

2024-01-17

Διαγνωστικοί Έλεγχοι (Έλεγχοι Κατανομών)

Γραμμικό Μοντέλο

$$Y = \underbrace{b_0 + b_1 X}_{\text{εξαρτημένη μεταβλητή}} + \varepsilon \quad \varepsilon \text{ τυχαία ανόμοια}$$

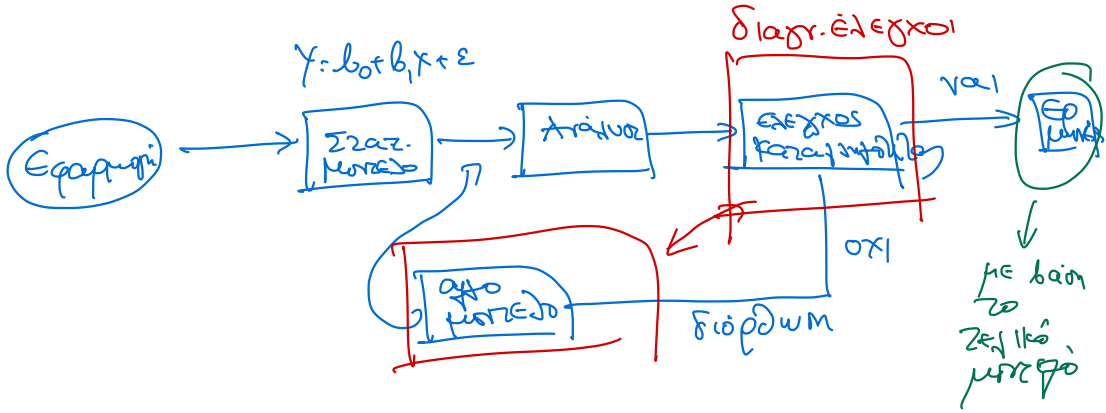
Δείγμα $Y_j = b_0 + b_1 X_j + \varepsilon_j \quad j=1, \dots, n$

Υποθέσεις

- ① $\varepsilon_j \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ Κανονικότητα
- ② $\text{Var}(\varepsilon_j) = \sigma^2$ Ομοσκεδαστικότητα
- ③ ε_j ανεξάρτητα μεταξύ τους και από X_j Ανεξαρτησία

b_0, b_1, σ^2 αγνώστες

①



② Έλεγχος για έμμελες & επιδραστικές παρατηρήσεις

Μέρος 1 : Έλεγχος Υποθέσεων των Μοντέλων

Ο υποθέσεις αναφέρονται στα $\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_n$

Αν είναι δείγμα υμίν των $(\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_n)$

θα προτιμά να κάνω κάποιον συστηματικό έλεγχο

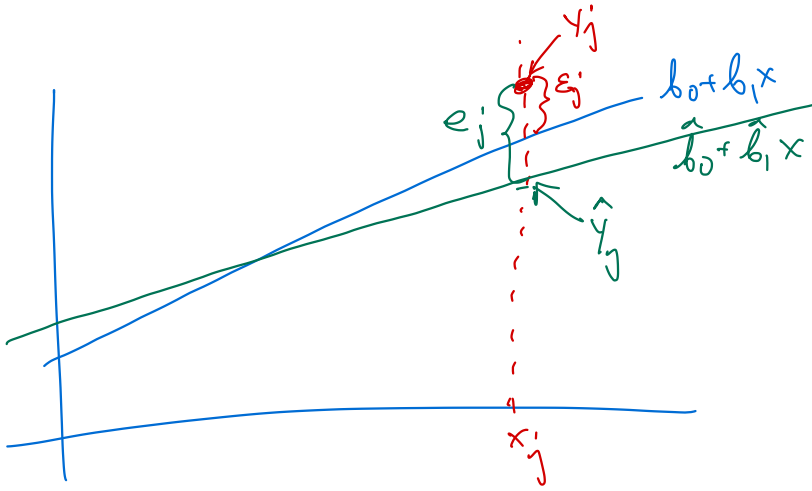
Το δείγμα μας όμως είναι $\begin{pmatrix} X_1 & Y_1 \\ \vdots & \vdots \\ X_n & Y_n \end{pmatrix} \rightarrow \begin{matrix} \hat{b}_0, \hat{b}_1 \\ \hat{\sigma}^2 \end{matrix}$

$$Y_j = b_0 + b_1 X_j + \varepsilon_j \Rightarrow \varepsilon_j = Y_j - b_0 - b_1 X_j$$

↓
απορριπές τιμές !!

"Εκτιμήσεις" των παρατηρητών ε_j :

$$e_j = Y_j - \hat{b}_0 - \hat{b}_1 X_j = Y_j - \hat{Y}_j = \frac{\text{ΚΑΤΑΘΩΝΟ (residual)}}{\text{της παρατηρημένη}}$$



Προβλήματα

① $e_j = Y_j - \hat{b}_0 - \hat{b}_1 X_j, j=1, \dots, n$

\hat{b}_0, \hat{b}_1 εξαρτώνται από απές τις παρατηρήσεις

Επίσης ισχύει ότι για τις ετυμωμένες LSE

$$\text{ώστε } \frac{1}{n} \sum e_j = 0 \Rightarrow e_1, \dots, e_n \text{ δεν είναι ανεξάρτητα}$$

stata (stdp)

$$\textcircled{2} \text{ Var}(e_j) = \left(\frac{s_j^2}{1} \right) \text{ εξαρτάται από το } j \text{ (από το } x_j \text{)}$$

δεν είναι η ίδια για όλες τις παρατηρήσεις

Χρειαζόμαστε μετασχηματισμούς των κατανομών

Μετασχηματισμοί Κατανομών

① Τυποποιημένα Κατανομή (Standardized)

$$\tilde{e}_j = \frac{e_j - 0}{s_j} \Rightarrow \text{Var}(\tilde{e}_j) = \frac{\text{Var}(e_j)}{s_j^2} = 1$$

② Studentized Κατανομή.

$$r_j = \frac{\tilde{e}_j}{\sqrt{1-h_j}} = \frac{e_j}{s_j \sqrt{1-h_j}}$$

h_j = leverage της παρατήρησης j

H : hat matrix h_j : διαγώνια στοιχεία του H .

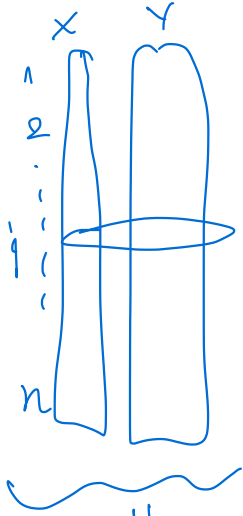
$$0 < h_j < 1$$

Αποδεικνύεται r_j προσεγγιστικά ανεξάρτητα
 $\sim t$

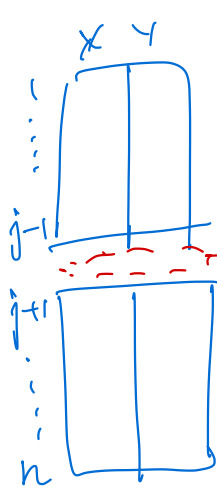
③ Κατάλοιπα Jackknife

$$\tilde{r}_j = \frac{e_j}{S_{(-j)} \sqrt{1-h_j}}$$

$S_{(-j)}$ η τυπική απόκλιση της παρατήρησης j που προέρχεται από ετεροσκληρού του αρχικού δείγματος
χωρίς την παρατήρηση j



$$\hat{b}_0, \hat{b}_1, S_j$$



μέγεθος = $n-1$

$$\hat{b}_0, \hat{b}_1, S_{(j)}$$

η παρατήρηση
i έχει αφοί εἶδη

Resampling methods { Bootstrap
Jackknife

loxia ou

$$\tilde{r}_j = \frac{e_j}{S_{(j)} \sqrt{1-n_j}}$$

Είνα αποκέρτσια

$$\tilde{r}_j \sim t_{n-k-2} =$$

k απ. μεταβλητῶν στο μοντέλο

$$n-k-2 = (n-1) - (k+1) = \text{df error}$$

Επίσης για $\frac{n-k-2}{n-k-2}$ μεγάλος

στο δείγμα $(n-1)$

$$\underline{\underline{t_{n-k-2} \approx N}}$$

Προσοχή

Στο Stata } τα studentized res \rightarrow standard
και στο R } τα jackknife \rightarrow student

Διαγνωστικά Έλεγχοι

→ Διαγράμματα
→ Έλεγχοι Υποθέσεων

① Διαγράμματα Κατανοίσεων

$$\boxed{\tilde{r}_i \sim \hat{y}_i}$$

(λογύει ότι \tilde{r}_i, \hat{y}_i ακολουθούν)

