

MODELUL ECONOMETRIC PENTRU RATA INFLAȚIEI

LECT. UNIV. DRD. MEȘTER IOANA TEODORA
Universitatea din Oradea
E-mail: imester@uoradea.ro

The objectives of this econometric model is to verify the economic theory, as well as to make forecasts. It is a multiple linear econometric model, which tries to describe the relationship between the level of romanian exporst, imports and the exchange rate between dollar- leu. The model turns out to be valid, all the hyporthesis being verified. It is able to give rational forecasts, at least for short term.

1. Prezentarea modelului

Obiectivele modelului econometric este atât verificarea teoriei economice cât și în vederea elaborării de previziuni. Prima etapă în elaborarea unui model econometric o constituie alegerea datelor utilizate. Am folosit datele referitoare la valoarea exportului, a importurilor și a cursului mediu de schimb leu/dolar, în perioada ianuarie 1992 - decembrie 2004.

$$y_t = a \cdot x_{1t} + b \cdot x_{2t} + c \cdot x_{3t} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t = \overline{1.154} \quad (1)$$

unde: y_t = valoarea exportului din luna t
 x_{1t} = valoarea exportului din luna t-1
 x_{2t} = valoarea importului din luna t
 x_{3t} = cursul mediu se schimb leu/dolar din luna t
 ε_t = variabila reziduală

Seriile celor trei variabile nu sunt staționare, de aceea se va trece la determinarea diferențelor de ordinul unu, după relația:

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-1} \quad (2)$$

Ecuția (1) se poate scrie sub formă matricială, folosind de data aceasta diferențele de ordinul unu al variabilelor:

$$Y = a \cdot X + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{cu } Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_{153} \\ y_{154} \end{pmatrix}, \quad X = \begin{pmatrix} x_{11} & x_{21} & 1 \\ x_{12} & x_{22} & 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{1.153} & x_{2.154} & 1 \\ x_{1.154} & x_{2.154} & 1 \end{pmatrix} \quad (4)$$

2. Determinarea estimatorilor de regresie liniară prin metoda pătratelor minime obișnuite PMO

Aplicăm metoda pătratelor minime obișnuite PMO pentru determinarea matricii a a coeficienților. Din ecuația $Y=Xa+\varepsilon$ rezultă $\hat{Y}=X\hat{a}$ deci $\hat{a} = (X'X)^{-1}(X'Y)$. Facem calculele:

$$\hat{a} = \begin{pmatrix} -0.286 \\ 0.3597 \\ 0.0149 \end{pmatrix} \quad (5)$$

adică $\hat{y} = -0,286x_1 + 0,3597x_2 + 0,0149$. Aceasta este forma ecuației de regresie dintre diferențele de ordinul unu al variabilelor.

3. Teste și regiuni de încredere

3.1. Testarea validității estimății coeficienților a_i

Pentru testarea validității estimății coeficienților a_i se utilizează testul Student. În general :

$H_0 : a_i = 0$, cu alternativa

$H_1 : a_i \neq 0$

Dacă $\left| \frac{\hat{a}_i}{\hat{\sigma}_{\hat{a}_i}} \right| \geq t_{\frac{\alpha}{2}}$ atunci H_0 se respinge, iar coeficientul a_i este semnificativ diferit de 0.

Avem nevoie de valorile $\hat{\sigma}_{\hat{a}_i}$ care le găsim în matricea de variație și covariație. Aflându-ne în ipotezele de mai sus, aceasta este $\hat{\Omega}_{\hat{a}} = \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 (X'X)^{-1}$, unde:

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = \frac{\sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t^2}{n-p} = \frac{\sum_{t=1}^{154} \hat{\varepsilon}_t^2}{154-3} \quad (6)$$

Din calcule rezultă $\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = 5046.75$. Matricea de variație și covariație este $\hat{\Omega}_{\hat{a}} = \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 (X'X)^{-1}$ adică:

$$\hat{\Omega}_{\hat{a}} = \begin{pmatrix} 0,0035 & 0,0004 & -0,00003 \\ 0,0004 & 0,0013 & 0,00004 \\ -0,00003 & 0,00004 & 0,00001 \end{pmatrix} \quad (7)$$

Deci : $\hat{\sigma}_{\hat{a}} = 0,059$, $\hat{\sigma}_{\hat{b}} = 0,036$, $\hat{\sigma}_{\hat{c}} = 0,01$

Pentru a emitem ipotezele:

$H_0 : a = 0$, cu alternativa

$H_1 : a \neq 0$

$$t_{\text{calc}} = \left| \frac{\hat{a}}{\hat{\sigma}_{\hat{a}}} \right| = \frac{-0.286}{0.059} = -4.847 > 2,04 \quad (8)$$

deci H_0 se respinge, ceea ce înseamnă că a este semnificativ diferit de 0.

Pentru b emitem ipotezele:
 $H_0 : b = 0$, cu alternativa
 $H_1 : b \neq 0$

$$t_{calc} = \frac{|\hat{b}|}{\hat{\sigma}_{\hat{b}}} = \frac{0.3597}{0.036} = 9.99 > 2,04 \quad (9)$$

deci H_0 se respinge, ceea ce înseamnă că b este semnificativ diferit de 0.

Pentru c emitem ipotezele:
 $H_0 : c = 0$, cu alternativa
 $H_1 : c \neq 0$

$$t_{calc} = \frac{|\hat{c}|}{\hat{\sigma}_{\hat{c}}} = \frac{0.0149}{0.01} = 1.49 > 2,04 \quad (9)$$

deci H_0 se acceptă, ceea ce înseamnă că c nu este semnificativ diferit de 0.

3.2. Regiuni de încredere pentru coeficienții a_i

Intervalele de încredere se stabilesc cu un prag de semnificație $\alpha = 0,05$.

$$\frac{|\hat{a}_i - a_i|}{\hat{\sigma}_{\hat{a}_i}} \geq t_{tab} \quad \text{deci} \quad \hat{a}_i - \hat{\sigma}_{\hat{a}_i} t_{tab} \leq a_i \leq \hat{a}_i + \hat{\sigma}_{\hat{a}_i} t_{tab} \quad (10)$$

După efectuarea calculelor obținem următoarele intervale de încredere, date cu o probabilitate de 95%:

$$-0,404 \leq a \leq -0,166 \quad (11)$$

$$0,2857 \leq b \leq 0,4331 \quad (12)$$

$$-0,0055 \leq c \leq 0,0353 \quad (13)$$

4. Calcularea coeficientului de corelație R^2 și testarea reprezentativității lui

Coeficientul de corelație R^2 exprimă rolul jucat de ansamblul variabilelor exogene asupra variabilei endogene. Cu cât valoarea acestuia este mai apropiată de 1, cu atât legătura dintre variabile este mai intensă.

•

$$\hat{R}^2 = \frac{\hat{a}'(X - \bar{X})(Y - \bar{Y})}{(Y - \bar{Y})'(Y - \bar{Y})} \quad (14)$$

Efectuăm calculele și obținem:

$$\hat{R}^2 = \frac{729767}{1482718} = 0.4922 \quad (15)$$

La nivel de eșantion, între variabile există o legătură de intensitate medie. Testarea reprezentativității lui R^2 se face emițând ipotezele:

$$H_0: R^2 = 0$$

$$H_1: R^2 \neq 0$$

$$F_{\text{calc}} = \frac{\hat{R}^2}{1 - \hat{R}^2} \cdot \frac{t - p - 1}{p} = \frac{0.4922^2}{1 - 0.4922^2} \cdot \frac{150}{3} = 15.985 \quad \rangle \quad F_{3,150,0.05} = 2.6 \quad (17)$$

Întrucât $F_{\text{calc}} > F_{\text{tab}}$ rezultă că se respinge ipoteza nulă, deci influența variabilelor endogene asupra variabilei exogene este semnificativă.

5. Testarea ipotezelor fundamentale referitoare la variabila aleatoare ε

5.1. Testarea normalității distribuției variabilei aleatoare ε

Datorită importanței repartiției normale în modelarea diferitelor statistici, au fost construite diferite teste speciale de concordanță pentru a verifica normalitatea diferitelor distribuții. Am ales dintre testele speciale construite în acest sens testul Kolmogorov.

Fie $(x_1, x_2, x_3, \dots, x_n)$ selecția realizată, cu care se determină mărimile:

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s} \quad (18)$$

Fie valorile $z_{(1)} \leq z_{(2)} \leq z_{(3)} \leq \dots \leq z_{(n)}$ valorile z_i ordonate crescător. Se efectuează $|F_0(z_{(i)}) - F_n(z_{(i)})|$, $i = 1, n$ și se alege $D_n = \max |F_0(z_{(i)}) - F_n(z_{(i)})|$ unde $F_0(z_i) = \Phi(z_{(i)})$ $i = 1, n$ este funcția de repartiție normală normată, iar

$$F_n(z_i) = \begin{cases} 0, & i \leq 0 \\ \frac{i}{n}, & 1 \leq i \leq n-1 \\ 1, & i = n \end{cases} \quad (19)$$

care este funcția de repartiție de selecție.

Se emit ipotezele :

$$H_0: \varepsilon \in N(m, \sigma)$$

$$H_1: \varepsilon \notin N(m, \sigma)$$

Regiunea de acceptare a ipotezei H_0 este $D_n \leq D_{n,1-\alpha}$. După efectuarea calculelor se obține $D_n = 0,09$. Din tabelele Kolmogorov pentru $n = 154$ și $\alpha = 0,05$ se găsește $D_{n,1-\alpha} = 0,109$, deci ipoteza H_0 se admite adică ε are o repartiție normală.

5.2. Testarea ipotezei homoscedasticității perturbațiilor

Prin homoscedasticitatea erorilor se înțelege : $E(\varepsilon_i) = 0$, $(\forall) i = 1, 36$ și $V(\varepsilon_i) = \sigma_\varepsilon^2$ finită, $(\forall) t = 1, 154$,

Pentru testarea homoscedasticității erorilor s-a folosit **testul Bartlett**: Din mulțimea valorilor ε_i se formează patru eșantioane. Ipotezele care se emit cu un nivel de semnificație $\alpha = 0,05$ sunt :

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2$$

$$H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \neq \sigma_3^2 \neq \sigma_4^2$$

Se calculează valoarea :

$$\chi^2_B = \frac{1}{C} \left[\sum_{i=1}^k (n_i - 1) \ln s^2 - \sum_{i=1}^k (n_i - 1) \ln s_i^2 \right] \quad (20)$$

unde:

$$C = 1 + \frac{1}{3(k-1)} \left[\sum_{i=1}^k \frac{1}{n_i - 1} - \frac{1}{\sum_{i=1}^k (n_i - 1)} \right] = C = 1 + \frac{1}{3(4-1)} \left[\sum_{i=1}^4 \frac{1}{38-1} - \frac{1}{\sum_{i=1}^4 (38-1)} \right] = 1.05 \quad (21)$$

$$s^2 = \frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^4 (n_i - 1) \cdot s_i^2 \quad s_i^2 = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} x_{ij}^2 - n_i \cdot x_{i*}^2}{n_i - 1} \quad x_{i*} = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij} \quad (22)$$

$$\chi^2_B = \frac{1}{1.05} [4 \cdot 8 \cdot (-1.2288) + 8(0.774518 + 0.82032 + 1.16592 + 1.23041)] \quad (23)$$

$\chi^2_B = 7.04$ iar $\chi^2_{0.05,154} = 51$ deci ipoteza H_0 se acceptă, adică modelul este homoscedastic.

5.3. Testarea ipotezei independenței erorilor. Testul Durbin Watson

Funcția de autocorelație descrie intensitatea analogiei dintre doi termeni y_t și y_{t-k} . În ceea ce privește autocorelarea valorilor variabilei reziduale, a fost elaborat în 1950, de către Durbin J. și Watson G. S. un test intens utilizat și în prezent. Se obține:

$$d_{\text{calc}} = \frac{\sum_{t=2}^{154} (u_t - u_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^{154} u_t^2} = \frac{1754992.8}{756553.4} = 2.31 \quad (24)$$

Din tabelele distribuției Durbin Watson se citesc cele două valori $d_1 = 1,45$ și $d_2 = 1,68$. Deoarece $d_2 < d_{\text{calc}} < 4-d_2$, se poate afirma cu o probabilitate de 95% că autocorelarea erorilor este absentă.

5.4. Previziunea variabilei y

Știm că în luna mai 2005 importurile 2700 miliarde USD, la un curs de schimb de 28 000 lei/USD, exporturile se previzionează a fi $y_{\phi}^p \approx 1800$ miliarde USD.

În anul 2004, exportul¹ de bunuri (18935 milioane euro) a marcat o creștere substanțială (+21,3 la sută) față de anul precedent; media lunară a exporturilor (1578 milioane euro) a fost mai ridicată cu 277 milioane euro față de cea din anul 2003. Surplusul valoric al exporturilor (+ 3 321 milioane euro) în 2004 față de 2003 a fost determinat în proporție de 57,4 la sută de creșterea volumului mărfurilor exportate și de 42,6 la sută de influențele favorabile ale prețurilor externe. Importul de bunuri s-a ridicat la 24 258 milioane euro în anul 2004, în creștere cu 24 la sută față de anul precedent. Aceasta este evoluția cumulată a exporturilor și importurilor pe anul 2004. Rămâne de verificat dacă modelul propus este capabil să facă previziuni realiste.

¹ Sursa: BNR, Buletin lunar 12/2004, p. 24

Bibliografie:

1. Anghelache, C., „România, 2003, Starea Economică, Perspective”, Editura Economică, București, 2003
2. Dobrescu E., „Tranziția în România, Abordări econometrice.” Editura Economică, București, 2002.
3. Pecican, E., St., „Macroeconometrie”, Editura Economică, București, 1996.
4. *** BNR, Buletin lunar 12/2004.