵۲۵۵/۳۴۰	۰/۶	۰/۴۲
۱۳۸۲ q_4	۲۱۴/۵۷۵۵	۵۲۷۶/۴۰۴	۰/۵	۰/۴۲
۱۳۸۳ q_1	۲۱۵/۶۸۷۲	۵۲۹۷/۵۵۱	۰/۵	۰/۴۱
۱۳۸۳ q_2	۲۱۶/۷۶۸۶	۵۳۱۸/۷۸۴	۰/۵	۰/۴
۱۳۸۳ q_3	۲۱۷/۸۲۰۳	۵۳۴۰/۱۰۲	۰/۵	۰/۳۹
۱۳۸۳ q_4	۲۱۸/۸۴۳۰	۵۳۵۶/۱۴۶	۰/۵	۰/۳۹
۱۳۸۴ q_1	۲۱۹/۸۳۷۳	۵۳۸۲/۹۹۴	۰/۵	۰/۳۸
۱۳۸۴ q_2	۲۲۰/۸۰۳۹	۵۳۹۹/۱۶۷	۰/۴	۰/۳۸
۱۳۸۴ q_3	۲۲۱/۷۴۳۴	۵۴۲۰/۸۰۷	۰/۴	۰/۳۷
۱۳۸۴ q_4	۲۲۲/۶۵۶۴	۵۴۸۰/۷۶۵	۰/۴	۰/۳۷
Mean Error	۰/۰۰۱۱	_۰/۰۰۰۴۴	–	–
MESE	۰/۰۰۰۳۴	۰/۰۰۰۵۵	–	–
RMESE	۰/۰۱۸۵۸۷	۰/۰۲۳۵	–	–

MESE : ميانگين مجموع مجذور خطا،
RMESE : ريشه ميانگين مجموع مجذور خطا



شكل ۱ـ مصرف انرژي، شبيه‌سازي و پيش‌بيني (٤) ۱۳۸٤ـ ۱۳۵۰ (٤)



شكل ٢ـ مصرف انرژي كل، پيش‌بيني (٤) ٨٤ـ (١) ١٣٧٧

٥ـ نتيجه‌گيري

در اين مطالعه با استفاده از روش‌هاي خودهمبستگي برداري و مدل تصحيح خطابرداري، پيش‌بيني تقاضاي انرژي با استفاده از متغيرهاي توليد ناخالص داخلي، قميت نفت و شاخص قيمت سرمايه انجام شده است. نتايج مبين برون زا بودن قيمت نفت و قيمت سرمايه مي‌باشند، بدين معني كه اثرپذيري مصرف انرژي بيشتر از طرف درآمد است تا ساير متغيرهاي مدل. همچنين كشش‌ها در كوتاه‌مدت كوچكتر از مقادير آنها در بلندمدت مي‌باشد.

مدل‌هاي مطرح شده در فوق داراي كاربردهاي مهمي به ويژه در مورد پيش‌بيني و تجزيه و تحليل ادوار اقتصادي مي‌باشند.

نرخ رشد سالانه مصرف انرژي ٣/٠٣ درصد و نرخ رشد سالانه توليد ناخالص داخلي ٢/١٧ درصد خواهد بود.

نتايج حاصل از پايداري مدل نشان مي‌دهد كه ارتباط بدست آمده بين مصرف انرژي و ساير متغيرها با ثبات مي‌باشد و از لحاظ آماري جهت انجام پيش‌بيني قابل اعتماد است (در سطح ٩٥ % اطمينان).

در طي دوره (٤) ١٣٨٤ـ (١) ١٣٧٩ رشد كل مصرف انرژي برابر ٢٤/٢٣ درصد و رشد كل توليد ناخالص داخلي برابر ١٧/٢٣ درصد مي‌باشد.

نتايج نشان مي‌دهند كه كشش درآمدي تقاضاي انرژي، كشش قيمت نفت، كشش نسبت سرمايه‌گذاري بلندمدت به ترتيب برابر ٢/٢٢١، ٠/٠٣١٢ـ و ٠/٤٦٨ ـ در كوتاه‌مدت به ترتيب برابر ٠/٠٠٥، ٠/٠٠٠١٢ـ و ٠/٠٤٦٤ است كه از مقادير بلندمدت آنها كمتر مي‌باشند. همچنين مصرف انرژي از ١٧٩/٢٣ ميليون بشكه در (١) ١٣٧٦ به ٢٢٢/٦٦ ميليون بشكه در (٤) ١٣٨٣ افزايش مي‌يابد.

مراجع

۱- بانك مركزي جمهوري اسلامي ايران، ترازنامه بانك مركزي جمهوري اسلامي ايران، سالهاي مختلف.
۲- بانك مركزي جمهوري اسلامي ايران، مجله بانك مركزي جمهوري اسلامي ايران، سالهاي مختلف.
۳- ذوالنور، سيدحسين (۱۳۷٤) مقدمه‌اي بر اقتصاد سنجي، چاپ اول، شيراز، دانشگاه شيراز.
٤- سازمان مديريت و برنامه‌ريزي (۱۳۷٦) مجموعه اطلاعاتي سريهاي زماني آمار حساب‌هاي ملي، پولي و مالي، معاونت امور اقتصادي، دفتر اقتصاد كلان، تهران.
٥- كمنتا، يان (۱۳۷۲) مباني اقتصاد سنجي، مترجم: كامبيز هژبر كياني، چاپ اول، تهران، مركز نشر دانشگاهي.
٦- مركز آمار ايران، سالنامه آماري، سالهاي مختلف.
۷- وزارت نيرو، ترازنامه انرژي، سالهاي مختلف.
8- Bentzen, J. and T. Engsted (1993). "Short and Long-run Elasticitics in Energy Demand," Energy Economics, 8, 9-15.
9- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979), Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series With a Unit Root," Journal of American Statistical Association, 74, 427-31.
10- Engle, R.F. and C.W. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," Econometrica, Vol. 55, pp.251-276.
11- Ghotak, A. (1998), "Vector Autoregression Modeling and Forecasting Growth of South Korea," Journal of Applied Statistics, Vol 25 (5), 579-592.
12- Hourcade, J.C. (1996), "Estimating the Cost of Mitigating Greenhouse Gases," in: J.P. Bruce, H. Lee, and E.F.
13- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," Journal of Economic Dynamics and Control, 231-54.
14- Johansen, S. and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration -with Applications to the Demand for Money," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 52(2), pp.169-210.
15- ———————. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregression Models," Econometrica, Vol. 59(6), pp. 1551-1580.
16- ———————. (1992), "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for UK," Journal of Econometrics, Vol. 53, pp.211-244.

17- Kadiyala, k. (1993), "Forecasting with Generalized Bayesian Vector Autoregressions," Journal of Forecasting, Vol. 12 , 365-378.
18- Lutkephol, H. and H.E. Reimers (1992), "Impulse Response Analysis of Cointegration Systems," Journal of economic Dynamic and Control, 16,33-78.
19- Mackinnon, J,G. (1991), "Critical Values for Cointegration Test," in R.F. Engle and C.W. Grander (eds), long run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Oxford: Oxford university press.
20- Osterwald-Lenum, M. (1992), "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 54(3), pp. 461-472.
21- Serletis, A. (1994), "A Cointegration Analysis of Petroleum Futures Prices," Energy Economics, 2, 93-7.
22- Shoesmith, E.L. (1992), "Cointegration, Error Correction and Improved Medium Term Regional VAR Forecasting," Journal of Forecasting, 11, 91-109.
23- Sims, C. (1980), "Macroeconomis and Reality," Econometrica, 48, 1-48.