

OIKONOMETRIA

Θεωρία: 02

Βιολέττα Δάλλα

Τμήμα Οικονομικών Επιστημών

Εθνικό και Καποδιστριακό Πανεπιστήμιο Αθηνών



Στατιστικοί έλεγχοι

- H_0 είναι μηδενική υπόθεση (null hypothesis) και H_1 είναι η εναλλακτική υπόθεση (alternative hypothesis).
- Στατιστική ελέγχου (test statistic) είναι η στατιστική (συνάρτηση των δεδομένων) βάσει της οποίας δεν απορρίπτουμε ή απορρίπτουμε την H_0 .
- Κρίσιμη περιοχή (critical region) είναι η περιοχή απόρριψης της H_0 .
- Σφάλμα τύπου I (type I error) έχουμε όταν ο στατιστικός έλεγχος απορρίπτει την H_0 , ενώ η H_0 είναι αληθής. Σφάλμα τύπου II (type II error) έχουμε όταν ο στατιστικός έλεγχος δεν απορρίπτει την H_0 , ενώ η H_0 δεν είναι αληθής.

		Στατιστικός έλεγχος	
Πραγματικότητα	Υποθέσεις	H_0	H_1
	H_0	✓	Σφάλμα τύπου I
	H_1	Σφάλμα τύπου II	✓



- Το επίπεδο σημαντικότητας (significance level) του στατιστικού ελέγχου είναι $\alpha = P(\Sigma\text{φάλμα τύπου I})$.
- Η ισχύς (power) του στατιστικού ελέγχου είναι $1 - \beta$, όπου $\beta = P(\Sigma\text{φάλμα τύπου II})$.
- Δεν είναι δυνατό να ελαχιστοποιήσουμε συγχρόνως τα α και β . Προκαθορίζουμε το α , συνήθως $\alpha = 0,05$.
- Στον υπολογισμό της κρίσιμης περιοχής σε επίπεδο σημαντικότητας α χρησιμοποιείται η κρίσιμη τιμή (critical value), η οποία βρίσκεται από την κατανομή της στατιστικής ελέγχου όταν η H_0 είναι αληθής.
- Οι στατιστικοί έλεγχοι είναι τριών τύπων
 - LR (Likelihood ratio): απαιτεί εκτίμηση υπό την H_0 και την H_1 .
 - LM (Lagrange multiplier): απαιτεί εκτίμηση υπό την H_0 .
 - Wald: απαιτεί εκτίμηση υπό την H_1 .

Στατιστικός έλεγχος: ένας συντελεστής παλινδρόμησης

Υποθέσεις: $H_0 : \beta_j = \beta_j^*$ έναντι $H_1 : \beta_j \neq \beta_j^*$ ή $H'_1 : \beta_j > \beta_j^*$ ή $H''_1 : \beta_j < \beta_j^*$

Στατιστική ελέγχου: $t = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j^*}{s_{\hat{\beta}_j}}$

Κρίσιμη περιοχή: $|t| > t_{T-K-1, \frac{\alpha}{2}} (H_1)$ ή $t > t_{T-K-1, \alpha} (H'_1)$ ή $t < -t_{T-K-1, \alpha} (H''_1)$

- Αν οι υποθέσεις A.1-A.5 ισχύουν, τότε $t \sim t_{T-K-1}$ όταν η H_0 είναι αληθής.
- Ο στατιστικός έλεγχος είναι Wald τύπου.
- Όταν οι υποθέσεις είναι $H_0 : \beta_j = 0$ έναντι $H_1 : \beta_j \neq 0$, ο στατιστικός έλεγχος είναι για τη σημαντικότητα της X_j .
- Το $100(1 - \alpha)\%$ διάστημα εμπιστοσύνης (confidence interval) για το β_j είναι

$$\Delta E_{\beta_j}(100(1 - \alpha)\%) = \left[\hat{\beta}_j \pm t_{T-K-1, \frac{\alpha}{2}} s_{\hat{\beta}_j} \right]$$

Π.χ. Υπόδειγμα παλινδρόμησης με $K = 2$:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + u_t$$

- (i) $H_0 : \beta_1 = 0$ έναντι $H_1 : \beta_1 \neq 0$
- (ii) $H_0 : \beta_2 = 1$ έναντι $H_1 : \beta_2 > 1$
- (iii) $H_0 : \beta_0 = -2$ έναντι $H_1 : \beta_0 < -2$



Στατιστικός έλεγχος: σημαντικότητα του υποδείγματος παλινδρόμησης

Υποθέσεις: $H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_K = 0$ έναντι $H_1 : \text{τουλάχιστον } \text{ένα } \beta_j \neq 0, j = 1, \dots, K$

Στατιστική ελέγχου: $F = \frac{(SST - SSE)/K}{SSE/(T-K-1)} = \frac{R^2/K}{(1-R^2)/(T-K-1)}$

Κρίσιμη περιοχή: $F > F_{K,T-K-1,\alpha}$

- Αν οι υποθέσεις A.1-A.5 ισχύουν, τότε $F \sim F_{K,T-K-1}$ όταν η H_0 είναι αληθής.
- Ο στατιστικός έλεγχος βάσει των SSE είναι LR τύπου και βάσει του R^2 είναι Wald τύπου.
- Όταν $K = 1$, για τις υποθέσεις $H_0 : \beta_1 = 0$ έναντι $H_1 : \beta_1 \neq 0$ ισχύει ότι $F = t^2$ και $F_{1,T-2,\alpha} = t_{T-2,\frac{\alpha}{2}}^2$.

Π.χ. Υπόδειγμα παλινδρόμησης με $K = 3$:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + \beta_3 X_{t3} + u_t$$

(i) $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ έναντι $H_1 : \text{τουλάχιστον } \text{ένα } \beta_j \neq 0, j = 1, 2, 3$

Στατιστικός έλεγχος: ένας γραμμικός περιορισμός των συντελεστών παλινδρόμησης

Υποθέσεις: $H_0 : \delta' \beta = \pi$ έναντι $H_1 : \delta' \beta \neq \pi$ ή $H'_1 : \delta' \beta > \pi$ ή $H''_1 : \delta' \beta < \pi$

$$\text{Στατιστική ελέγχου: } t = \frac{\delta' \hat{\beta} - \pi}{s_{\delta' \hat{\beta}}} = \frac{\delta' \hat{\beta} - \pi}{\sqrt{\delta' \hat{V}(\hat{\beta}) \delta}}$$

Κρίσιμη περιοχή: $|t| > t_{T-K-1, \frac{\alpha}{2}} (H_1)$ ή $t > t_{T-K-1, \alpha} (H'_1)$ ή $t < -t_{T-K-1, \alpha} (H''_1)$

- δ διάνυσμα $(K+1) \times 1$ και π αριθμός.
- Αν οι υποθέσεις A.1-A.5 ισχύουν, τότε $t \sim t_{T-K-1}$ όταν η H_0 είναι αληθής.
- Ο στατιστικός έλεγχος είναι Wald τύπου.
- Η υπόθεση $H_0 : \beta_j = \beta_j^*$ είναι ειδική περίπτωση.

Π.χ. Υπόδειγμα παλινδρόμησης με $K=2$:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + u_t$$

(i) $H_0 : 0, 2\beta_0 - 2\beta_1 + \beta_2 = 4$ έναντι $H_1 : 0, 2\beta_0 - 2\beta_1 + \beta_2 \neq 4$

$$0, 2\beta_0 - 2\beta_1 + \beta_2 = 4 \Leftrightarrow \begin{pmatrix} 0, & 2 & -2 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} = 4 \Leftrightarrow \delta' \beta = \pi, \quad \delta = \begin{pmatrix} 0, & 2 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix}, \quad \pi = 4$$

(ii) $H_0 : \beta_1 = 3\beta_2$ έναντι $H_1 : \beta_1 < 3\beta_2$

$$\beta_1 = 3\beta_2 \Leftrightarrow \beta_1 - 3\beta_2 = 0 \Leftrightarrow \begin{pmatrix} 0 & 1 & -3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} = 0 \Leftrightarrow \delta' \beta = \pi, \quad \delta = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ -3 \end{pmatrix}, \quad \pi = 0$$

(iii) $H_0 : \beta_2 = 1$ έναντι $H_1 : \beta_2 > 1$

$$\beta_2 = 1 \Leftrightarrow \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} = 1 \Leftrightarrow \delta' \beta = \pi, \quad \delta = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}, \quad \pi = 1$$

Στατιστικός έλεγχος: ένας ή παραπάνω γραμμικούς περιορισμούς των συντελεστών παλινδρόμησης

Υποθέσεις: $H_0 : R\beta = c$ έναντι $H_1 : R\beta \neq c$

Στατιστική ελέγχου: $F = \frac{(SSE_R - SSE_U)/q}{SSE_U/(T-K-1)}$

όπου SSE_R και SSE_U είναι τα SSE των υποδειγμάτων παλινδρόμησης με (restricted) και χωρίς (unrestricted) τους περιορισμούς.

Στατιστική ελέγχου: $F = (R\hat{\beta} - c)'(R\hat{V}(\hat{\beta})R')^{-1}(R\hat{\beta} - c)/q$

Κρίσιμη περιοχή: $F > F_{q,T-K-1,\alpha}$

- q είναι ο αριθμός των γραμμικών περιορισμών.
- R πίνακας $q \times (K + 1)$ πλήρους βαθμού q (αποκλείει αντικρουόμενους και πλεονάζοντες γραμμικούς περιορισμούς) και c διάνυσμα $q \times 1$.
- Αν οι υποθέσεις A.1-A.5 ισχύουν, τότε $F \sim F_{q,T-K-1}$ όταν η H_0 είναι αληθής.
- Ο στατιστικός έλεγχος βάσει των SSE είναι LR τύπου και βάσει του $\hat{\beta}$ είναι Wald τύπου.

- Η υπόθεση $H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_K = 0$ είναι ειδική περίπτωση.
- Η υπόθεση $H_0 : \beta_{H+1} = \dots = \beta_K = 0, H \geq 1$, είναι ειδική περίπτωση.
- Όταν $q = 1$, για τις υποθέσεις $H_0 : \delta' \beta = \pi$ έναντι $H_1 : \delta' \beta \neq \pi$ ισχύει ότι $F = t^2$ και $F_{1,T-K-1,\alpha} = t_{T-K-1,\frac{\alpha}{2}}^2$.

Π.χ. Υπόδειγμα παλινδρόμησης με $K = 2$:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + u_t$$

(i) $H_0 : \beta_0 = 3$ και $\beta_1 + \beta_2 = 1$ έναντι $H_1 : \beta_0 \neq 3$ ή/και $\beta_1 + \beta_2 \neq 1$, $q = 2$

$$\left. \begin{array}{l} \beta_0 = 3 \\ \beta_1 + \beta_2 = 1 \end{array} \right\} \Leftrightarrow \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 3 \\ 1 \end{pmatrix} \Leftrightarrow R\beta = c, R = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 \end{pmatrix}, c = \begin{pmatrix} 3 \\ 1 \end{pmatrix}$$

(ii) $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 0$ έναντι $H_1 : \beta_1 \neq 0$ ή/και $\beta_2 \neq 0$, $q = 2$

$$\left. \begin{array}{l} \beta_1 = 0 \\ \beta_2 = 0 \end{array} \right\} \Leftrightarrow \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \Leftrightarrow R\beta = c, R = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}, c = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$$

(iii) $H_0 : \beta_1 = 3\beta_2$ έναντι $H_1 : \beta_1 \neq 3\beta_2$, $q = 1$

$$\beta_1 = 3\beta_2 \Leftrightarrow \beta_1 - 3\beta_2 = 0 \Leftrightarrow \begin{pmatrix} 0 & 1 & -3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} = 0 \Leftrightarrow R\beta = c, R = \begin{pmatrix} 0 & 1 & -3 \end{pmatrix}, c = 0$$

(iv) Αντικρουόμενοι γραμμικοί περιορισμοί $H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 1$ και $\beta_1 + \beta_2 = 0$, $q = 2$

$$\left. \begin{array}{l} \beta_1 + \beta_2 = 1 \\ \beta_1 + \beta_2 = 0 \end{array} \right\} \Leftrightarrow \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \Leftrightarrow R\beta = c, R = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 1 \end{pmatrix}, c = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix}$$

Ο πίνακας R δεν είναι πλήρους βαθμού, $r(R) = 1 < q = 2$.

(v) Πλεονάζοντες γραμμικοί περιορισμοί $H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 1$ και $2\beta_1 + 2\beta_2 = 2$, $q = 2$

$$\left. \begin{array}{l} \beta_1 + \beta_2 = 1 \\ 2\beta_1 + 2\beta_2 = 2 \end{array} \right\} \Leftrightarrow \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \\ 0 & 2 & 2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \end{pmatrix} \Leftrightarrow R\beta = c, R = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \\ 0 & 2 & 2 \end{pmatrix}, c = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \end{pmatrix}$$

Ο πίνακας R δεν είναι πλήρους βαθμού, $r(R) = 1 < q = 2$.

Προβλέψεις και διαστήματα προβλέψεων

- Για μία νέα παρατήρηση f έχουμε τις τιμές των ερμηνευτικών μεταβλητών X_{f1}, \dots, X_{fK} και θέλουμε να προβλέψουμε την τιμή Y_f της εξαρτημένης μεταβλητής και τη μέση τιμή της $E(Y_f)$.
- Η πρόβλεψη (prediction ή forecast) \widehat{Y}_f και $\widehat{E(Y_f)}$ για την Y_f και τη $E(Y_f)$ είναι
$$\widehat{Y}_f = \widehat{E(Y_f)} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 X_{f1} + \dots + \widehat{\beta}_K X_{fK} = X'_f \widehat{\beta}, \quad X_f = (1, X_{f1}, \dots, X_{fK})'$$
- Η διακύμανση της πρόβλεψης \widehat{Y}_f και της πρόβλεψης $\widehat{E(Y_f)}$ είναι
$$V(\widehat{Y}_f) = \sigma^2 + X'_f V(\widehat{\beta}) X_f \quad \text{και} \quad V(\widehat{E(Y_f)}) = X'_f V(\widehat{\beta}) X_f$$
- Το τυπικό σφάλμα της πρόβλεψης \widehat{Y}_f και της πρόβλεψης $\widehat{E(Y_f)}$ είναι
$$s_{\widehat{Y}_f} = \sqrt{\widehat{V}(\widehat{Y}_f)} = \sqrt{s^2 + X'_f \widehat{V}(\widehat{\beta}) X_f} \quad \text{και} \quad s_{\widehat{E(Y_f)}} = \sqrt{\widehat{V}(\widehat{E(Y_f)})} = \sqrt{X'_f \widehat{V}(\widehat{\beta}) X_f}$$
- Αν οι υποθέσεις A.1-A.4 ισχύουν, οι \widehat{Y}_f και $\widehat{E(Y_f)}$ είναι άριστες γραμμικές, αμερόληπτες και συνεπείς προβλέψεις των Y_f και $E(Y_f)$.

- Αν οι υποθέσεις A.1-A.4 ισχύουν, οι $\widehat{V}(\widehat{Y}_f)$ και $\widehat{V}(\widehat{E(Y_f)})$ είναι αμερόληπτοι και συνεπείς εκτιμητές των $V(\widehat{Y}_f)$ και $V(\widehat{E(Y_f)})$.
- Αν οι υποθέσεις A.1-A.5 ισχύουν, οι \widehat{Y}_f και $\widehat{E(Y_f)}$ είναι άριστες, αμερόληπτες και συνεπείς προβλέψεις των Y_f και $E(Y_f)$.
- Αν οι υποθέσεις A.1-A.5 ισχύουν, το $100(1 - \alpha)\%$ διάστημα πρόβλεψης (prediction or forecast interval) για την Y_f και για τη $E(Y_f)$ είναι

$$\Delta\Pi_{Y_f}(100(1 - \alpha)\%) = \left[\widehat{Y}_f \pm t_{T-K-1, \frac{\alpha}{2}} s_{\widehat{Y}_f} \right]$$

και

$$\Delta\Pi_{E(Y_f)}(100(1 - \alpha)\%) = \left[\widehat{E(Y_f)} \pm t_{T-K-1, \frac{\alpha}{2}} s_{\widehat{E(Y_f)}} \right]$$



Αλλαγές στις μονάδες μέτρησης

- Υπόδειγμα παλινδρόμησης:

$$Y = X\beta + u \quad \text{ή} \quad Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \dots + \beta_K X_{tK} + u_t, \quad t = 1, \dots, T$$

- Έστω ότι οι μεταβλητές αλλάζουν μονάδες μέτρησης: $Y^* = \lambda_Y Y$ και $X_j^* = \lambda_j X_j$, $j = 1, \dots, K$.
- Υπόδειγμα παλινδρόμησης με τις αλλαγές στις μονάδες μέτρησης:

$$Y^* = X^*\beta^* + u^* \quad \text{ή} \quad Y_t^* = \beta_0^* + \beta_1^* X_{t1}^* + \dots + \beta_K^* X_{tK}^* + u_t^*, \quad t = 1, \dots, T$$

- Για τους OLS εκτιμητές των $\beta_0^*, \beta_1^*, \dots, \beta_K^*$ ισχύει ότι

$$\widehat{\beta}_0^* = \lambda_Y \widehat{\beta}_0 \quad \text{και} \quad \widehat{\beta}_j^* = \frac{\lambda_Y}{\lambda_j} \widehat{\beta}_j, \quad j = 1, \dots, K$$

- Για τον OLS εκτιμητή του σ^{2*} και των τυπικών σφαλμάτων των $\widehat{\beta}_0^*, \widehat{\beta}_1^*, \dots, \widehat{\beta}_K^*$ ισχύει ότι

$$s^{2*} = \lambda_Y^2 s^2, \quad s_{\widehat{\beta}_0^*} = \lambda_Y s_{\widehat{\beta}_0} \quad \text{και} \quad s_{\widehat{\beta}_j^*} = \frac{\lambda_Y}{\lambda_j} s_{\widehat{\beta}_j}, \quad j = 1, \dots, K$$

- Για τα $100(1 - \alpha)\%$ διάστημα εμπιστοσύνης για τα $\beta_0^*, \beta_1^*, \dots, \beta_K^*$ ισχύει ότι

$$\Delta E_{\beta_0^*}(100(1 - \alpha)\%) = \lambda_Y \Delta E_{\beta_0}(100(1 - \alpha)\%)$$

και

$$\Delta E_{\beta_j^*}(100(1 - \alpha)\%) = \frac{\lambda_Y}{\lambda_j} \Delta E_{\beta_j}(100(1 - \alpha)\%), \quad j = 1, \dots, K$$

- Για την πρόβλεψη και το $100(1 - \alpha)\%$ διάστημα πρόβλεψης για την Y_f^* ισχύει ότι

$$\widehat{Y}_f^* = \lambda_Y \widehat{Y}_f \quad \text{και} \quad \Delta \Pi_{Y_f^*}(100(1 - \alpha)\%) = \lambda_Y \Delta \Pi_{Y_f}(100(1 - \alpha)\%)$$

Για την πρόβλεψη και το $100(1 - \alpha)\%$ διάστημα πρόβλεψης για την $E(Y_f^*)$ ισχύει ότι

$$\widehat{E(Y_f^*)} = \lambda_Y \widehat{E(Y_f)} \quad \text{και} \quad \Delta \Pi_{E(Y_f^*)}(100(1 - \alpha)\%) = \lambda_Y \Delta \Pi_{E(Y_f)}(100(1 - \alpha)\%)$$

- Οι στατιστικές ελέγχου, ο συντελεστής προσδιορισμού και ο διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού δεν μεταβάλλονται.

Παράρτημα

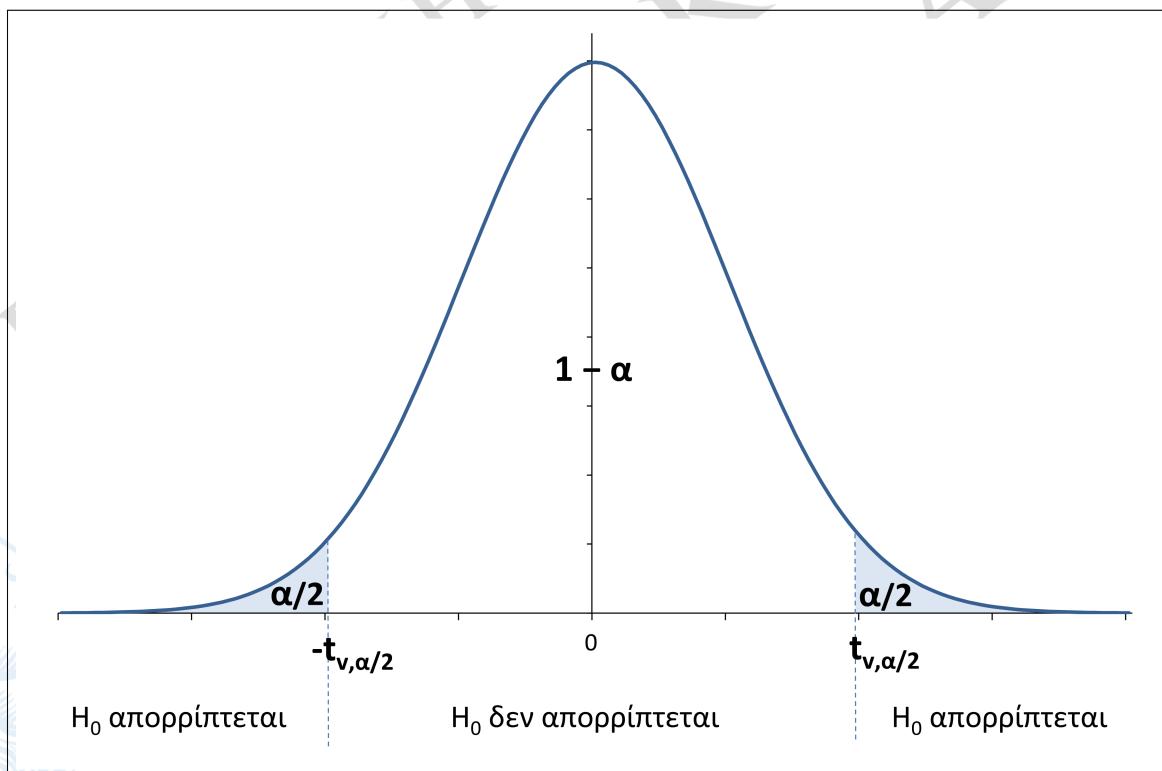
Στατιστικός έλεγχος t

Τυποθέσεις: $H_0 : \beta_j = \beta_j^*$ έναντι $H_1 : \beta_j \neq \beta_j^*$

Στατιστική ελέγχου: $t = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j^*}{s_{\hat{\beta}_j}}$

Κρίσιμη περιοχή: $|t| > t_{v, \frac{\alpha}{2}}$, $v = T - K - 1$

Σ.Π.Π. της στατιστικής ελέγχου t όταν H_0 αληθής



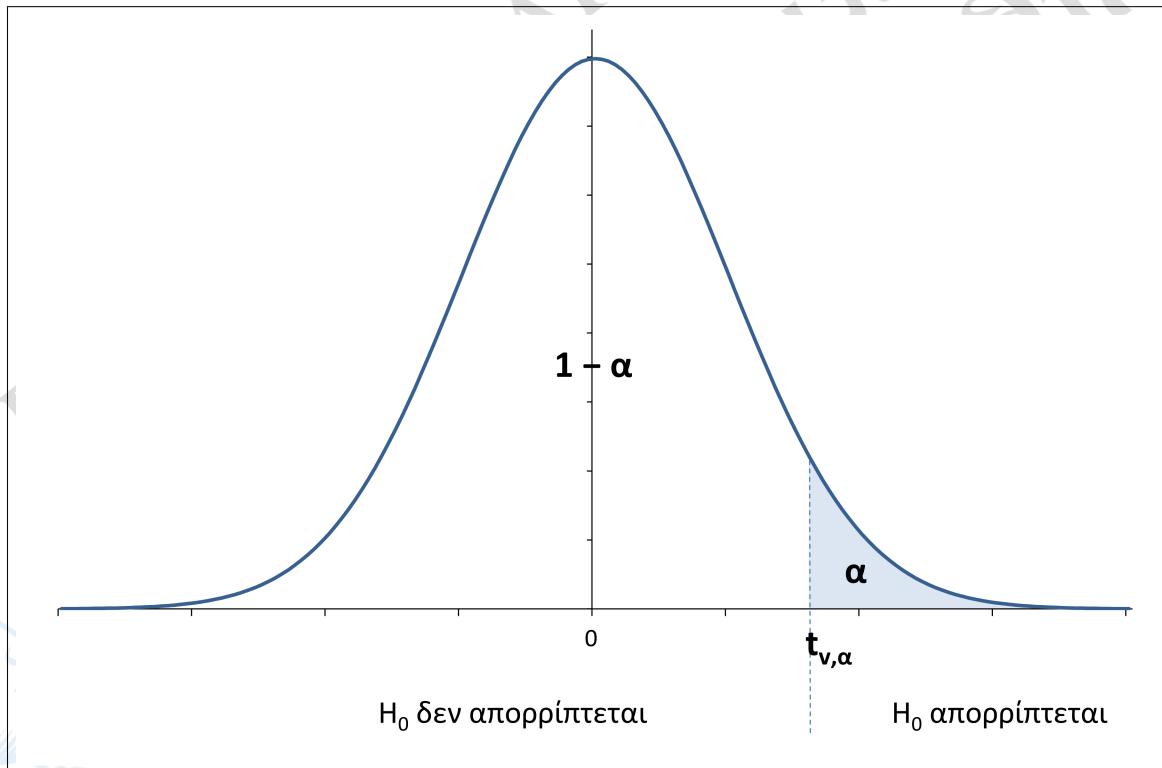
Στατιστικός έλεγχος t

Υποθέσεις: $H_0 : \beta_j = \beta_j^*$ έναντι $H_1 : \beta_j > \beta_j^*$

Στατιστική ελέγχου: $t = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j^*}{s_{\hat{\beta}_j}}$

Κρίσιμη περιοχή: $t > t_{v,\alpha}$, $v = T - K - 1$

Σ.Π.Π. της στατιστικής ελέγχου t όταν H_0 αληθής



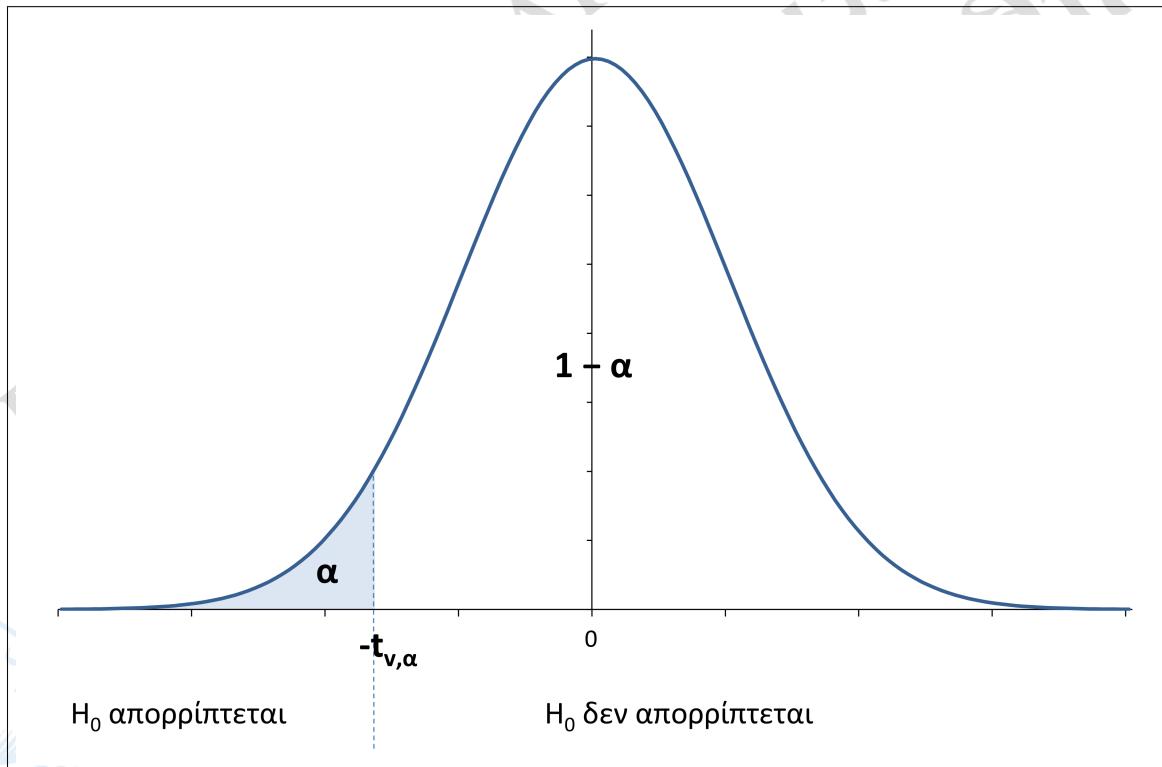
Στατιστικός έλεγχος t

Υποθέσεις: $H_0 : \beta_j = \beta_j^*$ έναντι $H_1 : \beta_j < \beta_j^*$

Στατιστική ελέγχου: $t = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j^*}{s_{\hat{\beta}_j}}$

Κρίσιμη περιοχή: $t < -t_{v,\alpha}$, $v = T - K - 1$

Σ.Π.Π. της στατιστικής ελέγχου t όταν H_0 αληθής



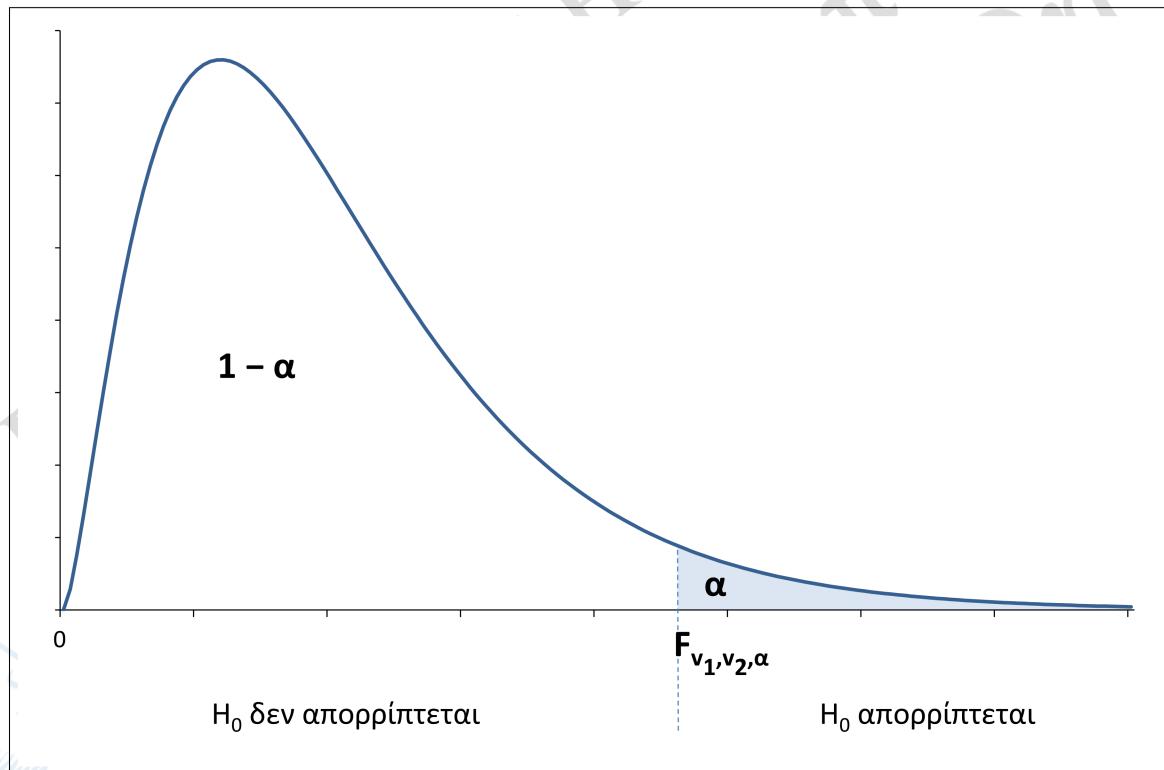
Στατιστικός έλεγχος F

Τυποθέσεις: $H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_K = 0$ έναντι $H_1 : \tauουλάχιστον$ ένα $\beta_j \neq 0, j = 1, \dots, K$

Στατιστική ελέγχου: $F = \frac{R^2/K}{(1-R^2)/(T-K-1)}$

Κρίσιμη περιοχή: $F > F_{v_1, v_2, \alpha}, v_1 = K, v_2 = T - K - 1$

Σ.Π.Π. της στατιστικής ελέγχου F όταν H_0 αληθής



Σημείωση: Σ.Π.Π. = συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας