

ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΑ

Ασκήσεις: 10

Βιολέττα Δάλλα

Τμήμα Οικονομικών Επιστημών

Εθνικό και Καποδιστριακό Πανεπιστήμιο Αθηνών



Θέμα 2, Ιούνιος 2014

α) Μετασχηματίζουμε τη συνάρτηση παραγωγής

$$Y_t = \beta_0 K_t^{\beta_1} L_t^{\beta_2} \varepsilon_t \Leftrightarrow$$

$$\ln(Y_t) = \ln(\beta_0 K_t^{\beta_1} L_t^{\beta_2} \varepsilon_t) \Leftrightarrow$$

$$\ln(Y_t) = \ln(\beta_0) + \ln(K_t^{\beta_1}) + \ln(L_t^{\beta_2}) + \ln(\varepsilon_t) \Leftrightarrow$$

$$\ln(Y_t) = \ln(\beta_0) + \beta_1 \ln(K_t) + \beta_2 \ln(L_t) + \ln(\varepsilon_t) \Leftrightarrow$$

$$\ln(Y_t) = \beta_0^* + \beta_1 \ln(K_t) + \beta_2 \ln(L_t) + u_t \quad (1)$$

όπου $\beta_0^* = \ln(\beta_0)$ και $u_t = \ln(\varepsilon_t)$.

Το θεωρητικό υπόδειγμα παλινδρόμησης (1) αντιστοιχεί στο εκτιμώμενο υπόδειγμα παλινδρόμησης (1).

Στατιστικός έλεγχος για σημαντικότητα υποδείγματος

Υποθέσεις: $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 0$ έναντι $H_1 : \beta_1 \neq 0$ ή/και $\beta_2 \neq 0$

Στατιστική ελέγχου: $F = \frac{(SST - SSE)/K}{SSE/(T - K - 1)} = \frac{(0,1 - 0,05)/2}{0,05/(23 - 2 - 1)} = 10$

Κρίσιμη περιοχή: $F > F_{K, T - K - 1, \alpha} = F_{2, 20, 0,05} = 3,493$

Απόφαση: Απορρίπτουμε H_0 σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 0,05$.

Σχόλιο: Το υπόδειγμα είναι σημαντικό.

β) β_1 : ελαστικότητα προϊόντος ως προς το κεφάλαιο

β_2 : ελαστικότητα προϊόντος ως προς την εργασία

Το άθροισμα των ελαστικοτήτων του προϊόντος ως προς το κεφάλαιο και την εργασία είναι μικρότερο της μονάδας $\Leftrightarrow \beta_1 + \beta_2 < 1$

Στατιστικός έλεγχος για έναν γραμμικό περιορισμό

Υποθέσεις: $H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 1$ έναντι $H_1 : \beta_1 + \beta_2 < 1$

Στατιστική ελέγχου: $t = \frac{\delta' \hat{\beta} - \pi}{s_{\delta' \hat{\beta}}} = \frac{\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 - 1}{s_{\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2}} = \frac{0,35 + 0,46 - 1}{0,1} = -1,9$

όπου

$$\begin{aligned} s_{\widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2} &= \sqrt{\widehat{V}(\widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2)} = \sqrt{\widehat{V}(\widehat{\beta}_1) + \widehat{V}(\widehat{\beta}_2) + 2 \cdot \widehat{Cov}(\widehat{\beta}_1, \widehat{\beta}_2)} \\ &= \sqrt{s_{\widehat{\beta}_1}^2 + s_{\widehat{\beta}_2}^2 + 2 \cdot \widehat{Cov}(\widehat{\beta}_1, \widehat{\beta}_2)} = \sqrt{0,1^2 + 0,2^2 + 2 \cdot (-0,02)} = \sqrt{0,01} = 0,1 \end{aligned}$$

Κρίσιμη περιοχή: $t < -t_{T-K-1, \alpha} = -t_{23-2-1, 0,05} = -t_{20, 0,05} = -1,725$

Απόφαση: Απορρίπτουμε H_0 σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 0,05$.

Σχόλιο: Το άθροισμα των ελαστικοτήτων του προϊόντος ως προς το κεφάλαιο και την εργασία είναι μικρότερο της μονάδας.

γ) Βάσει του υποδείγματος βοηθητικής παλινδρόμησης (2) γίνεται στατιστικός έλεγχος για αυτοσυσχέτιση 1ης-τάξης.

Στατιστικός έλεγχος Breusch-Godfrey για αυτοσυσχέτιση

Αυτοσυσχέτιση: $u_t = \rho_1 u_{t-1} + \eta_t$

Βοηθητική παλινδρόμηση: $\widehat{u}_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(K_t) + \gamma_2 \ln(L_t) + \rho_1 \widehat{u}_{t-1} + \eta_t \quad (2)$

Υποθέσεις: $H_0 : \rho_1 = 0$ έναντι $H_1 : \rho_1 \neq 0$

Στατιστική ελέγχου: $BG = (T - p)R^2 = (23 - 1) \cdot 0,1 = 2,2$

Κρίσιμη περιοχή: $BG > \chi_{p,\alpha}^2 = \chi_{1,0,05}^2 = 3,841$

Απόφαση: Δεν απορρίπτουμε H_0 σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 0,05$.

Σχόλιο: Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση 1^{ης}-τάξης.

Βάσει του υποδείγματος βοηθητικής παλινδρόμησης (3) γίνεται στατιστικός έλεγχος για αυτοσυσχέτιση έως 3^{ης}-τάξης.

Στατιστικός έλεγχος Breusch-Godfrey για αυτοσυσχέτιση

Αυτοσυσχέτιση: $u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \rho_3 u_{t-3} + \eta_t$

Βοηθητική παλινδρόμηση: $\hat{u}_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(K_t) + \gamma_2 \ln(L_t) + \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \rho_2 \hat{u}_{t-2} + \rho_3 \hat{u}_{t-3} + \eta_t$ (3)

Υποθέσεις: $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = 0$ έναντι $H_1 : \text{τουλάχιστον ένα } \rho_j \neq 0, j = 1, 2, 3$

Στατιστική ελέγχου: $BG = (T - p)R^2 = (23 - 3) \cdot 0,3 = 6$

Κρίσιμη περιοχή: $BG > \chi_{p,\alpha}^2 = \chi_{3,0,05}^2 = 7,815$

Απόφαση: Δεν απορρίπτουμε H_0 σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 0,05$.

Σχόλιο: Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση έως 3ης-τάξης.

Βρέθηκε ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στο υπόδειγμα παλινδρόμησης (1). Το υπόδειγμα παλινδρόμησης δεν περιλαμβάνει υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής ως ερμηνευτικές μεταβλητές.

Άρα, ο OLS εκτιμητής $\hat{\beta}$ των συντελεστών β είναι αμερόληπτος, συνεπής και άριστος εκτιμητής. Επίσης, ο OLS εκτιμητής $\hat{V}(\hat{\beta})$ του πίνακα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων των εκτιμητών των συντελεστών $V(\hat{\beta})$ είναι αμερόληπτος και συνεπής εκτιμητής. Επομένως, οι στατιστικοί έλεγχοι t και F (και αυτοί των ερωτημάτων α) και β)) είναι αξιόπιστοι.

δ) Ισχύει ότι: $V(u_t) = \sigma^2|\beta_0 + \beta_1 K_t| = \sigma^2 \delta_t$ με $\delta_t = |\beta_0 + \beta_1 K_t|$ (4) $\Rightarrow V(u_t) = \sigma_t^2 \neq$ σταθερή για κάποια $t = 1, \dots, T$ (αφού $K_t \neq$ σταθερή για κάποια $t = 1, \dots, T$)

\Rightarrow υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στο υπόδειγμα παλινδρόμησης (1). Το υπόδειγμα παλινδρόμησης δεν περιλαμβάνει υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής ως ερμηνευτικές μεταβλητές. Άρα, ο OLS εκτιμητής $\hat{\beta}$ των συντελεστών β είναι αμερόληπτος και συνεπής εκτιμητής, αλλά δεν είναι άριστος. Επίσης, ο OLS εκτιμητής $\hat{V}(\hat{\beta})$ του πίνακα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων των εκτιμητών των συντελεστών $V(\hat{\beta})$ είναι μεροληπτικός και ασυνεπής εκτιμητής. Επομένως, οι στατιστικοί έλεγχοι t και F (και αυτοί των ερωτημάτων α) και β)) είναι αναξιόπιστοι.

Κάνουμε μέθοδο FGLS: Μετασχηματίζουμε το υπόδειγμα παλινδρόμησης

$$\begin{aligned}
 (1) \Rightarrow \frac{\ln(Y_t)}{\sqrt{\delta_t}} &= \beta_0^* \frac{1}{\sqrt{\delta_t}} + \beta_1 \frac{\ln(K_t)}{\sqrt{\delta_t}} + \beta_2 \frac{\ln(L_t)}{\sqrt{\delta_t}} + \frac{u_t}{\sqrt{\delta_t}} \Rightarrow \\
 Y_t^* &= \beta_0^* X_{t0}^* + \beta_1 X_{t1}^* + \beta_2 X_{t2}^* + u_t^* \quad (*)
 \end{aligned}$$

όπου $Y_t^* = \frac{\ln(Y_t)}{\sqrt{\delta_t}}$, $X_{t0}^* = \frac{1}{\sqrt{\delta_t}}$, $X_{t1}^* = \frac{\ln(K_t)}{\sqrt{\delta_t}}$, $X_{t2}^* = \frac{\ln(L_t)}{\sqrt{\delta_t}}$ και $u_t^* = \frac{u_t}{\sqrt{\delta_t}}$.

Στο μετασχηματισμένο υπόδειγμα παλινδρόμησης (*) δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα αφού

$$V(u_t^*) = V\left(\frac{u_t}{\sqrt{\delta_t}}\right) = \left(\frac{1}{\sqrt{\delta_t}}\right)^2 V(u_t) \stackrel{(4)}{=} \frac{1}{\delta_t} \sigma^2 \delta_t = \sigma^2, t = 1, \dots, T$$

Αφού τα $\delta_t = |\beta_0 + \beta_1 K_t|$ είναι άγνωστα, πρέπει να βρούμε συνεπείς εκτιμητές $\hat{\delta}_t$.

Ισχύει ότι: $\beta_0^* = \ln(\beta_0) \Leftrightarrow \beta_0 = e^{\beta_0^*} \Rightarrow \hat{\beta}_0 = e^{\hat{\beta}_0^*}$.

Ορίζουμε: $\hat{\delta}_t = |\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 K_t| = |e^{\hat{\beta}_0^*} + \hat{\beta}_1 K_t| = |e^{-1,51} + 0,35 K_t| = |0,221 + 0,35 K_t|$.

Οι OLS εκτιμητές $\hat{\beta}_0^*$ και $\hat{\beta}_1$ είναι συνεπείς εκτιμητές των συντελεστών β_0^* και β_1 .

Άρα, οι OLS εκτιμητές $\hat{\beta}_0$ και $\hat{\beta}_1$ είναι συνεπείς εκτιμητές των συντελεστών β_0 και β_1 .

Επομένως, τα $\hat{\delta}_t$ είναι συνεπείς εκτιμητές των δ_t .

Αντικαθιστούμε στο (*) τα δ_t με τα $\hat{\delta}_t$. Εκτιμάμε με μέθοδο OLS το υπόδειγμα παλινδρόμησης (*). Αυτό είναι ισοδύναμο με μέθοδο FGLS στο υπόδειγμα παλινδρόμησης (1) με ετεροσκεδαστικότητα (4). Ο FGLS εκτιμητής $\hat{\beta}^{FGLS}$ των συντελεστών β είναι συνεπής και ασυμπτωτικά άριστος εκτιμητής. Επίσης, ο FGLS εκτιμητής $\hat{V}(\hat{\beta}^{FGLS})$ του πίνακα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων των εκτιμητών των συντελεστών $V(\hat{\beta}^{FGLS})$ είναι συνεπής εκτιμητής. Επομένως, οι στατιστικοί έλεγχοι t και F βάσει της μεθόδου FGLS είναι αξιόπιστοι (σε μεγάλα δείγματα).

Θέμα 3, Σεπτέμβριος 2015

α) i) Ισχύει ότι

$$Y_t - Y_{t-1} = \gamma(Y_t^* - Y_{t-1}) \Leftrightarrow$$

$$\gamma Y_t^* = Y_t - (1 - \gamma)Y_{t-1} \Leftrightarrow$$

$$Y_t^* = \frac{1}{\gamma}Y_t - \frac{1 - \gamma}{\gamma}Y_{t-1}$$

και

$$Y_t^* = \beta_0 + \beta_1 X_{t-2} + u_t \Rightarrow$$

$$\frac{1}{\gamma}Y_t - \frac{1 - \gamma}{\gamma}Y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 X_{t-2} + u_t \Rightarrow$$

$$\frac{1}{\gamma}Y_t = \beta_0 + \frac{1 - \gamma}{\gamma}Y_{t-1} + \beta_1 X_{t-2} + u_t \Rightarrow$$

$$Y_t = \beta_0 \gamma + (1 - \gamma)Y_{t-1} + \beta_1 \gamma X_{t-2} + \gamma u_t \Rightarrow$$

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \varepsilon_t \quad (1)$$

όπου $\alpha_0 = \beta_0 \gamma$, $\alpha_1 = 1 - \gamma$, $\alpha_2 = \beta_1 \gamma$ και $\varepsilon_t = \gamma u_t$.

Το θεωρητικό υπόδειγμα παλινδρόμησης (1) αντιστοιχεί στο εκτιμώμενο υπόδειγμα παλινδρόμησης (1).

OLS εκτιμητής $\hat{\gamma}$ του βαθμού προσαρμογής γ :

$$\alpha_1 = 1 - \gamma \Leftrightarrow \gamma = 1 - \alpha_1 \Rightarrow \hat{\gamma} = 1 - \hat{\alpha}_1 = 1 - 0,15 = 0,85$$

Βαθμός προσαρμογής είναι μεγαλύτερος του 0,75 $\Leftrightarrow \gamma > 0,75 \stackrel{\alpha_1=1-\gamma}{\Leftrightarrow} \alpha_1 < 0,25$

Στατιστικός έλεγχος για έναν συντελεστή παλινδρόμησης

Υποθέσεις: $H_0 : \alpha_1 = 0,25$ έναντι $H_1 : \alpha_1 < 0,25$

Στατιστική ελέγχου: $t = \frac{\hat{\alpha}_1 - \alpha_1^*}{s_{\hat{\alpha}_1}} = \frac{0,15 - 0,25}{0,05} = -2$

Κρίσιμη περιοχή: $t < -t_{T-K-1, \alpha} = -t_{22-2-1, 0,05} = -t_{19, 0,05} = -1,729$

Απόφαση: Απορρίπτουμε H_0 σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 0,05$.

Σχόλιο: Βαθμός προσαρμογής είναι μεγαλύτερος του 0,75.

ii) Υπόδειγμα παλινδρόμησης:

$$(1) Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \varepsilon_t$$

Βραχυχρόνιος πολλαπλασιαστής της Y ως προς τη X :

$$\pi_0 = \frac{\partial E(Y_t)}{\partial X_t} = 0$$

(οι ερμηνευτικές μεταβλητές Y_{t-1}, X_{t-2} δεν θα μεταβληθούν γιατί είναι προκαθορισμένες τη χρονική περίοδο t)

Μακροχρόνια, οι μεταβλητές είναι σε ισορροπία $\Rightarrow Y_t = Y_{t-1} = \tilde{Y}$, $X_{t-2} = \tilde{X}$ και $\varepsilon_t = \tilde{\varepsilon} = E(\varepsilon_t) = 0$, όπου \tilde{Y} , \tilde{X} και $\tilde{\varepsilon}$ είναι οι μακροχρόνιες τιμές των μεταβλητών Y , X και ε , αντίστοιχα.

Μακροχρόνια, το υπόδειγμα (1) είναι

$$\tilde{Y} = \alpha_0 + \alpha_1 \tilde{Y} + \alpha_2 \tilde{X} + \tilde{\varepsilon} \Leftrightarrow$$

$$(1 - \alpha_1) \tilde{Y} = \alpha_0 + \alpha_2 \tilde{X} + 0 \Leftrightarrow$$

$$\tilde{Y} = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1} + \frac{\alpha_2}{1 - \alpha_1} \tilde{X}$$

Μακροχρόνιος πολλαπλασιαστής της Y ως προς τη X :

$$\pi = \frac{\partial \tilde{Y}}{\partial \tilde{X}} = \frac{\alpha_2}{1 - \alpha_1} \Rightarrow \hat{\pi} = \frac{\hat{\alpha}_2}{1 - \hat{\alpha}_1} = \frac{-2,55}{1 - 0,15} = -3$$

β) Σύστημα εξισώσεων διαρθρωτικών εξισώσεων (1), (2) και (3)

$$(1) Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \varepsilon_t \quad \text{όπου } \varepsilon_t = \gamma u_t \quad (4)$$

$$(2) X_t = \gamma_0 + \gamma_1 Z_t + \gamma_2 X_{t-1} + \eta_t$$

$$(3) Z_t = \delta_0 + \delta_1 Y_t + \delta_2 X_t + \delta_3 X_{t-2} + \omega_t$$

όπου τα σφάλματα η_t και ω_t συσχετίζονται μεταξύ τους και με το $u_t \stackrel{(4)}{\Rightarrow} \text{Corr}(\eta_t, \omega_t) \neq 0$, $\text{Corr}(\eta_t, \varepsilon_t) \neq 0$ και $\text{Corr}(\omega_t, \varepsilon_t) \neq 0$ (5)

Ισχύει ότι: $\varepsilon_t \uparrow \downarrow \stackrel{(5)}{\Rightarrow} \eta_t \uparrow \downarrow, \omega_t \uparrow \downarrow \stackrel{(2),(3)}{\Rightarrow} X_t \uparrow \downarrow, Z_t \uparrow \downarrow$

$$\eta_t \uparrow \downarrow \stackrel{(5)}{\Rightarrow} \varepsilon_t \uparrow \downarrow, \omega_t \uparrow \downarrow \stackrel{(1),(3)}{\Rightarrow} Y_t \uparrow \downarrow, Z_t \uparrow \downarrow \quad (*)$$

$$\omega_t \uparrow \downarrow \stackrel{(5)}{\Rightarrow} \varepsilon_t \uparrow \downarrow, \eta_t \uparrow \downarrow \stackrel{(1),(2)}{\Rightarrow} Y_t \uparrow \downarrow, X_t \uparrow \downarrow \quad (**)$$

\Rightarrow οι μεταβλητές Y_t , X_t και Z_t καθορίζονται εντός του συστήματος εξισώσεων \Rightarrow οι μεταβλητές Y_t , X_t και Z_t είναι ενδογενείς.

Ενδογενείς μεταβλητές: Y_t, X_t, Z_t

Εξωγενείς μεταβλητές: $\mathbf{1}_t$

Προκαθορισμένες μεταβλητές: $\mathbf{1}_t, Y_{t-1}, X_{t-1}, X_{t-2}$

Η διαρθρωτική εξίσωση συμπεριφοράς (1) είναι ήδη σε ανηγμένη μορφή, αφού περιέχει μόνο προκαθορισμένες μεταβλητές ως ερμηνευτικές ($\mathbf{1}_t, Y_{t-1}, X_{t-2}$). Άρα, στο υπόδειγμα παλινδρόμησης (1) ο OLS εκτιμητής $\hat{\alpha}$ των συντελεστών α είναι μεροληπτικός (λόγω της υστέρησης της εξαρτημένης μεταβλητής ως ερμηνευτική μεταβλητή (Y_{t-1})) και συνεπής εκτιμητής.

Η διαρθρωτική εξίσωση συμπεριφοράς (2) περιέχει 2 ενδογενείς μεταβλητές (X_t, Z_t). Άρα, στο υπόδειγμα παλινδρόμησης (2) υπάρχει ερμηνευτική μεταβλητή που είναι ενδογενής (Z_t) και συσχετίζεται ταυτόχρονα με το σφάλμα (η_t) (λόγω (*)) \Rightarrow υπάρχει σφάλμα αλληλεξάρτησης που δημιουργεί ενδογένεια \Rightarrow ο OLS εκτιμητής $\hat{\gamma}$ των συντελεστών γ είναι μεροληπτικός και ασυνεπής εκτιμητής.

Η διαρθρωτική εξίσωση συμπεριφοράς (3) περιέχει 3 ενδογενείς μεταβλητές (Y_t, X_t, Z_t). Άρα, στο υπόδειγμα παλινδρόμησης (3) υπάρχουν ερμηνευτικές μεταβλητές που είναι ενδογενείς (Y_t, X_t) και συσχετίζονται ταυτόχρονα με το σφάλμα (ω_t) (λόγω (**)) \Rightarrow

υπάρχει σφάλμα αλληλεξάρτησης που δημιουργεί ενδογένεια \Rightarrow ο OLS εκτιμητής $\hat{\delta}$ των συντελεστών δ είναι μεροληπτικός και ασυνεπής εκτιμητής.

Αφού υπάρχει σφάλμα αλληλεξάρτησης στις διαρθρωτικές εξισώσεις συμπεριφοράς (2) και (3), εξετάζουμε την ταυτοποίηση του συστήματος εξισώσεων (1), (2) και (3).

Ενδογενείς μεταβλητές: Y_t, X_t, Z_t

Εξωγενείς μεταβλητές: $\mathbf{1}_t$

Προκαθορισμένες μεταβλητές: $\mathbf{1}_t, Y_{t-1}, X_{t-1}, X_{t-2}$

Διαρθρωτική μορφή συστήματος εξισώσεων (1), (2) και (3):

$$(1) \quad Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \varepsilon_t \Leftrightarrow$$

$$(2) \quad X_t = \gamma_0 + \gamma_1 Z_t + \gamma_2 X_{t-1} + \eta_t \Leftrightarrow$$

$$(3) \quad Z_t = \delta_0 + \delta_1 Y_t + \delta_2 X_t + \delta_3 X_{t-2} + \omega_t \Leftrightarrow$$

$$(1) \quad Y_t \quad \quad \quad -\alpha_0 \quad -\alpha_1 Y_{t-1} \quad \quad \quad -\alpha_2 X_{t-2} = \varepsilon_t$$

$$(2) \quad \quad \quad X_t \quad -\gamma_1 Z_t \quad -\gamma_0 \quad \quad \quad -\gamma_2 X_{t-1} \quad \quad \quad = \eta_t$$

$$(3) \quad -\delta_1 Y_t \quad -\delta_2 X_t \quad + Z_t \quad -\delta_0 \quad \quad \quad -\delta_3 X_{t-2} = \omega_t$$

Ταυτοποίηση της διαρθρωτικής εξίσωσης συμπεριφοράς (2):

1. Συνθήκη τάξης:

$$\left. \begin{array}{l} K^{**} = 2 \quad (Y_{t-1}, X_{t-2}) \\ G^* = 2 \quad (X_t, Z_t) \end{array} \right\} \Rightarrow K^{**} > G^* - 1 \Rightarrow \text{συνθήκη ισχύει}$$

2. Συνθήκη βαθμού:

$$\left. \begin{array}{l} \Delta = \begin{pmatrix} 1 & -\alpha_1 & -\alpha_2 \\ -\delta_1 & 0 & -\delta_3 \end{pmatrix} \Rightarrow r(\Delta) = 2 \\ G = 3 \end{array} \right\} \Rightarrow r(\Delta) = G - 1 \Rightarrow \text{συνθήκη ισχύει}$$

Αφού η συνθήκη τάξης ισχύει με $>$ και η συνθήκη βαθμού ισχύει, η διαρθρωτική εξίσωση συμπεριφοράς (2) υπερταυτοποιείται.

Ταυτοποίηση της διαρθρωτικής εξίσωσης συμπεριφοράς (3):

1. Συνθήκη τάξης:

$$\left. \begin{array}{l} K^{**} = 2 \quad (Y_{t-1}, X_{t-1}) \\ G^* = 3 \quad (Y_t, X_t, Z_t) \end{array} \right\} \Rightarrow K^{**} = G^* - 1 \Rightarrow \text{συνθήκη ισχύει}$$

2. Συνθήκη βαθμού:

$$\left. \begin{array}{l} \Delta = \begin{pmatrix} -\alpha_1 & 0 \\ 0 & -\gamma_2 \end{pmatrix} \Rightarrow r(\Delta) = 2 \\ G = 3 \end{array} \right\} \Rightarrow r(\Delta) = G - 1 \Rightarrow \text{συνθήκη ισχύει}$$

Αφού η συνθήκη τάξης ισχύει με $=$ και η συνθήκη βαθμού ισχύει, η διαρθρωτική εξίσωση συμπεριφοράς (3) ταυτοποιείται ακριβώς.

Η διαρθρωτική εξίσωση (1) δεν χρειάζεται ταυτοποίηση αφού είναι σε ανηγμένη μορφή και δεν υπάρχει σφάλμα αλληλεξάρτησης.

Επομένως, το σύστημα διαρθρωτικών εξισώσεων (1), (2) και (3) ταυτοποιείται.

Η διαρθρωτική εξίσωση συμπεριφοράς (1) είναι σε ανηγμένη μορφή. Βρέθηκε ότι η διαρθρωτική εξίσωση συμπεριφοράς (2) υπερταυτοποιείται και η διαρθρωτική εξίσωση συμπεριφοράς (3) ταυτοποιείται ακριβώς. Τα σφάλματα των διαρθρωτικών εξισώσεων (1), (2) και (3) συσχετίζονται ταυτόχρονα (λόγω (5)). Άρα,

i) η μέθοδος OLS στη διαρθρωτική εξίσωση (1), η μέθοδος 2SLS στη διαρθρωτική

εξίσωση (2) και η μέθοδος ILS στη διαρθρωτική εξίσωση (3) θα δώσουν συνεπείς εκτιμητές των συντελεστών α, γ, δ .

ii) η μέθοδος 3SLS στις διαρθρωτικές εξισώσεις (1), (2) και (3) θα δώσουν συνεπείς και ασυμπτωτικά άριστους εκτιμητές των συντελεστών α, γ, δ .



ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΔΗΜΟΚΡΑΤΙΑ
Εθνικό και Καποδιστριακό
Πανεπιστήμιο Αθηνών