

Το Κλασσικό Γραμμικό Υπόδειγμα Πολυαπλής Παλινδρόμησης



Γενική μορφή

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1,i} + \beta_2 X_{2,i} + \dots + \beta_{k-1} X_{k-1,i} + u_i$$

$i=1,2,\dots,n$ ο αριθμός των παρατηρήσεων

k ο αριθμός των ανεξάρτητων μεταβλητών

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}$$

$$\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix}, \quad \mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & X_{1,1} & X_{2,1} & \dots & X_{k-1,1} \\ 1 & X_{1,2} & X_{2,2} & \dots & X_{k-1,2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{1,n} & X_{2,n} & \dots & X_{k-1,n} \end{bmatrix}, \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_{k-1} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{u} = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_n \end{bmatrix}$$



$$\beta_i = \frac{\partial Y}{\partial X_i} \quad \text{ή} \quad \beta_i = \frac{\Delta Y}{\Delta X_i}$$

Το β_i αντιπροσωπεύει την μεταβολή στο Y που προέρχεται από μια μεταβολή στο X_i κατά μια μονάδα όταν ***όλες οι άλλες ανεξάρτητες μεταβλητές παραμένουν σταθερές***

Γενική μορφή

Παραδείγματα

$$FC = 2,2 + 0,009INC + 0,11AGE + 2,53FSIZE + 0,33EDUC + \hat{u}$$

FC = Μηνιαία οικογενειακή κατανάλωση φρούτων σε κιλά

INC = Οικογενειακό εισόδημα σε ευρώ

AGE = Ηλικία υπεύθυνου

FSIZE = Μέγεθος οικογένειας

EDUC = Εκπαίδευση υπεύθυνου (έτη σπουδών)

$$HP = 158,2 + 2,01SM + 17,42BDRMS + 9,54BTHRMS + \hat{u}$$

HP = Τιμή διαμερίσματος σε χιλ. ευρώ

SM = Επιφάνεια σε τμ

BDRMS = Υπνοδωμάτια

BTHRMS = Μπάνια



Οι υποθέσεις

Όλες οι βασικές υποθέσεις που αναφέρθηκαν στο υπόδειγμα απλής παλινδρόμησης ισχύουν και στην περίπτωση της πολλαπλής παλινδρόμησης

$Y = X\beta + u$ Το υπόδειγμα είναι γραμμικό στις παραμέτρους

Το σφάλμα u ακολουθεί την κανονική κατανομή με μέσο ίσο με το μηδέν και σταθερή διακύμανση

$$E[u] = 0$$

$$E[uu'] = \sigma^2 \mathbf{I}_n = \sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma^2 \end{bmatrix}$$

Ομοσκεδαστικότητα

Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση



Στην περίπτωση της πολλαπλής παλινδρόμησης προσθέτουμε τις υποθέσεις

Καμία από τις ανεξάρτητες μεταβλητές δεν μπορεί να εκφραστεί σαν γραμμικός μετασχηματισμός μιας ή περισσοτέρων από τις υπόλοιπες. (αποκλείει τελεία πολυσυγγραμικότητα)

Ο αριθμός των ανεξάρτητων μεταβλητών (k) θα πρέπει να είναι μικρότερος του αριθμού των παρατηρήσεων (n).

Η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων

$$Y = X\beta + u \quad \text{Πληθυσμός}$$

$$\hat{Y} = X\hat{\beta} \quad \text{Δείγμα}$$

$$\min \sum \hat{u}_i^2 = \hat{u}'\hat{u}$$

$$\begin{aligned}\hat{u}'\hat{u} &= [Y - X\hat{\beta}]' [Y - X\hat{\beta}] \\ &= [Y' - \hat{\beta}'X'] [Y - X\hat{\beta}] \\ &= Y'Y - Y'X\hat{\beta} - \hat{\beta}'X'Y + \hat{\beta}'X'X\hat{\beta} \\ &= Y'Y - 2\hat{\beta}'X'Y + \hat{\beta}'X'X\hat{\beta}\end{aligned}$$

$$\frac{\partial(\hat{u}'\hat{u})}{\partial\hat{\beta}} = -2X'Y + 2X'X\hat{\beta} = 0$$

$$X'X\hat{\beta} = X'Y \quad \text{Κανονικές εξισώσεις}$$

$$\hat{\beta} = [X'X]^{-1} X'Y$$



Αποδεικνύεται ότι και στην περίπτωση της πολλαπλής παλινδρόμησης οι συντελεστές που προκύπτουν με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων είναι Άριστοι, Γραμμικοί, Αμερόληπτοι Εκτιμητές των συντελεστών του πληθυσμού.

Έτσι $\hat{\beta} \sim N(\beta, \sigma_{\hat{\beta}}^2)$

Όπου $\sigma_{\hat{\beta}}^2 = \sigma^2 [\mathbf{X}'\mathbf{X}]^{-1}$

Όταν το σ^2 δεν είναι γνωστό χρησιμοποιείται ο εκτιμητής του

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\hat{\mathbf{u}}' \hat{\mathbf{u}}}{n - k} = \frac{\sum \hat{u}_i^2}{n - k}$$

Το $n-k$ εκφράζει τους βαθμούς ελευθερίας

Στην περίπτωση αυτή

$$S_{\hat{\beta}}^2 = \hat{\sigma}^2 [\mathbf{X}'\mathbf{X}]^{-1}$$





$$\mathbf{S}_{\hat{\boldsymbol{\beta}}}^2 = \begin{bmatrix} \text{Var}(\hat{\beta}_0) & \text{Cov}(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1) & \text{Cov}(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_2) & \cdot & \cdot & \cdot & \text{Cov}(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_{k-1}) \\ \text{Cov}(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_0) & \text{Var}(\hat{\beta}_1) & \text{Cov}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_1) & \cdot & \cdot & \cdot & \text{Cov}(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_{k-1}) \\ \text{Cov}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_0) & \text{Cov}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_1) & \text{Var}(\hat{\beta}_2) & \cdot & \cdot & \cdot & \text{Cov}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_{k-2}) \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \text{Cov}(\hat{\beta}_{k-1}, \hat{\beta}_0) & \text{Cov}(\hat{\beta}_{k-1}, \hat{\beta}_1) & \text{Cov}(\hat{\beta}_{k-1}, \hat{\beta}_2) & \cdot & \cdot & \cdot & \text{Var}(\hat{\beta}_{k-1}) \end{bmatrix}$$

Παράδειγμα



Y	X ₁	X ₂
9	2	3
12	5	7
14	6	8
18	8	10
25	11	16
29	14	19
36	17	20

$$\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} 9 \\ 12 \\ 14 \\ 18 \\ 25 \\ 29 \\ 36 \end{bmatrix} \quad \mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & 2 & 3 \\ 1 & 5 & 7 \\ 1 & 6 & 8 \\ 1 & 8 & 10 \\ 1 & 11 & 16 \\ 1 & 14 & 19 \\ 1 & 17 & 20 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{X}'\mathbf{X} = \begin{bmatrix} 7 & 63 & 83 \\ 63 & 735 & 951 \\ 83 & 951 & 1239 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{X}'\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} 143 \\ 1599 \\ 2074 \end{bmatrix}$$



Παράδειγμα

$$\Rightarrow \hat{\mathbf{b}} = \begin{bmatrix} \hat{b}_0 \\ \hat{b}_1 \\ \hat{b}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 7 & 63 & 83 \\ 63 & 735 & 951 \\ 83 & 951 & 1239 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 143 \\ 1599 \\ 2074 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 3,770 \\ 1,930 \\ -0,060 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\mathbf{u}} = \begin{bmatrix} 1,55 \\ -1,00 \\ -0,87 \\ -0,61 \\ 0,96 \\ -0,65 \\ 0,62 \end{bmatrix} \Rightarrow \hat{\sigma}^2 = \frac{\hat{\mathbf{u}}' \hat{\mathbf{u}}}{n - k} = \frac{6,26}{7 - 3} = 1,565$$



Παράδειγμα

$$\begin{aligned} S_{\hat{\mathbf{b}}}^2 &= \hat{\sigma}^2 [\mathbf{X}'\mathbf{X}]^{-1} = 1,565 \begin{bmatrix} 7 & 63 & 83 \\ 63 & 735 & 951 \\ 83 & 951 & 1239 \end{bmatrix}^{-1} \\ &= 1,565 \begin{bmatrix} 0,746 & 0,104 & -0,13 \\ 0,104 & 0,212 & -0,17 \\ -0,13 & -0,17 & 0,14 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1,167 & 0,163 & -0,203 \\ 0,163 & 0,332 & -0,266 \\ -0,203 & -0,266 & 0,219 \end{bmatrix} \\ \Rightarrow \begin{bmatrix} S_{b_0} \\ S_{b_1} \\ S_{b_2} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \sqrt{1,167} \\ \sqrt{0,332} \\ \sqrt{0,219} \end{bmatrix} \Rightarrow \begin{bmatrix} S_{b_0} \\ S_{b_1} \\ S_{b_2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1,080 \\ 0,576 \\ 0,468 \end{bmatrix} \end{aligned}$$





Ο συντελεστής πολλαπλού προσδιορισμού

Μέτρο του βαθμού προσαρμογής της ευθείας παλινδρόμησης στις παρατηρήσεις του δείγματος. Όπως και στην περίπτωση της απλής παλινδρόμησης συμβολίζεται με R^2 .

$$\sum (Y_i - \bar{Y})^2$$

Συνολικό Άθροισμα Τετραγώνων
(Total Sum of Squares) - TSS .

$$\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$$

Ερμηνευόμενο Άθροισμα Τετραγώνων
(Regression Sum of Squares) - RSS .

$$\begin{aligned} \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2 \\ = \sum \hat{u}_i^2 \end{aligned}$$

Το Άθροισμα Τετραγώνων των
σφαλμάτων (Error Sum of Squares)
- ESS .



$$R^2 = \frac{RSS}{TSS} = 1 - \frac{ESS}{TSS}$$

$$R^2 = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2} = 1 - \frac{\sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

Μετράει την ερμηνευτική ικανότητα της εξίσωσης παλινδρόμησης.

Το σημαντικότερο πρόβλημα του συντελεστή πολλαπλού προσδιορισμού που υπολογίζεται με αυτό τον τρόπο είναι ότι η τιμή του αυξάνει πάντα όταν αυξάνει ο αριθμός των ανεξάρτητων μεταβλητών.



Ο διορθωμένος συντελεστής πολλαπλού προσδιορισμού

Όταν προστίθεται μια ανεξάρτητη μεταβλητή
υπάρχει όφελος αλλά και κόστος.

- Αυξάνει η τιμή του συντελεστή πολλαπλού προσδιορισμού
- Χάνεται ένας βαθμός ελευθερίας ($n-k$)

Ο διορθωμένος συντελεστής πολλαπλού
προσδιορισμού λαμβάνει υπόψη τόσο το κόστος όσο
και το όφελος

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{\sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2 / (n - k)}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2 / (n - 1)} = 1 - \frac{n - 1}{n - k} (1 - R^2)$$

Ο διορθωμένος συντελεστής είναι μικρότερος από τον R^2 , θα
είναι ίσοι μόνο όταν $R^2=1$ και είναι δυνατό να πάρει **αρνητικές
τιμές**

Γραμμικό Υπόδειγμα Πολλαπλής παλινδρόμησης - Εκτίμηση

Παράδειγμα:

Προσδιοριστικοί παράγοντες της ζήτησης υπηρεσιών
αστικών συγκοινωνιών

Στατιστικά στοιχεία από 40 περιοχές μιας χώρας για τις
μεταβλητές

BTR = Λειτουργία αστικών συγκοινωνιών σε χιλ. ώρες

FR = Τιμή εισιτηρίου σε €

GP = Τιμή βενζίνης σε €

INC = Κατά κεφαλή μέσο ετήσιο εισόδημα σε €

POP = Πληθυσμός σε χιλ.

DENS = Πυκνότητα πληθυσμού (άτομα/τ. χιλ.)

AREA = Έκταση περιοχής σε τ. χιλ.

Γραμμικό Υπόδειγμα Πολλαπλής παλινδρόμησης - Εκτίμηση

A/A	BTR	FR	GP	INC	POP	DENS	AREA
1	2073,0	0,85	0,88	17293	537,1	4099	131,0
2	2136,1	0,75	1,03	17768	787,0	9798	80,3
3	1878,8	0,60	0,91	17823	587,1	12438	47,2
4	937,5	1,00	0,91	15163	338,0	8070	41,8
5	7343,3	0,50	0,97	17480	3090,0	13547	228,1
6	837,9	0,85	0,88	15329	399,0	5110	78,1
7	1648,0	1,00	0,91	16141	561,8	7110	79,0
8	739,1	0,75	0,89	15326	585,1	3234	180,9
9	1070,7	1,50	0,89	17115	1142,4	3431	333,0
10	274,6	1,50	0,89	17117	486,5	2027	240,2
11	312,9	0,75	0,87	16127	198,7	4113	48,4
12	1879,1	1,00	0,94	17242	549,8	4975	110,6
13	1941,0	0,60	0,99	17340	1253,0	8913	135,6
14	2317,6	1,50	0,87	15108	1603,0	2885	556,4
15	471,4	1,05	0,93	15809	741,2	2105	352,0
16	594,3	0,70	0,79	16321	490,4	1551	316,3
17	7632,9	0,60	0,93	18027	3478,9	7486	464,7
18	510,1	0,60	0,93	18023	423,3	8508	49,8
19	630,6	0,60	0,93	12349	304,0	4997	60,0
20	1650,9	1,00	1,03	17886	377,2	10994	34,3

A/A	BTR	FR	GP	INC	POP	DENS	AREA
21	1618,3	0,50	0,86	16537	664,0	6702	95,8
22	2009,8	1,15	0,96	13019	368,0	6714	55,1
23	1562,4	1,15	0,96	13019	265,0	5144	52,4
24	1139,4	0,60	0,88	13130	572,0	2832	199,4
25	13130,0	1,00	1,00	20513	7323,3	24288	301,5
26	3739,6	1,35	0,92	17409	1760,2	12944	136,0
27	525,7	0,75	0,91	15944	991,6	3059	324,0
28	2385,8	1,00	0,89	15207	396,6	8147	55,4
29	1698,5	1,15	0,93	15409	387,0	3751	103,3
30	544,0	1,00	0,87	17743	167,0	8309	18,9
31	1769,1	0,85	0,81	16309	495,9	8077	61,4
32	1065,0	0,50	0,85	15092	794,0	2318	262,7
33	803,1	1,25	0,98	18014	1027,2	3208	320,0
34	1616,7	0,75	0,90	21886	753,6	16240	46,4
35	146,5	0,75	0,90	20744	376,0	6988	53,9
36	18,1	0,75	0,90	21313	698,1	4422	158,0
37	2056,1	1,00	0,88	17539	548,3	3790	144,6
38	470,1	0,75	0,92	17633	295,7	3497	84,4
39	242,5	0,75	0,92	17643	259,8	4675	55,5
40	3933,5	0,60	0,96	15522	693,6	11068	62,7

Γραμμικό Υπόδειγμα Πολλαπλής παλινδρόμησης - Εκτίμηση

$$\hat{\beta}_0 = 2751,3$$

$$\hat{\beta}_1 = -236,1$$

$$\hat{\beta}_2 = 513,5$$

$$\hat{\beta}_3 = -0,195$$

$$\hat{\beta}_4 = 1,716$$

$$\hat{\beta}_5 = 0,116$$

$$\hat{\beta}_6 = -1,174$$

$$S_{\hat{\beta}}^2 = \begin{bmatrix} 6958971,0 & 13276,7 & -6359031,1 & -73,5 & 114,5 & 18,5 & 768,1 \\ -13276,7 & 203489,3 & -175380,1 & 1,3 & 14,5 & -1,4 & -200,9 \\ -6359031,0 & -175380,1 & 7046472,0 & 13,1 & -72,4 & -24,3 & 540,7 \\ -73,5 & 1,3 & 13,1 & ,004 & 0,001 & -0,001 & -0,016 \\ 114,5 & 14,5 & -72,4 & 0,001 & 0,053 & -0,011 & -0,349 \\ 18,5 & -1,4 & -24,3 & 0,001 & -0,011 & 0,003 & 0,080 \\ -768,1 & -200,9 & 540,7 & -0,016 & -0,349 & 0,080 & 3,2 \end{bmatrix}$$

$$BTR = 2751,3 - 236,1FR + 513,5GP - 0,195INC + 1,716POP + 0,116DENS - 1,174AREA$$

(2637,9) (451,0) (2654,5) (0,065) (0,231) (0,059) (1,800)

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum \hat{u}_i^2}{n - k} = \frac{18162484}{40 - 7} = 550378,3 \quad \hat{\sigma} = 741,9$$

$$R^2 = 1 - \frac{\sum \hat{u}^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2} = 1 - \frac{18162484}{231220782} = 0,921 \quad \bar{R}^2 = 1 - \frac{n - 1}{n - k} (1 - R^2) = 0,907$$

Έλεγχος Υποθέσεων



Στατιστικός έλεγχος συγκεκριμένου συντελεστή

Μονόπλευρος έλεγχος

$$H_0 : \beta_i = \gamma \quad H_1 : \beta_i < \gamma$$

Διατύπωση της υπόθεσης

$$t = \frac{\hat{\beta}_i - \gamma}{S_{\hat{\beta}_i}}$$

Υπολογισμός της στατιστικής t

$$t_{\alpha, n-k}$$

η τιμή της στατιστικής t από τους πίνακες για επίπεδο σημαντικότητας α και $n-k$ βαθμούς ελευθερίας

Η H_0 απορρίπτεται αν $|t| > t_{\alpha, n-k}$



Δίπλευρος έλεγχος

$$H_0 : \beta_i = \gamma \quad H_1 : \beta_i \neq \gamma \quad \text{Διατύπωση της υπόθεσης}$$

$$t = \frac{\hat{\beta}_i - \gamma}{S_{\hat{\beta}_i}}$$

Υπολογισμός της στατιστικής t

$$t_{\alpha/2, n-k}$$

η τιμή της στατιστικής t από τους πίνακες για επίπεδο σημαντικότητας α και $n-k$ βαθμούς ελευθερίας

$$\text{Η } H_0 \text{ απορρίπτεται αν } |t| > t_{\alpha/2, n-k}$$

Παράδειγμα:

$$BTR = 2751,3 - 236,1FR + 513,5GP - 0,195INC + 1,716POP + 0,116DENS - 1,174AREA$$

(2637,9) (451,0) (2654,5) (0,065) (0,231) (0,059) (1,800)

$$H_0 : \beta_2 = 1000 \quad H_1 : \beta_2 \neq 1000$$

$$t = \frac{\hat{\beta}_i - \gamma}{S_{\hat{\beta}_i}} = \frac{513,5 - 1000}{2654,5} = -0,183 \quad t_{\alpha/2, n-k} = t_{0,025, 33} = 2,038$$

$$|-0,183| < 2,038 \quad \text{Η } H_0 \text{ δεν απορρίπτεται}$$

Παράδειγμα:

$$BTR = 2751,3 - 236,1FR + 513,5GP - 0,195INC + 1,716POP + 0,116DENS - 1,174AREA$$

(2637,9) (451,0) (2654,5) (0,065) (0,231) (0,059) (1,800)

$$H_0 : \beta_4 = 0 \quad H_1 : \beta_4 > 0$$

$$t = \frac{\hat{\beta}_i - \gamma}{S_{\hat{\beta}_i}} = \frac{1,716 - 0}{0,231} = 7,428 \quad t_{\alpha, n-k} = t_{0,05,33} = 1,645$$

$$7,428 > 1,645 \quad \text{Η } H_0 \text{ απορρίπτεται}$$





Στατιστικός έλεγχος δύο ή περισσότερων συντελεστών συγχρόνως

Ο έλεγχος αυτός είναι γνωστός σαν *Wald Test*. Χρησιμοποιείται όταν θέλουμε να ελέξουμε αν ένα υποσύνολο των ανεξάρτητων μεταβλητών έχει **στατιστικά σημαντική επίδραση** στην ερμηνευόμενη μεταβλητή.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_{k-1} X_{k-1i} + u_i$$

Το αρχικό υπόδειγμα στο οποίο δεν υπάρχει κανένας περιορισμός

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_{m-1} X_{m-1i} + v_i$$

Το υπόδειγμα αυτό περιέχει m από τους k συντελεστές του προηγούμενου υποδείγματος. Στο υπόδειγμα αυτό υπάρχει ο περιορισμός ότι $k-m$ συντελεστές είναι ίσοι με το μηδέν



έτσι $H_0 : \beta_m = \beta_{m+1} = \beta_{m+2} = \dots = \beta_{k-1} = 0$

H_1 : Ένας τουλάχιστον από τους
συντελεστές είναι διάφορος του μηδενός

Κριτήριο $\rightarrow ESS$ $\frac{ESS_U}{\sum \hat{u}_i^2}$ Υπόδειγμα χωρίς περιορισμούς

$\frac{ESS_R}{\sum \hat{v}_i^2}$ Υπόδειγμα με περιορισμούς

Αν η διαφορά $ESS_R - ESS_U$ είναι μικρή τότε θεωρούμε ότι οι $k-m$ συντελεστές δεν συμβάλλουν στην ερμηνεία της Y και άρα μπορούν να μην συμπεριληφθούν στο υπόδειγμα. Δηλαδή, η υπόθεση H_0 γίνεται δεκτή.

πότε όμως η διαφορά αυτή είναι μικρή?



$$F = \frac{\frac{ESS_R - ESS_U}{d.f.(R) - d.f.(U)}}{\frac{ESS_U}{d.f.(U)}}$$

$d.f.(U)$ οι βαθμοί ελευθερίας στο υπόδειγμα χωρίς περιορισμούς

$d.f.(R)$ οι βαθμοί ελευθερίας στο υπόδειγμα με περιορισμούς

$$F = \frac{\frac{ESS_R - ESS_U}{(n-m) - (n-k)}}{\frac{ESS_U}{n-k}} = \frac{\frac{ESS_R - ESS_U}{k-m}}{\frac{ESS_U}{n-k}}$$

$F_{\alpha, k-m, n-k}$ Η τιμή της στατιστικής F από τους πίνακες, σε επίπεδο σημαντικότητας α και βαθμούς ελευθερίας $k-m$ και $n-k$.

Η H_0 απορρίπτεται αν $F > F_{\alpha, k-m, n-k}$

Παράδειγμα:

$$BTR = 2751,3 - 236,1FR + 513,5GP - 0,195INC + 1,716POP + 0,116DENS - 1,174AREA$$

(2637,9) (451,0) (2654,5) (0,065) (0,231) (0,059) (1,800)

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum \hat{u}_i^2}{n - k} = \frac{18162484}{40 - 7} = 550378,3$$

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 0 \quad H_1 : \beta_1 \neq 0 \text{ ή/και } \beta_2 \neq 0$$

$$BTR = 3022,3 - 0,194INC + 1,735POP + 0,115DENS - 1,423AREA$$

(1010,0) (0,063) (0,222) (0,057) (1,695)

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum \hat{u}_i^2}{n - k} = \frac{18320949}{40 - 5} = 523455,7$$

$$F = \frac{\frac{ESS_R - ESS_U}{k-m}}{\frac{ESS_U}{n-k}} = \frac{\frac{18320949 - 18162484}{7-5}}{\frac{18162484}{40-7}} = 0,144$$

$$F_{\alpha, k-m, n-k} = F_{0,05,2,33} = 3,29 \quad 0,144 < 3,29$$

Η H_0 δεν απορρίπτεται

$$H_0 : \beta_2 = \beta_4 = \beta_5 = 0 \quad H_1 : \beta_2 \neq 0 \text{ ή/και } \beta_4 \neq 0 \text{ ή/και } \beta_5 \neq 0$$

$$BTR = -2343,1 - 1033,9FR + 0,252INC + 6,238AREA$$

(3313,9) (1387,3) (0,178) (2,974)

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum \hat{u}_i^2}{n-k} = \frac{195066760}{40-4} = 5418521,1$$

$$F = \frac{\frac{ESS_R - ESS_U}{k - m}}{\frac{ESS_U}{n - k}} = \frac{\frac{195066760 - 18162484}{7 - 4}}{\frac{18162484}{40 - 7}} = 107,1$$

$$F_{\alpha, k-m, n-k} = F_{0,05,3,33} = 2,89 \qquad 107,1 > 2,89$$

Η H_0 απορρίπτεται

Έλεγχος της ερμηνευτικής ικανότητας του υποδείγματος συνολικά



$$H_0 : Y_i = \beta_0 + v_i$$

$$H_1 : Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_{k-1} X_{k-1i} + u_i$$

Αποδεικνύεται ότι στην περίπτωση αυτή η στατιστική F έχει άμεση σχέση με τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 .

$$F = \frac{R^2 / (k - 1)}{(1 - R^2) / (n - k)}$$

Η H_0 απορρίπτεται αν $F > F_{\alpha, k-1, n-k}$

Παράδειγμα:

$$BTR = 2751,3 - 236,1FR + 513,5GP - 0,195INC + 1,716POP + 0,116DENS - 1,174AREA$$

(2637,9) (451,0) (2654,5) (0,065) (0,231) (0,059) (1,800)

$$R^2 = 0,921$$

$$F = \frac{R^2 / (k - 1)}{(1 - R^2) / (n - k)} = \frac{0,921 / (7 - 1)}{(1 - 0,921) / (40 - 7)} = 64,94$$

$$F_{\alpha, k-m, n-k} = F_{0,05,6,33} = 2,39$$

$$64,94 > 2,39$$

Η H_0 απορρίπτεται



Στατιστικός έλεγχος γραμμικού συνδυασμού συντελεστών

Περίπτωση 1η: Γραμμικός συνδυασμός συντελεστών = 0

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + u_i$$

$$H_0 : \beta_2 = \beta_3$$

1ος τρόπος:

Αν ισχύει η H_0

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 (X_{2i} + X_3) + \beta_4 X_4 + u_i$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 Z_i + \beta_4 X_4 + u_i$$

$$\text{Όπου } Z_i = X_{2i} + X_{3i}$$

Το υπόδειγμα αυτό **(με περιορισμό)** συγκρίνεται με το αρχικό **(χωρίς περιορισμό)** με βάση το κριτήριο F

2ος τρόπος:

Ορίζουμε νέο συντελεστή d έτσι ώστε όταν ισχύει η H_0
το $d=0$

$$\text{Δηλαδή, } d = \beta_2 - \beta_3$$

Με βάση τον ορισμό αυτό

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + (\beta_2 - d) X_{3i} + \beta_4 X_4 + u_i$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 (X_{2i} + X_{3i}) - d X_{3i} + \beta_4 X_4 + u_i$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 Z_i - d X_{3i} + \beta_4 X_4 + u_i$$

$$\text{Όπου } Z_i = X_{2i} + X_{3i}$$

Εκτιμάται η τελευταία συνάρτηση και ελέγχεται η
στατιστική σημαντικότητα του d με βάση το κριτήριο t .
Ελέγχεται δηλαδή η υπόθεση $d=0$. Αν αυτή γίνει
αποδεκτή τότε $\beta_2 = \beta_3$.



Περίπτωση 2^η: Γραμμικός συνδυασμός συντελεστών = σταθερά

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + u_i$$

$$H_0 : \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$$

1ος τρόπος:

Αν ισχύει η H_0

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + (1 - \beta_1 - \beta_2) X_{3i} + \beta_4 X_4 + u_i$$

$$Y_i - X_{3i} = \beta_0 + \beta_1 (X_{1i} - X_{3i}) + \beta_2 (X_{2i} - X_{3i}) + \beta_4 X_4 + u_i$$

$$W_i = \beta_0 + \beta_1 Z_{1i} + \beta_2 Z_{2i} + \beta_4 X_4 + u_i \quad (\text{Υπόδειγμα με περιορισμό})$$

Το υπόδειγμα αυτό (με περιορισμό) συγκρίνεται με το αρχικό (χωρίς περιορισμό) με βάση το κριτήριο F



2ος τρόπος:

Ορίζουμε νέο συντελεστή d έτσι ώστε όταν ισχύει η H_0 το $d=0$

$$\text{Δηλαδή, } d = 1 - \beta_1 - \beta_2 - \beta_3$$

Με βάση τον ορισμό αυτό

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + (1 - \beta_1 - \beta_2 - d)X_{3i} + \beta_4 X_4 + u_i$$

$$Y_i - X_{3i} = \beta_0 + \beta_1 (X_{1i} - X_{3i}) + \beta_2 (X_{2i} - X_{3i}) - dX_{3i} + \beta_4 X_4 + u_i$$

$$W_i = \beta_0 + \beta_1 Z_{1i} + \beta_2 Z_{2i} - dX_{3i} + \beta_4 X_4 + u_i$$

Εκτιμάται η τελευταία συνάρτηση και ελέγχεται η στατιστική σημαντικότητα του d με βάση το κριτήριο t . Ελέγχεται δηλαδή η υπόθεση $d=0$. Αν αυτή γίνει αποδεκτή τότε $1 - \beta_1 - \beta_2 - \beta_3 = 0$.

Παράδειγμα:

$$BTR = 2751,3 - 236,1FR + 513,5GP - 0,195INC + 1,716POP + 0,116DENS - 1,174AREA$$

(2637,9) (451,0) (2654,5) (0,065) (0,231) (0,059) (1,800)

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum \hat{u}_i^2}{n - k} = \frac{18162484}{40 - 7} = 550378,3$$

Αρχικό υπόδειγμα (χωρίς περιορισμούς)

$$BTR = \beta_0 + \beta_1FR + \beta_2GP + \beta_3INC + \beta_4POP + \beta_5DENS + \beta_6AREA$$

Υπόθεση 1 - 1^{ος} τρόπος

$$H_0 : \beta_3 + \beta_4 = 0 \quad H_1 : \beta_3 + \beta_4 \neq 0$$

$$\text{Αν ισχύει η } H_0 \quad \beta_3 = -\beta_4$$

$$BTR = \beta_0 + \beta_1 FR + \beta_2 GP - \beta_4 INC + \beta_4 POP + \beta_5 DENS + \beta_6 AREA$$

$$BTR = \beta_0 + \beta_1 FR + \beta_2 GP + \beta_4 (POP - INC) + \beta_5 DENS + \beta_6 AREA$$

$$BTR = \beta_0 + \beta_1 FR + \beta_2 GP + \beta_4 Z + \beta_5 DENS + \beta_6 AREA$$

Εκτίμηση της παραπάνω συνάρτησης

$$\hat{B\hat{T}R} = 1711,4 - 635,6FR + 2017,2GP + 0,332Z + 0,434DENS + 8,099AREA$$

$$ESS_R = \sum \hat{u}_R^2 = 39392398$$

$$F = \frac{\frac{ESS_R - ESS_U}{k - m}}{\frac{ESS_U}{n - k}} = \frac{\frac{39392398 - 18162484}{7 - 6}}{\frac{18162484}{40 - 7}} = 38,57$$

$$F_{\alpha, k-m, n-k} = F_{0,05,1,33} = 4,14$$

$$38,57 > 4,14$$

Η H_0 απορρίπτεται

Υπόθεση 1 - 2^{ος} τρόπος:

$$H_0 : \beta_3 + \beta_4 = 0 \quad H_1 : \beta_3 + \beta_4 \neq 0$$

$$\text{Ορίζουμε } \beta_3 + \beta_4 = d \Rightarrow \beta_3 = d - \beta_4$$

$$BTR = \beta_0 + \beta_1 FR + \beta_2 GP + (d - \beta_4) INC + \beta_4 POP + \beta_5 DENS + \beta_6 AREA$$

$$BTR = \beta_0 + \beta_1 FR + \beta_2 GP + d INC + \beta_4 (POP - INC) + \beta_5 DENS + \beta_6 AREA$$

$$BTR = \beta_0 + \beta_1 FR + \beta_2 GP + d INC + \beta_4 Z + \beta_5 DENS + \beta_6 AREA$$

Εκτίμηση της παραπάνω συνάρτησης

$$\begin{array}{ccccccc} \hat{BTR} = 2751,3 - 236,1FR + 513,4GP + 1,521INC + 1,715Z + 0,116DENS - 1,174AREA \\ (2637,9) \quad (451,1) \quad (2654,5) \quad (0,245) \quad (1,716) \quad (0,059) \quad (1,800) \end{array}$$

$$t = \frac{\hat{d} - 0}{S_{\hat{d}}} = \frac{1,521 - 0}{0,245} = 6,2$$

$$t_{\alpha/2, n-k} = t_{0,025, 33} = 2,03$$

$$6,2 > 2,03$$

Η H_0 απορρίπτεται

Υπόθεση 2 - 1^{ος} τρόπος:

$$H_0 : \beta_1 + \beta_2 + \beta_5 = 100 \quad H_1 : \beta_1 + \beta_2 + \beta_5 \neq 100$$

$$\text{Αν ισχύει η } H_0 \quad \beta_1 = 100 - \beta_2 - \beta_5$$

$$BTR = \beta_0 + (100 - \beta_2 - \beta_5)FR + \beta_2 GP + \beta_3 INC + \beta_4 POP + \beta_5 DENS + \beta_6 AREA$$

$$BTR = \beta_0 + 100FR + \beta_2 (GP - FR) + \beta_3 INC + \beta_4 POP + \beta_5 (DENS - FR) + \beta_6 AREA$$

$$BTR - 100FR = \beta_0 + \beta_2 (GP - FR) + \beta_3 INC + \beta_4 POP + \beta_5 (DENS - FR) + \beta_6 AREA$$

$$W = \beta_0 + \beta_2 Z_1 + \beta_3 INC + \beta_4 POP + \beta_5 Z_2 + \beta_6 AREA$$

Εκτίμηση της παραπάνω συνάρτησης

$$\hat{W} = 2915,2 + 336,7Z_1 - 0,195INC + 1,717POP + 0,116Z_2 - 1,182AREA$$

$$ESS_R = \sum \hat{u}_R^2 = 18164997$$

$$F = \frac{\frac{ESS_R - ESS_U}{k - m}}{\frac{ESS_U}{n - k}} = \frac{\frac{18164997 - 18162484}{7 - 6}}{\frac{18162484}{40 - 7}} = 0,004$$

$$F_{\alpha, k-m, n-k} = F_{0,05,1,33} = 4,14$$

$$0,004 < 4,14$$

Η H_0 δεν απορρίπτεται

Υπόθεση 2 - 2^{ος} τρόπος:

$$H_0 : \beta_1 + \beta_2 + \beta_5 = 100 \quad H_1 : \beta_1 + \beta_2 + \beta_5 \neq 100$$

$$\text{Ορίζουμε } d = 100 - \beta_1 - \beta_2 - \beta_5 \Rightarrow \beta_1 = 100 - d - \beta_2 - \beta_5$$

$$BTR = \beta_0 + (100 - d - \beta_2 - \beta_5)FR + \beta_2 GP + \beta_3 INC + \beta_4 POP + \beta_5 DENS + \beta_6 AREA$$

$$BTR = \beta_0 + 100FR - dFR + \beta_2 (GP - FR) + \beta_3 INC + \beta_4 POP + \beta_5 (DENS - FR) + \beta_6 AREA$$

$$BTR - 100FR = \beta_0 - dFR + \beta_2 (GP - FR) + \beta_3 INC + \beta_4 POP + \beta_5 (DENS - FR) + \beta_6 AREA$$

$$W = \beta_0 - dFR + \beta_2 Z_1 + \beta_3 INC + \beta_4 POP + \beta_5 Z_2 + \beta_6 AREA$$

Εκτίμηση της παραπάνω συνάρτησης

$$\hat{W} = 2751,3 + 177,4FR + 513,5Z_1 - 0,195INC + 1,716POP + 0,116Z_2 - 1,174AREA$$

(2637,9)	(2626,6)	(2654,5)	(0,065)	(0,231)	(0,059)	(1,800)
----------	----------	----------	---------	---------	---------	---------

$$t = \frac{\hat{d} - 0}{S_{\hat{d}}} = \frac{177,4 - 0}{2626,6} = 0,067$$

$$t_{\alpha/2, n-k} = t_{0,025, 33} = 2,03$$

$$0,067 < 2,03$$

Η H_0 δεν απορρίπτεται

Υπόθεση 3 - 1^{ος} τρόπος:

$$H_0 : 2\beta_4 + 3\beta_6 = 5 \quad H_0 : 2\beta_4 + 3\beta_6 \neq 5$$

$$\text{Αν ισχύει η } H_0 \quad \beta_4 = 2,5 - 1,5\beta_6$$

$$BTR = \beta_0 + \beta_1 FR + \beta_2 GP + \beta_3 INC + (2,5 - 1,5\beta_6) POP + \beta_5 DENS + \beta_6 AREA$$

$$BTR = \beta_0 + \beta_1 FR + \beta_2 GP + \beta_3 INC + 2,5 POP + \beta_5 DENS + \beta_6 (AREA - 1,5 POP)$$

$$BTR - 2,5 POP = \beta_0 + \beta_1 FR + \beta_2 GP + \beta_3 INC + \beta_5 DENS + \beta_6 (AREA - 1,5 POP)$$

$$W = \beta_0 + \beta_1 FR + \beta_2 GP + \beta_3 INC + \beta_5 DENS + \beta_6 Z$$

Εκτίμηση της παραπάνω συνάρτησης

$$\hat{W} = 2321,8 - 352,1FR + 812,1GP - 0,204INC + 0,160DEN + 0,649Z$$

$$ESS_R = \sum \hat{u}_R^2 = 18728834$$

$$F = \frac{\frac{ESS_R - ESS_U}{k - m}}{\frac{ESS_U}{n - k}} = \frac{\frac{18728834 - 18162484}{7 - 6}}{\frac{18162484}{40 - 7}} = 1,029$$

$$F_{\alpha, k-m, n-k} = F_{0,05,1,33} = 4,14$$

$$1,029 < 4,14$$

Η H_0 δεν απορρίπτεται

Υπόθεση 3 - 2^{ος} τρόπος:

$$H_0 : 2\beta_4 + 3\beta_6 = 5 \quad H_0 : 2\beta_4 + 3\beta_6 \neq 5$$

$$\text{Ορίζουμε} \quad d = 5 - 2\beta_4 - 3\beta_6 \Rightarrow \beta_4 = 2,5 - d - 1,5\beta_6$$

$$BTR = \beta_0 + \beta_1 FR + \beta_2 GP + \beta_3 INC + (2,5 - d - 1,5\beta_6) POP + \beta_5 DENS + \beta_6 AREA$$

$$BTR = \beta_0 + \beta_1 FR + \beta_2 GP + \beta_3 INC + 2,5 POP - d POP + \beta_5 DENS + \beta_6 (AREA - 1,5 POP)$$

$$BTR - 2,5 POP = \beta_0 + \beta_1 FR + \beta_2 GP + \beta_3 INC - d POP + \beta_5 DENS + \beta_6 (AREA - 1,5 POP)$$

$$W = \beta_0 + \beta_1 FR + \beta_2 GP + \beta_3 INC - d POP + \beta_5 DENS + \beta_6 Z$$

Εκτίμηση της παραπάνω συνάρτησης

$$\hat{W} = 2751,3 - 236,1FR + 513,4GP - 0,194INC - 2,545POP + 0,116DEN - 1,174Z$$

(2637,9)	(451,1)	(2654,5)	(0,065)	(2,509)	(0,059)	(1,800)
----------	---------	----------	---------	---------	---------	---------

Αλλαγή στις μονάδες μέτρησης



Έστω ότι Y^*, X_1^*, X_2^* είναι οι μεταβλητές με αλλαγμένες μονάδες μέτρησης και ότι: $Y^* = \lambda_y Y$

$$X_j^* = \lambda_j X_j \quad \text{για } j = 1, 2$$

Αποδεικνύεται πως: $\hat{\beta}_0^* = \lambda_y \hat{\beta}_0$, $\hat{\beta}_1^* = \frac{\lambda_y}{\lambda_1} \hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2^* = \frac{\lambda_y}{\lambda_2} \hat{\beta}_2$

Επομένως οι τιμές των εκτιμητών θα αλλάξουν εκτός και αν: $\lambda_y = \lambda_1 = \lambda_2$. Σε αυτήν την περίπτωση θα αλλάξει μόνο το $\hat{\beta}_0$.

Ομοίως και για τα τυπικά σφάλματα:

$$s_{\hat{\beta}_0^*} = \lambda_y s_{\hat{\beta}_0}, \quad s_{\hat{\beta}_1^*} = \frac{\lambda_y}{\lambda_1} s_{\hat{\beta}_1}, \quad s_{\hat{\beta}_2^*} = \frac{\lambda_y}{\lambda_2} s_{\hat{\beta}_2}$$

Όμως οι τιμές της στατιστικής t για τον έλεγχο της υπόθεσης $\beta_j = 0$ δεν επηρεάζεται:

$$t_j^* = \frac{\beta_j^*}{s_{\beta_j^*}} = \frac{(\lambda_y / \lambda_j) \beta_j}{(\lambda_y / \lambda_j) s_{\beta_j}} = \frac{\beta_j}{s_{\beta_j}} = t_j$$

Κριτήρια επιλογής παλινδρομήσεων



Εκτός από το διορθωμένο συντελεστή προσδιορισμού υπάρχουν και άλλα δύο κριτήρια που χρησιμοποιούνται:

Κριτήριο πληροφοριών Akaike

$$AIC = n \cdot \ln \sum \hat{u}^2 + 2k$$

Μπεϋσιανό κριτήριο Schwarz

$$SBC = n \cdot \ln \sum \hat{u}^2 + k \cdot \ln n$$

Επιλέγουμε το υπόδειγμα με την μικρότερη τιμή για τα κριτήρια αυτά.

Άσκηση 1



Έστω ότι η προσφερόμενη ποσότητα (Y) ενός αγαθού, είναι γραμμική συνάρτηση της τιμής του (X_1) και τους ύψους των ημερομισθίων (X_2) τα οποία είναι απαραίτητα για την παραγωγή του. Δηλαδή, η συνάρτηση προσφοράς είναι: $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + u$

Y	20	35	30	47	60	68	76	90	100	105	130	140	125	120	135
X_1	10	15	21	26	40	37	42	33	30	38	60	65	50	35	42
X_2	12	10	9	8	5	7	4	5	7	5	3	4	3	1	2

Από την εκτίμηση της εξίσωσης βρέθηκε:

$$\hat{Y} = 89,534 + 1,053X_1 - 7,470X_2$$

A) Να ελεγχθεί αν η συνδυασμένη επίδραση των μεταβλητών X_1 , X_2 πάνω στην Y είναι σημαντική. Δίνεται $R^2=0,827$.

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1 : \beta_1 \neq 0 \text{ ή/και } \beta_2 \neq 0$$

$$F = \frac{R^2 / (k - 1)}{(1 - R^2) / (n - k)} = \frac{0,827 / (3 - 1)}{(1 - 0,827) / (15 - 3)} = 28,65$$

$$F = 28,65 > F_{(0.05), 2, 12} = 3,89$$

Άσκηση 1



Β) Να υπολογισθεί η ελαστικότητα προσφοράς ως προς την τιμή στο σημείο των μέσων και να επεξηγηθεί.

$$\varepsilon_{YX_1} = \frac{\partial \hat{Y}}{\partial X_1} \frac{\bar{X}_1}{\bar{Y}} = \hat{\beta}_1 \frac{\bar{X}_1}{\bar{Y}} = 1,053 \frac{32,267}{85,4} = 0,398$$

Αυτό σημαίνει ότι αν η τιμή του αγαθού αυξηθεί κατά 1%, **δεδομένου ότι τα ημερομίσθια παραμένουν σταθερά**, τότε η προσφορά του αγαθού θα αυξηθεί κατά 0,398%.

Γ) Να υπολογιστεί ο διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού.

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-k} (1 - R^2) = 1 - \frac{15-1}{15-3} (1 - 0,827) = 1 - \frac{14}{12} 0,173 = 0,798$$

Άσκηση 2

Έστω ότι από ένα δείγμα 10 παρατηρήσεων εκτιμήθηκε η συνάρτηση:

$$\hat{Y} = 8.79 + 3.87X_1 - 3.45X_2 \quad R^2 = 0.957$$
$$(2.57) \quad (1.22) \quad (0.56) \quad ESS = 4.006$$

A) Να γίνει στατιστικός έλεγχος του υποδείγματος ($\alpha=0.05$).

$$\begin{array}{l} H_0 : \beta_0 = 0 \\ H_1 : \beta_0 \neq 0 \end{array} \quad t = \frac{\hat{\beta}_0 - 0}{S_{\hat{\beta}_0}} = \frac{8.79}{2.57} = 3.42 \quad t = 3.42 > t_{(0.025),7} = 2.365$$

$$\begin{array}{l} H_0 : \beta_1 = 0 \\ H_1 : \beta_1 \neq 0 \end{array} \quad t = \frac{\hat{\beta}_1 - 0}{S_{\hat{\beta}_1}} = \frac{3.87}{1.22} = 3.17 \quad t = 3.17 > t_{(0.025),7} = 2.365$$

$$\begin{array}{l} H_0 : \beta_2 = 0 \\ H_1 : \beta_2 \neq 0 \end{array} \quad t = \frac{\hat{\beta}_2 - 0}{S_{\hat{\beta}_2}} = \frac{-3.45}{0.56} = -6.20 \quad |t| = 6.20 > t_{(0.025),7} = 2.365$$

$$\begin{array}{l} H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 0 \\ H_1 : \beta_1 \neq 0 \text{ ή/και } \beta_2 \neq 0 \end{array} \quad F = \frac{R^2 / (k - 1)}{(1 - R^2) / (n - k)} = \frac{0.957 / (3 - 1)}{(1 - 0.957) / (10 - 3)} = 77.89$$

$$F = 77.89 > F_{(0.05),2,7} = 4.74$$

Άσκηση 2



Β) Να ελεγχθεί αν $\beta_1 + \beta_2 = 2$ ($\alpha = 0.05$) με το κριτήριο t και F .

$$H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 2$$

$$H_1 : \beta_1 + \beta_2 \neq 2$$

Ορίζουμε $d = 2 - \beta_1 - \beta_2 \Rightarrow \beta_1 = 2 - d - \beta_2$

$$Y = \beta_0 + (2 - d - \beta_2)X_1 + \beta_2 X_2$$

$$Y = \beta_0 + 2X_1 - dX_1 + \beta_2 (X_2 - X_1)$$

$$Y - 2X_1 = \beta_0 - dX_1 + \beta_2 (X_2 - X_1)$$

$$W = \beta_0 - dX_1 + \beta_2 Z$$

Εκτίμηση της παραπάνω συνάρτησης

$$\hat{W} = 8.79 - 1.58X_1 - 3.45Z$$

$$(2.57) \quad (1.66) \quad (0.56)$$

$$t = \frac{\hat{d} - 0}{S_{\hat{d}}} = \frac{-1.58}{1.66} = -0.95$$

$$|t| = 0.95 < t_{\alpha/2, n-k} = t_{0.025, 7} = 2.365$$

Η H_0 δεν απορρίπτεται

Άσκηση 2



Β) Να ελεγχθεί αν $\beta_1 + \beta_2 = 2$ ($\alpha = 0.05$) με το κριτήριο t και F.

$$H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 2$$

$$H_1 : \beta_1 + \beta_2 \neq 2$$

$$\beta_1 = 2 - \beta_2$$

$$Y = \beta_0 + (2 - \beta_2)X_1 + \beta_2X_2$$

$$Y - 2X_1 = \beta_0 + \beta_2(X_2 - X_1)$$

$$W = \beta_0 + \beta_2Z + u$$

Εκτίμηση της παραπάνω συνάρτησης $\hat{W} = 6.71 - 3.00Z$ $R^2 = 0.93$
(1.32) (0.28) $ESS = 4.52$

$$F = \frac{\frac{ESS_R - ESS_U}{k - m}}{\frac{ESS_U}{n - k}} = \frac{\frac{4.52 - 4.006}{3 - 2}}{\frac{4.006}{10 - 3}} = 0.90 < F_{(0,05),1,7} = 5,59$$

Η H_0 δεν απορρίπτεται

Άσκηση 2



Γ) Να ελεγχθεί αν $\beta_1 + \beta_2 = 5$ ($\alpha = 0.05$) με το κριτήριο t και F .

$$H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 5$$

$$H_1 : \beta_1 + \beta_2 \neq 5$$

Ορίζουμε $d = 5 - \beta_1 - \beta_2 \Rightarrow \beta_1 = 5 - d - \beta_2$

$$Y = \beta_0 + (5 - d - \beta_2)X_1 + \beta_2 X_2$$

$$Y = \beta_0 + 5X_1 - dX_1 + \beta_2(X_2 - X_1)$$

$$Y - 5X_1 = \beta_0 - dX_1 + \beta_2(X_2 - X_1)$$

$$W = \beta_0 - dX_1 + \beta_2 Z$$

Εκτίμηση της παραπάνω συνάρτησης

$$\hat{W} = 8.79 - 4.58X_1 - 3.45Z$$

$$(2.57) \quad (1.67) \quad (0.56)$$

$$t = \frac{\hat{d} - 0}{S_{\hat{d}}} = \frac{-4.58}{1.67} = -2.75$$

$$|t| = 2.75 > t_{\alpha/2, n-k} = t_{0.025, 7} = 2.365$$

Η H_0 απορρίπτεται

Άσκηση 2



Γ) Να ελεγχθεί αν $\beta_1 + \beta_2 = 5$ ($\alpha = 0.05$) με το κριτήριο t και F .

$$H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 5$$

$$H_1 : \beta_1 + \beta_2 \neq 5$$

$$\beta_1 = 5 - \beta_2$$

$$Y = \beta_0 + (5 - \beta_2)X_1 + \beta_2X_2$$

$$Y - 5X_1 = \beta_0 + \beta_2(X_2 - X_1)$$

$$W = \beta_0 + \beta_2Z + u$$

Εκτίμηση της παραπάνω συνάρτησης $\hat{W} = 2.75 - 2.14Z$ $R^2 = 0.79$
(1.80) (0.39) $ESS = 8.33$

$$F = \frac{\frac{ESS_R - ESS_U}{k - m}}{\frac{ESS_U}{n - k}} = \frac{\frac{8.33 - 4.006}{3 - 2}}{\frac{4.006}{10 - 3}} = 7.56 > F_{(0,05),1,7} = 5,59$$

Η H_0 απορρίπτεται

Άσκηση 3



Έστω ότι η ζητούμενη ποσότητα (Y) ενός αγαθού, είναι γραμμική συνάρτηση της τιμής του (X_1) και της τιμής ενός υποκατάστατου αγαθού (X_2). Δηλαδή, η συνάρτηση ζήτησης είναι:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + u$$

Y	100	82	86	90	60	70
X_1	13.0	13.5	13.2	13.0	14.0	13.7
X_2	6.5	6.2	6.3	6.4	6.4	6.5

Από την εκτίμηση της εξίσωσης βρέθηκε:

$$\hat{Y} = 558.87 - 34.183X_1 - 3.051X_2 \quad R^2 = 0.929$$

$$(143.21) \quad (5.43) \quad (18.84) \quad ESS = 72.6$$

A) Να ελεγχθεί η στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών β_1 , β_2 ($\alpha=0.05$).

$$H_0 : \beta_1 = 0$$

$$H_1 : \beta_1 \neq 0$$

$$t = \frac{\hat{\beta}_1 - 0}{S_{\hat{\beta}_1}} = \frac{-34.183}{5.43} = -6.28 \quad |t| = 6.28 > t_{(0.025),3} = 3.182$$

$$H_0 : \beta_2 = 0$$

$$H_1 : \beta_2 \neq 0$$

$$t = \frac{\hat{\beta}_2 - 0}{S_{\hat{\beta}_2}} = \frac{-3.051}{18.84} = -0.162 \quad |t| = 0.162 < t_{(0.025),3} = 3.182$$

Άσκηση 3



Β) Να ελεγχθεί αν η συνδυασμένη επίδραση των συντελεστών β_1 , β_2 είναι σημαντική ($\alpha=0.05$).

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1 : \beta_1 \neq 0 \text{ ή/και } \beta_2 \neq 0$$

$$F = \frac{R^2 / (k - 1)}{(1 - R^2) / (n - k)} = \frac{0,929 / (3 - 1)}{(1 - 0,929) / (6 - 3)} = 20.19$$

$$F = 20,19 > F_{(0.05),2,3} = 9,55$$

Γ) Να ελεγχθεί αν $\beta_2=0$ και με το κριτήριο F.

Εκτιμάμε την συνάρτηση: $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + v$

$$\hat{Y} = 538.89 - 34.14 X_1 \quad R^2 = 0.928$$

$$ESS = 73.24$$

$$F = \frac{\frac{ESS_R - ESS_U}{k - m}}{\frac{ESS_U}{n - k}} = \frac{\frac{73.24 - 72.6}{3 - 2}}{\frac{72.6}{6 - 3}} = 0.026 < F_{(0.05),1,3} = 10.1$$

Άσκηση 3



Δ) Να εκτιμηθεί η σταυροειδής ελαστικότητα ζήτησης στο σημείο των μέσων.

$$\varepsilon_{YX_1} = \frac{\partial \hat{Y}}{\partial X_2} \frac{\bar{X}_2}{\bar{Y}} = \hat{\beta}_2 \frac{\bar{X}_2}{\bar{Y}} = -3.051 \frac{6.4}{81.3} = -0.24$$

Αν η τιμή του αγαθού 2 αυξηθεί κατά 1% ενώ η τιμή του αγαθού 1 παραμένει σταθερή, η ζητούμενη ποσότητα από το αγαθό 1 θα μειωθεί κατά 0.24%.

Το πρόσημο δεν είναι το αναμενόμενο για υποκατάστατα αγαθά.
Σφάλμα εξειδίκευσης::

Εξειδίκευση του Υποδείγματος



Εξειδίκευση

Επιλογή των κατάλληλων ανεξάρτητων μεταβλητών

Παράλειψη σχετικής μεταβλητής

Άσχετη μεταβλητή στο υπόδειγμα

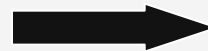
Επιλογή της κατάλληλης μορφής της συνάρτησης



Παράλειψη σχετικής μεταβλητής

Το $\hat{\beta}_k$ αντιπροσωπεύει την μεταβολή της Y ύστερα από μια μεταβολή της X_k κατά μία μονάδα όταν *όλες* οι άλλες *ανεξάρτητες μεταβλητές* παραμένουν *σταθερές* σε κάποιο επίπεδο.

Παράλειψη μιας μεταβλητής



Δεν παραμένουν όλες οι ανεξάρτητες μεταβλητές σταθερές



Πιθανή μεροληψία στους συντελεστές της συνάρτησης



Έστω
$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + u_i$$

Αν παραλείψουμε την X_2
$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + u_i^*$$

Όπου
$$u_i^* = u_i + \beta_2 X_{2i}$$

$$E u_i^* = E(u_i + \beta_2 X_{2i}) = E(\beta_2 X_{2i})$$

Γενικά
$$Cov(X_1, X_2) \neq 0 \Rightarrow Cov(u^*, X_1) \neq 0$$

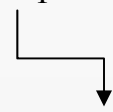


Παραβίαση βασικής
υπόθεσης

$$\begin{aligned} \longrightarrow Y_i &= \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \hat{u}_i^* & E(\hat{\beta}_1) &\neq \beta_1 \\ & & E(\hat{\beta}_0) &\neq \beta_0 \end{aligned}$$

Όταν $Cov(X_1, X_2) \neq 0$ Μέρος της διακύμανσης του Y που αποδίδεται στο X_1 οφείλεται στο X_2

$$E(\hat{\beta}_1) = \beta_1 + \beta_2 \hat{a}_1$$



$$X_{2i} = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 X_{1i} + \hat{w}_i$$

Συνήθως τα β_2 ή/και \hat{a}_1 είναι άγνωστα.

Από τα αναμενόμενα πρόσημα είναι δυνατό να προβλέψουμε το πρόσημο της μεροληψίας

Μεροληψία > 0 αν $\beta_2 > 0$ και $\hat{a}_1 > 0$ ή $\beta_2 < 0$ και $\hat{a}_1 < 0$

Μεροληψία < 0 αν $\beta_2 > 0$ και $\hat{a}_1 < 0$ ή $\beta_2 < 0$ και $\hat{a}_1 > 0$

Μεροληψία $= 0$ όταν $\beta_2 = 0$ ή/και $\hat{a}_1 = 0$



Αποδεικνύεται ομοίως ότι οι διακυμάνσεις των συντελεστών είναι θετικά μεροληπτικές, δηλαδή οδηγούν σε υπερεκτιμήσεις ακόμα και αν οι X_1, X_2 είναι ασυσχέτιστες.

Άρα ο έλεγχος υποθέσεων και τα διαστήματα εμπιστοσύνης δεν είναι αξιόπιστα.

Συμπέρασμα: όταν παραλείπεται μια σχετική μεταβλητή επηρεάζεται η αξιοπιστία των αποτελεσμάτων αφού οι **εκτιμητές των συντελεστών και των διακυμάνσεων** είναι μεροληπτικοί.

Παράδειγμα:

Έστω $Q_D = 54 \bigoplus 0.65P + 0.25I$ Η συνάρτηση ζήτησης ενός αγαθού.

Πιθανή ένδειξη προβλήματος εξειδίκευσης

Πιθανή περίπτωση η παράλειψη της τιμής ενός άλλου αγαθού.

Το ερώτημα είναι αν αυτό είναι υποκατάστατο ή συμπληρωματικό.

Αναμενόμενο πρόσημο $< 0 \Rightarrow$ μεροληψία > 0

Αν, για λόγους ευκολίας, υποθέσουμε ότι P και I δεν συσχετίζονται $\Rightarrow \beta_X \alpha_{PX} > 0$

Όπου X η μεταβλητή που έχει παραληφθεί
 β_X ο συντελεστής του X (αν είχε συμπεριληφθεί)
 α_{PX} ο συντελεστής που προκύπτει από

$$P = a_0 + \alpha_{PX} X + w_i$$

Γενικά, αναμένουμε ότι οι τιμές κινούνται στην ίδια κατεύθυνση. Δηλαδή $\alpha_{PX} > 0$

Αν X η τιμή ενός συμπληρωματικού $\Rightarrow \beta_X < 0 \quad a_{PX} > 0$

Μεροληψία < 0

Αν X η τιμή ενός υποκατάστατου $\Rightarrow \beta_X > 0 \quad a_{PX} > 0$

Μεροληψία > 0

Συμπέρασμα: Το πιθανότερο είναι ότι έχει παραληφθεί η τιμή ενός υποκατάστατου



Η διαπίστωση πόσες και ποιες μεταβλητές έχουν παραληφθεί είναι δύσκολη υπόθεση

Συνήθως το υπόδειγμα που εκτιμάται θεωρείται το σωστό
(Για ποιο λόγο να εκτιμηθεί ένα υπόδειγμα που δεν θεωρείται σωστό)

Γι' αυτό απαιτείται προσεκτική ανάλυση πριν την εκτίμηση

- Ποιες είναι οι μεταβλητές που προκύπτουν από τη θεωρία
- Ποια είναι τα αναμενόμενα πρόσημα
- Ποια είναι η εμπειρία από άλλες παρόμοιες εργασίες

Προσθήκη άσχετης μεταβλητής

Έστω $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + u_i$ η πραγματική συνάρτηση
και $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + u_i^*$ η συνάρτηση που
πρόκειται να εκτιμηθεί
όπου $u_i^* = u_i - \beta_2 X_{2i}$

Αφού $\beta_2 = 0$ στον πληθυσμό η προσθήκη του X_2 δεν
δημιουργεί πρόβλημα μεροληψίας

Η προσθήκη άσχετης μεταβλητής

- Αυξάνει τις τιμές των $S_{\hat{\beta}_i}$ και άρα μειώνει την στατιστική σημαντικότητα των $\hat{\beta}_i$
- Μειώνει την τιμή του \bar{R}^2

Κριτήρια για την αφαίρεση άσχετης μεταβλητής

- Η Θεωρία
- Η στατιστική σημαντικότητα του αντίστοιχου συντελεστή (έλεγχος t)
- Το \bar{R}^2
- Σημαντικές αλλαγές στους υπόλοιπους συντελεστές

Αν κανένα από τα παραπάνω δεν ισχύει η μεταβλητή αφαιρείται

Αν ισχύουν ορισμένα απαιτείται η κρίση του ερευνητή
βασισμένη περισσότερο στην **Θεωρητική**
επιχειρηματολογία και λιγότερο στην **στατιστική**

Η επιλογή των μεταβλητών πρέπει να βασίζεται περισσότερο στην **Θεωρία** και την **εμπειρία** και να ελαχιστοποιείται ο αριθμός των «εναλλακτικών εξειδικεύσεων».

Θα πρέπει να αποφεύγονται τεχνικές που βασίζονται στην λογική επαναληπτικών εκτιμήσεων και επιλογή μιας συνάρτησης με κριτήριο την στατιστική σημαντικότητα μόνο

Stepwise παλινδρόμηση
Data mining

Εξαίρεση: όταν οι μεθοδολογίες αυτές χρησιμοποιούνται για να διατυπωθεί μια νέα θεωρία ή όταν γίνεται προσπάθεια να αποδεχτεί η αντοχή των αποτελεσμάτων σε διαφορετικές εξειδικεύσεις

Έλεγχος εξειδίκευσης RESET (Regression Equation Specification Error Test)

Έστω $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \hat{\beta}_2 X_{2i}$ η συνάρτηση που εκτιμήθηκε

Εκτιμάται η συνάρτηση

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 \hat{Y}_i^2 + \beta_4 \hat{Y}_i^3 + \beta_5 \hat{Y}_i^4 + v_i$$

Ελέγχεται $H_0 : \hat{\beta}_3 = \hat{\beta}_4 = \hat{\beta}_5 = 0$

- Αν η υπόθεση H_0 απορριφθεί υπάρχει ένδειξη προβλήματος εξειδίκευσης
- Το *RESET* δεν βοηθά στην κατεύθυνση της λύσης του προβλήματος
- Χρησιμοποιείται κυρίως για να επιβεβαιώσει το πρόβλημα



Παράδειγμα:



Έστω $\hat{Y}_i = 6,12 + 0,16 X_{1i} + 1,07 X_{2i}$ η συνάρτηση που εκτιμήθηκε
 $R^2 = 0,46$

Όπου Y η οικογενειακή δαπάνη για τρόφιμα, X_1 το οικογενειακό εισόδημα και X_2 ο αριθμός ατόμων στην οικογένεια.

Εκτιμάμε την συνάρτηση:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 \hat{Y}_i^2 + \beta_4 \hat{Y}_i^3 + \beta_5 \hat{Y}_i^4 + v_i$$

Και παίρνουμε:

$$Y_i = -133,3 - 17,4 X_{1i} - 116,6 X_{2i} + 8,3 \hat{Y}_i^2 - 0,27 \hat{Y}_i^3 + 0,003 \hat{Y}_i^4 + v_i$$
$$R^2 = 0,48$$

$$F = \frac{\frac{R_U^2 - R_R^2}{\frac{k-m}{1-R_U^2}}}{\frac{n-k}{40-6}} = \frac{\frac{0,48-0,46}{\frac{6-3}{1-0,48}}}{\frac{40-6}{40-6}} = 0,67 < F_{(0.05),2,35} = 3,27$$

Δεχόμαστε ότι $\beta_3=\beta_4=\beta_5=0$, άρα δεν υπάρχει σφάλμα εξειδίκευσης.



Έλεγχος με τον πολλαπλασιαστή Lagrange για προσθήκη μεταβλητών

Έστω $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \hat{\beta}_2 X_{2i}$ η συνάρτηση που εκτιμήθηκε (1)

Μήπως θα έπρεπε να εκτιμήσουμε την (2) :: :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + v_i$$

1^{ον}: Εκτιμάται η περιορισμένη μορφή (1) και υπολογίζονται τα κατάλοιπα \hat{u}

2^{ον}: Εκτιμάται η παλινδρόμηση

$$\hat{u} = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + b_3 X_{3i} + b_4 X_{4i} + b_5 X_{5i} + e_i$$

Υπολογίζεται το nR^2

3^{ον}: Εάν $nR^2 > \chi^2_{\alpha, k-m}$ η περιορισμένη μορφή (1) απορρίπτεται.



Παράδειγμα:

Έστω $\hat{Y}_i = 10,67 + 0,164 X_{1i}$ η συνάρτηση που εκτιμήθηκε
 $R^2 = 0,34$

Όπου Y η οικογενειακή δαπάνη για τρόφιμα, X_1 το οικογενειακό εισόδημα.

Είναι σημαντική η προσθήκη της X_2 (αριθμός ατόμων στην οικογένεια);

Εκτιμάμε την συνάρτηση:

$$u_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + v_i$$

Και παίρνουμε:

$$\hat{u}_i = -4,553 - 0,004 X_{1i} + 1,071 X_{2i}$$

$$R^2 = 0,18$$

$$nR^2 = 7,2 > \chi^2_{(0.05),1} = 3,841$$

Απορρίπτουμε την περιορισμένη μορφή
άρα η προσθήκη της X_2 είναι σημαντική.



Η μορφή της συνάρτησης

Η επιλογή της μορφής της συνάρτησης θα πρέπει να στηρίζεται κυρίως στην **θεωρία**, στην **εμπειρία** και στην **κοινή λογική** και ελάχιστα στον **βαθμό προσαρμογής** της στα στοιχεία του δείγματος.

Γραμμική και προσθετική μορφή

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_{k-1} X_{k-1i} + u_i$$

$$\beta_i = \frac{\partial Y}{\partial X_i} = \frac{\Delta Y}{\Delta X}$$

Υποθέτει ότι η μεταβολή στο Y ύστερα από μια μεταβολή στο X κατά μία μονάδα είναι **σταθερή** (ανεξάρτητη από το X και Y)

- Συνήθως η θεωρία προτείνει μόνο το πρόσημο
- 1η επιλογή εκτός αν υπάρχει σοβαρός λόγος για το αντίθετο



Διπλή λογαριθμική μορφή

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1i} + \beta_2 \ln X_{2i} + \dots + \beta_{k-1} \ln X_{k-1i} + u_i$$

$$\beta_i = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_i} = \frac{\% \Delta Y}{\% \Delta X} \quad \textbf{Ελαστικότητα}$$

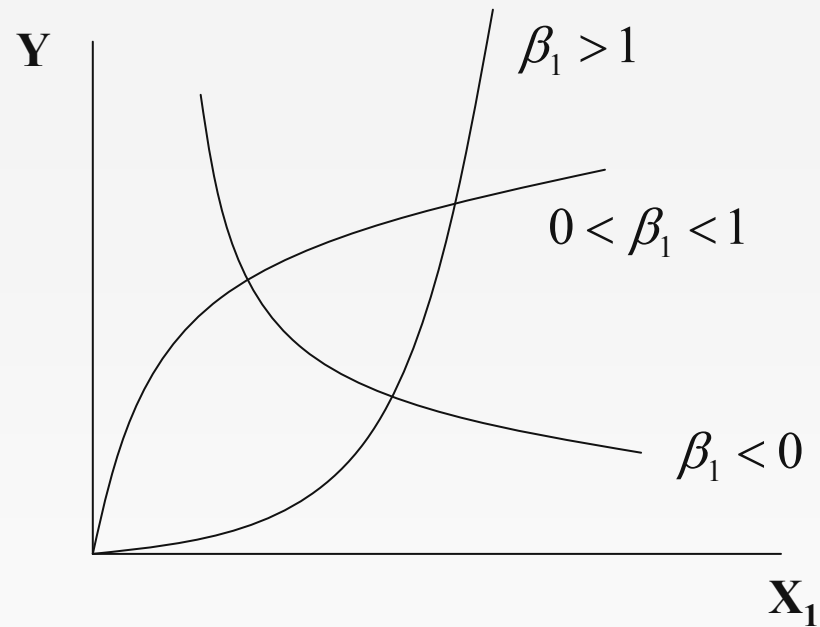
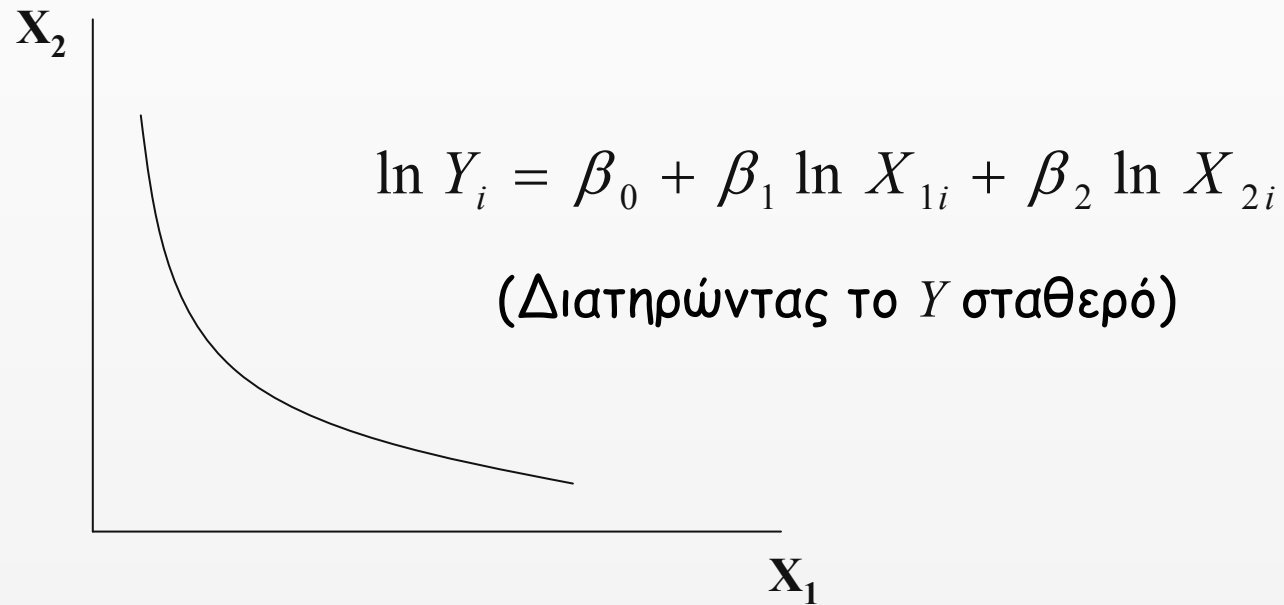
Υποθέτει ότι η ελαστικότητα είναι **σταθερή**.

Το % μεταβολής στο Y ύστερα από μια μεταβολή στο X κατά 1% είναι **σταθερό**

Πραγματική μορφή

$$Y_i = e^{\beta_0} X_{1i}^{\beta_1} X_{2i}^{\beta_2} \dots X_{k-1i}^{\beta_{k-1}} e^{u_i}$$

Προσοχή! Στις μηδενικές και αρνητικές τιμές των μεταβλητών



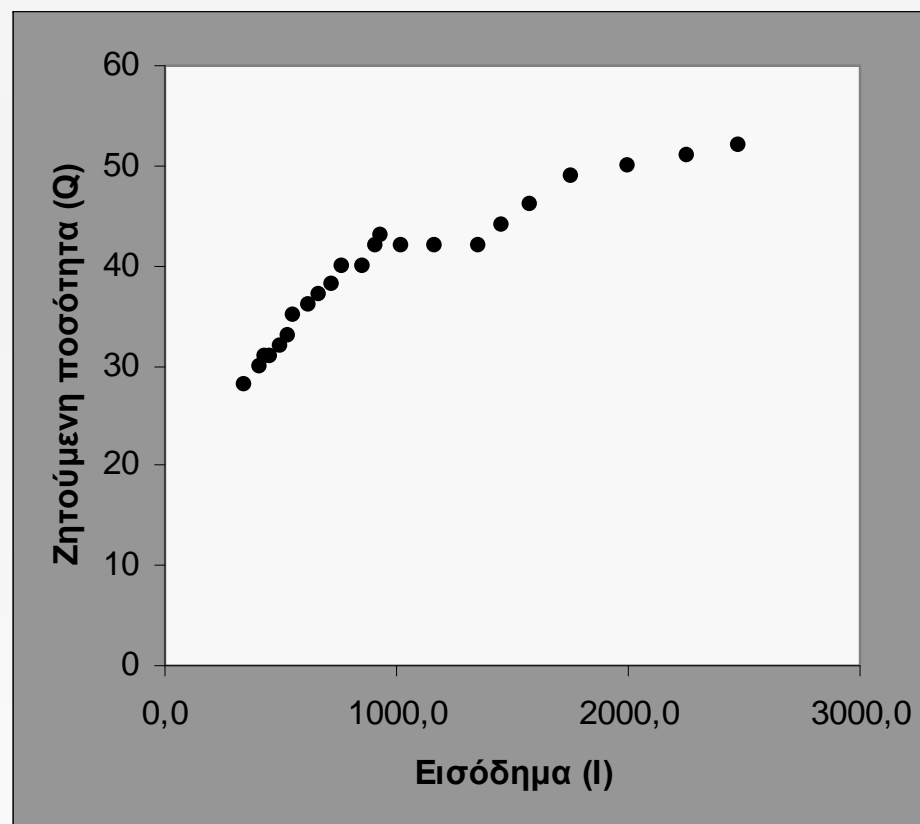
$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1i} + \beta_2 \ln X_{2i}$$

(Διατηρώντας το X_2 σταθερό)

Παράδειγμα:

Q_A	I	P_A	P_B	P_C
28	340,0	42,2	50,7	78,3
30	415,0	38,1	52,0	79,2
31	435,0	40,3	54,0	79,2
31	460,0	39,5	55,3	79,2
32	495,0	37,3	54,7	77,4
33	530,0	38,1	63,7	80,2
35	560,0	39,3	69,8	80,4
36	625,0	37,8	65,9	83,9
37	665,0	38,4	64,5	85,5
38	720,0	40,1	70,0	93,7
40	770,0	38,6	73,2	106,1
40	850,0	39,8	67,8	104,8
42	915,0	39,7	79,1	114,0
43	930,0	52,1	95,4	124,1
42	1020,0	48,9	94,2	127,6
42	1170,0	58,3	123,5	142,9
42	1350,0	57,9	129,9	143,6
44	1450,0	56,5	117,6	139,2
46	1575,0	63,7	130,9	165,5
49	1760,0	61,6	129,8	203,3
50	2000,0	58,9	128,0	219,6
51	2260,0	66,4	141,0	221,6
52	2480,0	70,4	168,2	232,6

Υποθέτουμε όλες τις τιμές σταθερές



Γραμμική

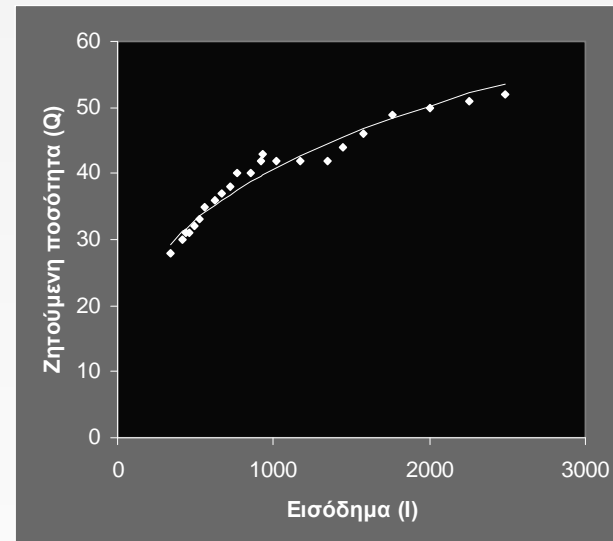
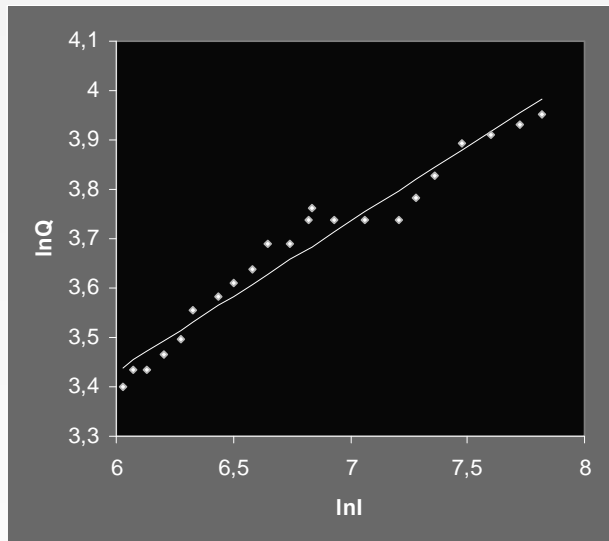
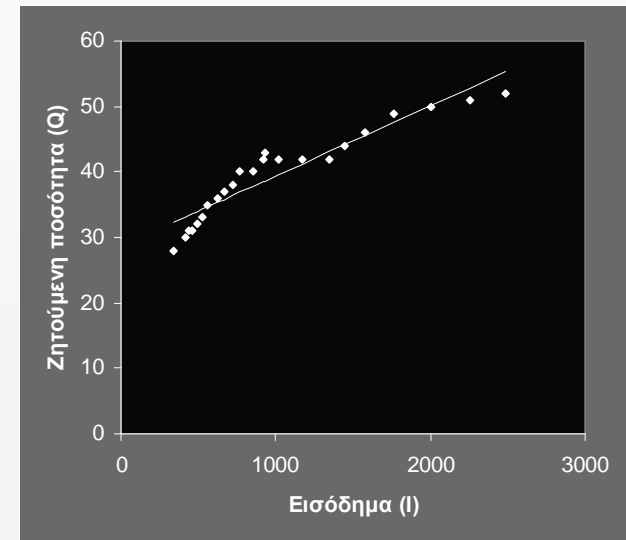
$$\hat{Q}_A = 28,67 + 0,011I$$

(0,987)(0,0008) $R^2 = 0,889$

Διπλή λογαριθμική

$$\ln \hat{Q}_A = 1,610 + 0,303 \ln I$$

(0,095)(0,014) $R^2 = 0,957$





Ημιλογαριθμική μορφή (1) (λογαριθμική-γραμμική)

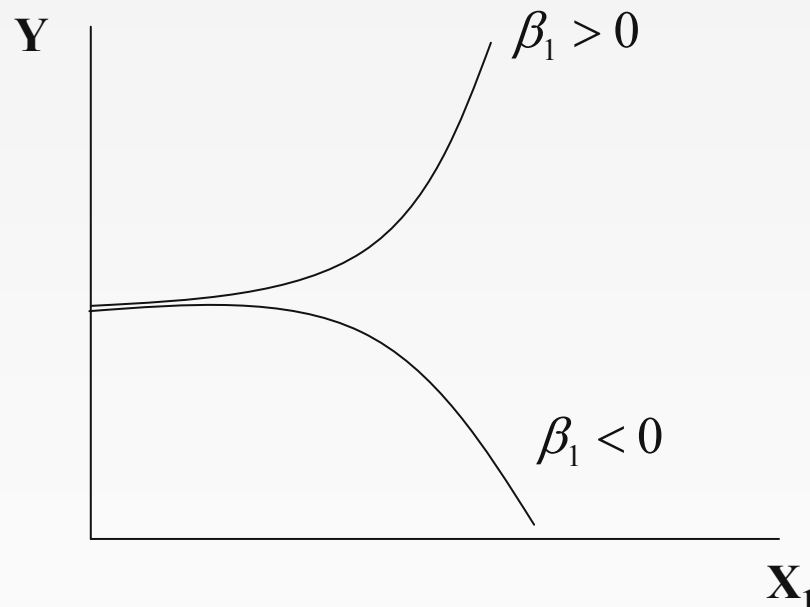
$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_{k-1} X_{k-1i} + u_i$$

$$\beta_i = \frac{\partial \ln Y}{\partial X_i} = \frac{\% \Delta Y}{\Delta X}$$

Πραγματική μορφή

$$Y_i = e^{\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_{k-1} X_{k-1i} + u_i}$$

Υποθέτει ότι η **ποσοστιαία μεταβολή** στο Y ύστερα από μια μεταβολή στο X κατά μία μονάδα είναι **σταθερή**



$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i}$$

(Διατηρώντας το X_2 σταθερό)

Εφαρμογή: Μέσος ετήσιος ρυθμός μεταβολής

$$Y_t = Y_0 (1 + r)^T$$

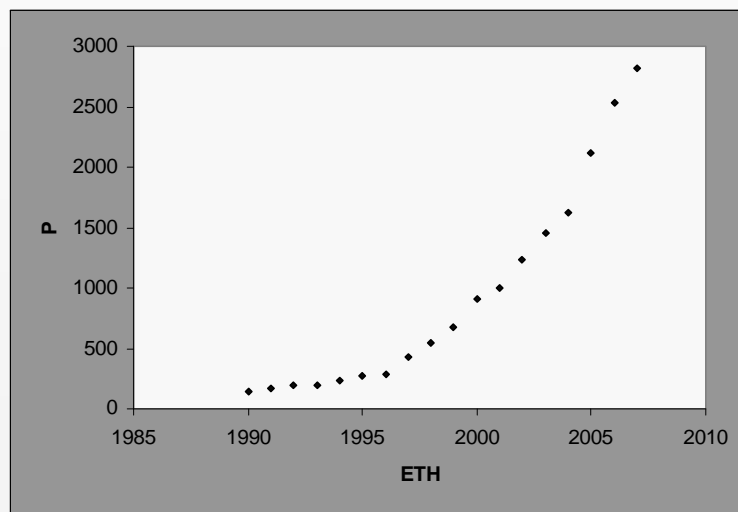
$$\ln Y_t = \ln Y_0 + T \ln(1 + r)$$

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 T$$

$$\left. \begin{array}{l} \beta_0 = \ln Y_0 \\ \beta_1 = \ln(1 + r) \end{array} \right\} \begin{array}{l} Y_0 = e^{\beta_0} \\ r = e^{\beta_1} - 1 \end{array}$$

Παράδειγμα:

T	X	P
1990	1	143
1991	2	167
1992	3	195
1993	4	201
1994	5	234
1995	6	267
1996	7	287
1997	8	435
1998	9	543
1999	10	678
2000	11	908
2001	12	1000
2002	13	1234
2003	14	1456
2004	15	1623
2005	16	2123
2006	17	2534
2007	18	2819

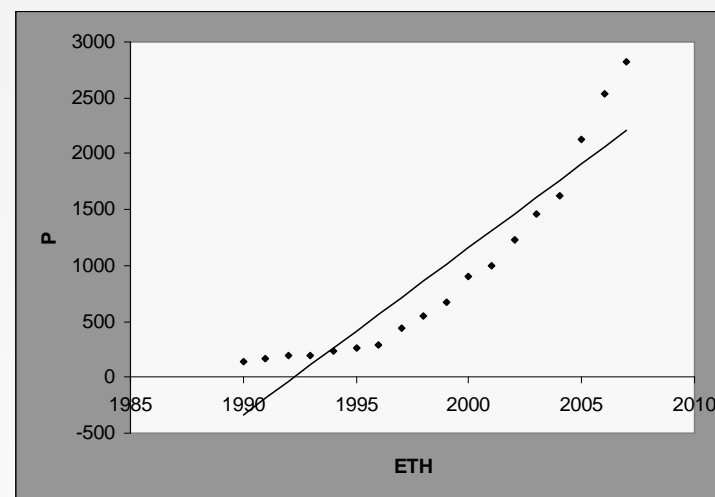


Γραμμική

$$\hat{P} = -481,6 + 149,2X$$

$$(160,3) \quad (14,8) \quad R^2 = 0,863$$

Μέση ετήσια
μεταβολή



$$\ln \hat{P} = 4,622 + 0,187X$$

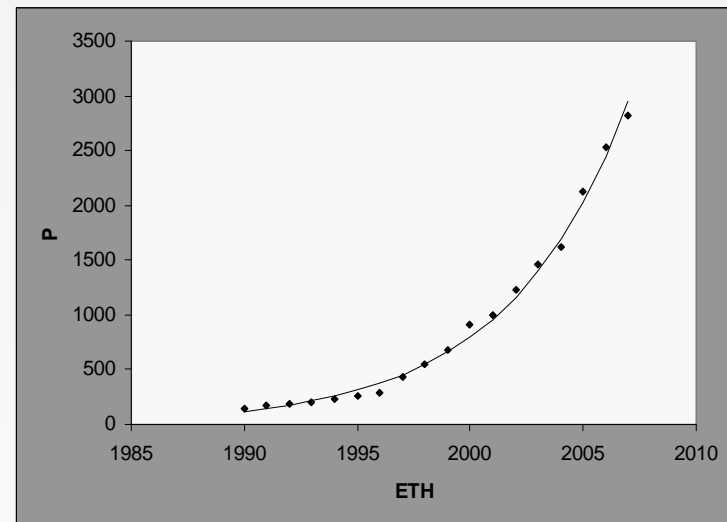
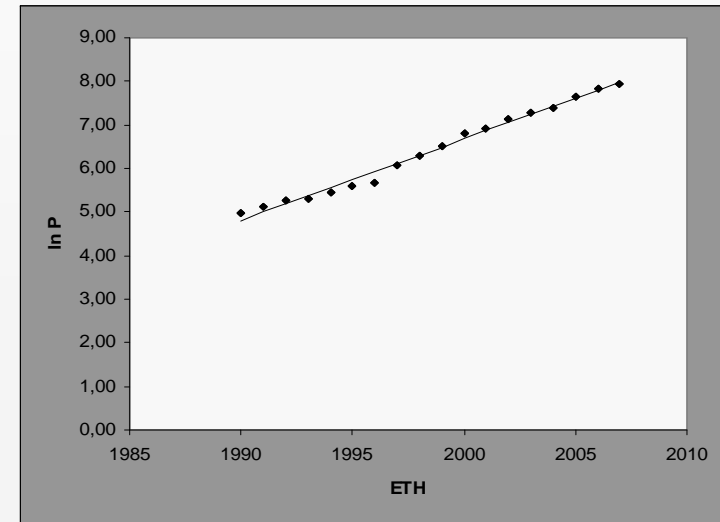
(0,054) (0,005) $R^2 = 0,988$

$$P_0 = e^{\beta_0} = 101,755$$

$$r = e^{\beta_1} - 1 = 0,206$$

Μέση ετήσια ποσοστιαία
αύξηση

$$\hat{P}_t = 101,755(1 + 0,206)^T$$

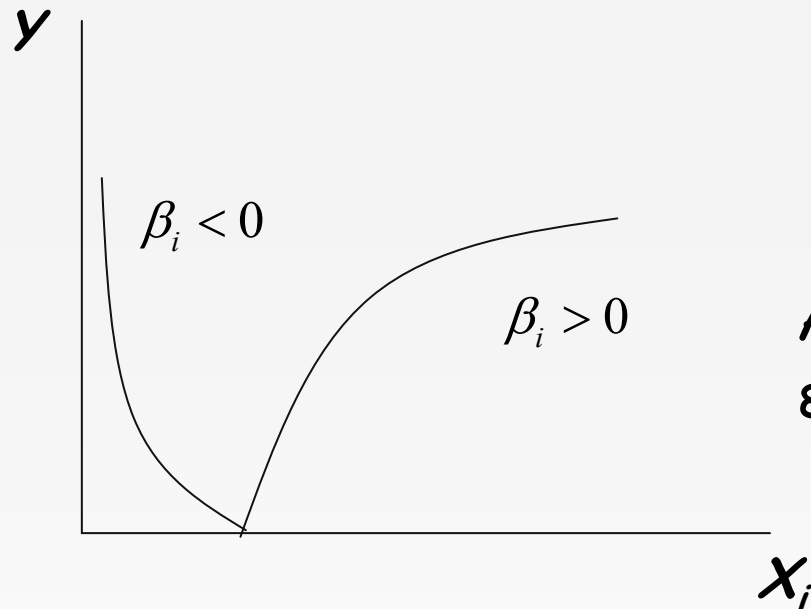


Ημιλογαριθμική μορφή (2) (γραμμική-λογαριθμική)

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1i} + \beta_2 \ln X_{2i} + \dots + \beta_{k-1} \ln X_{k-1i} + u_i$$

$$\beta_i = \frac{\partial Y}{\partial \ln X_i} = \frac{\Delta Y}{\% \Delta X}$$

Υποθέτει ότι η μεταβολή στο Y ύστερα από μια μεταβολή στο X κατά 1% είναι σταθερή



Αν διατηρήσουμε όλα τα X ,
εκτός του X_i , σταθερά

Παράδειγμα:

Γραμμική

$$\hat{Q}_A = 28,67 + 0,011I$$

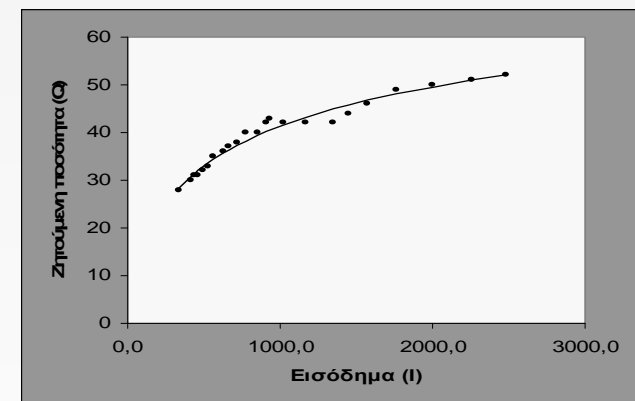
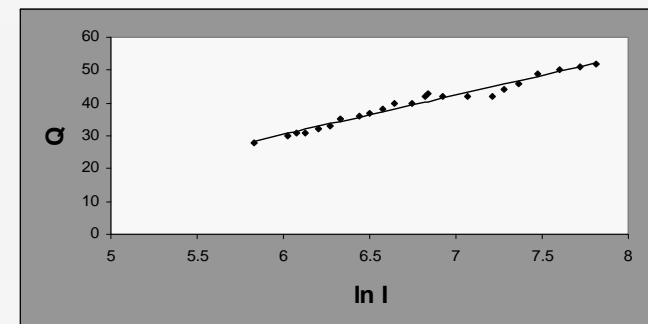
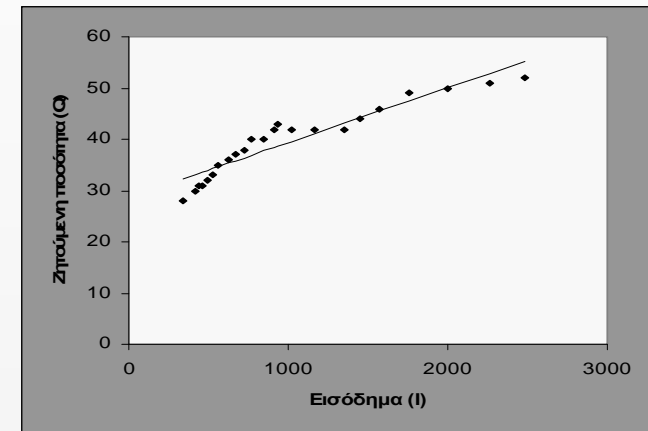
(0,987) (0,0008) $R^2 = 0,889$

Ημιλογαριθμική

$$\hat{Q}_A = -41,28 + 11,95 \ln I$$

(3,103) (0,456) $R^2 = 0,970$

↓
Απόλυτη μεταβολή στη
ζητούμενη ποσότητα ύστερα
από μια μεταβολή στο
εισόδημα κατά 1%



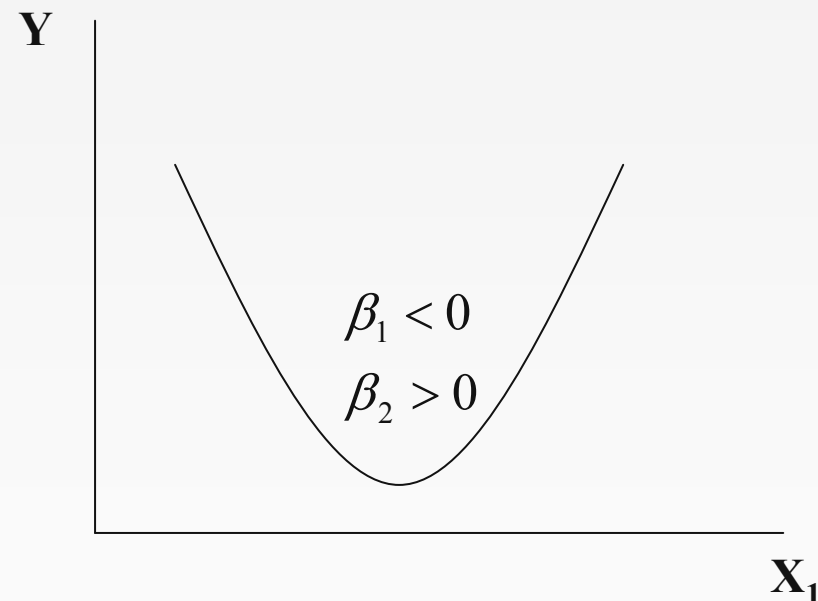
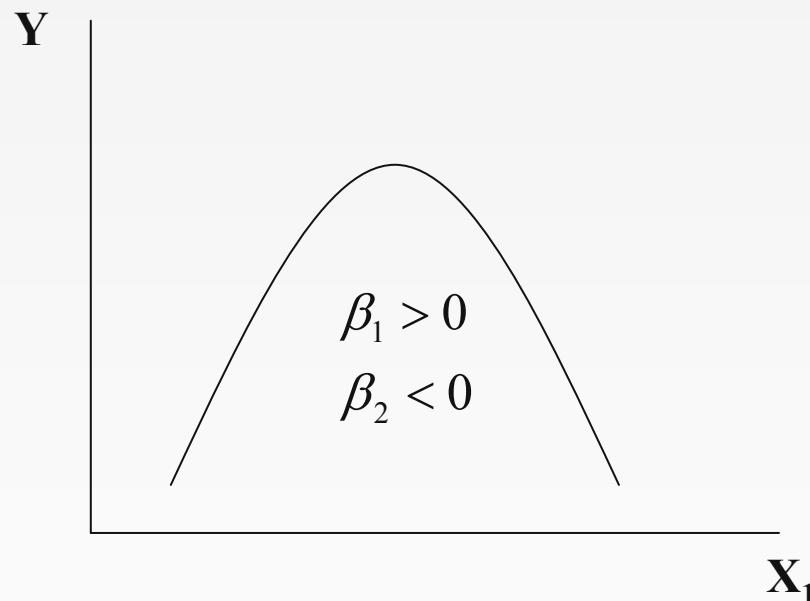


Πολυωνυμική μορφή

Παράδειγμα $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{1i}^2 + \beta_3 X_{2i} + u_i$

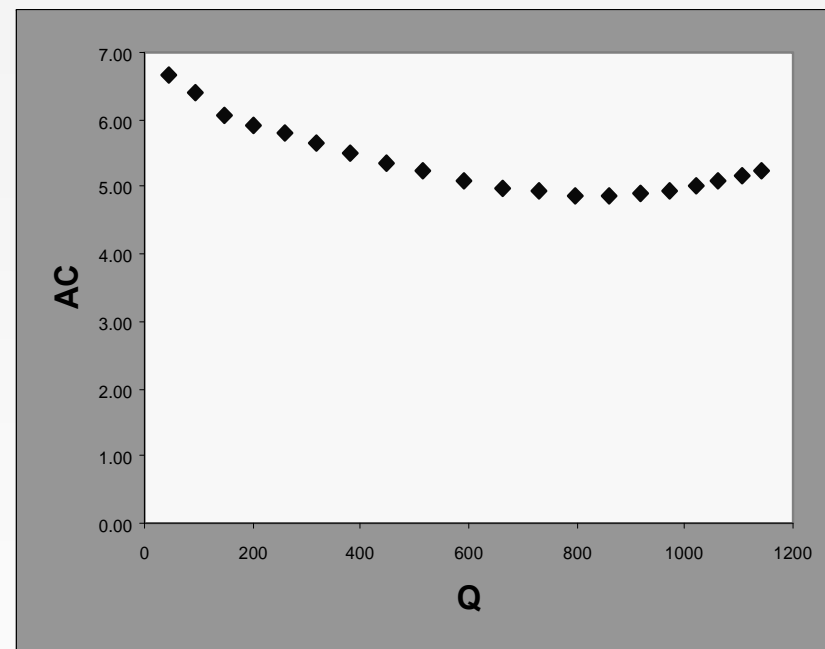
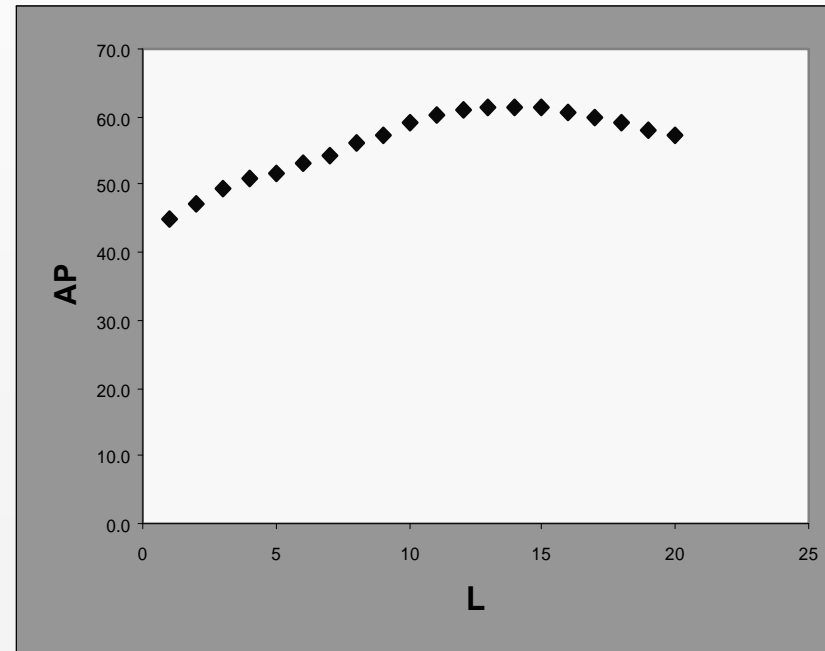
$$\frac{\partial Y}{\partial X_1} = \beta_1 + 2\beta_2 X_1$$

Υποθέτει ότι η μεταβολή στο Y ύστερα από μια μεταβολή στο X δεν είναι σταθερή αλλά *εξαρτάται από την ίδια τη μεταβλητή*.



Παράδειγμα:

L	Q	MP	AP	TC	AC
1	45	45	45.0	300	6.67
2	94	49	47.0	600	6.38
3	148	54	49.3	900	6.08
4	203	55	50.8	1200	5.91
5	259	56	51.8	1500	5.79
6	319	60	53.2	1800	5.64
7	381	62	54.4	2100	5.51
8	448	67	56.0	2400	5.36
9	517	69	57.4	2700	5.22
10	590	73	59.0	3000	5.08
11	662	72	60.2	3300	4.98
12	730	68	60.8	3600	4.93
13	799	69	61.5	3900	4.88
14	861	62	61.5	4200	4.88
15	919	58	61.3	4500	4.90
16	971	52	60.7	4800	4.94
17	1019	48	59.9	5100	5.00
18	1062	43	59.0	5400	5.08
19	1104	42	58.1	5700	5.16
20	1142	38	57.1	6000	5.25



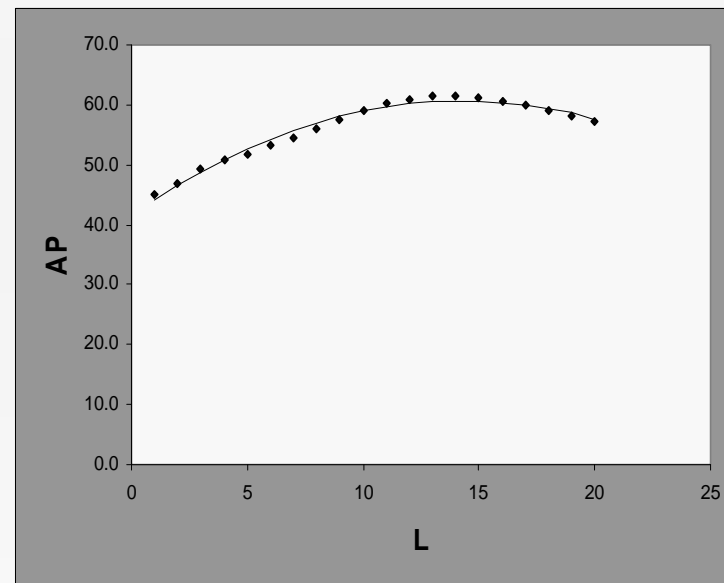
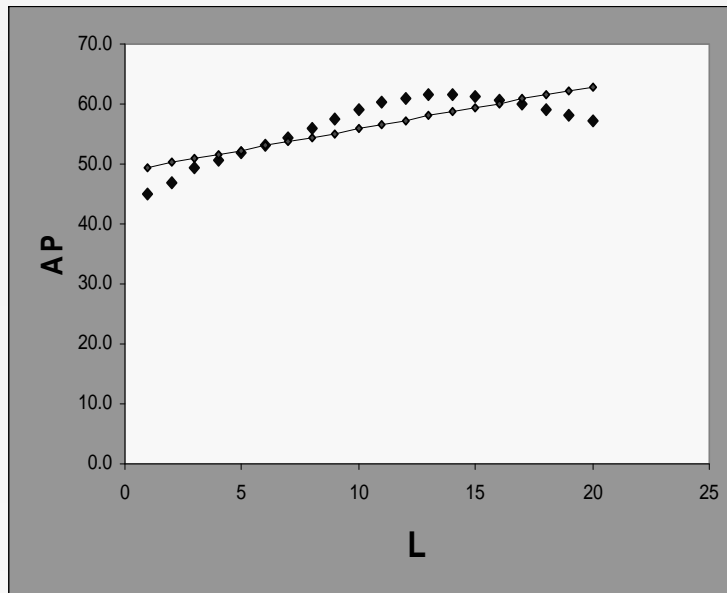
Γραμμική Μέσου Προϊόντος Πολυωνυμική Μέσου Προϊόντος

$$AP = 48,76 + 0,708L$$

$$(1,383) \quad (0,115) \quad R^2 = 0,676$$

$$AP = 41,64 + 2,651L - 0,092L^2$$

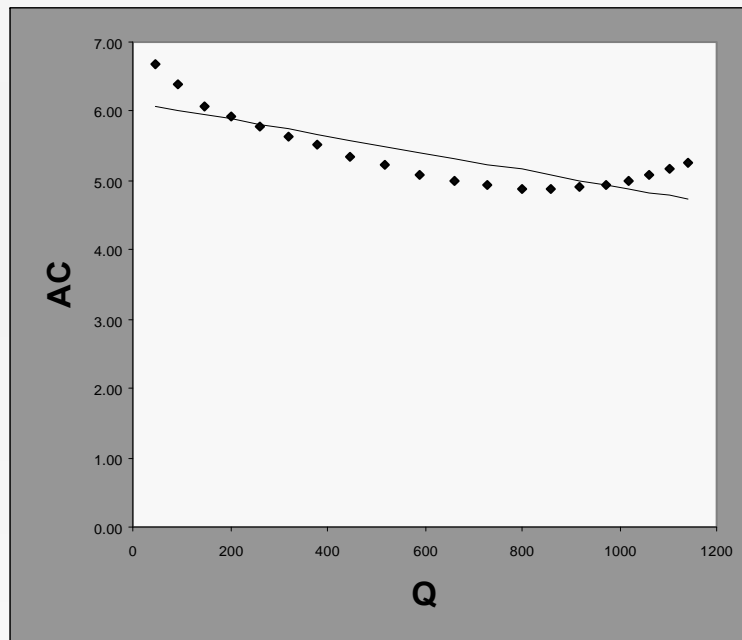
$$(0,554) \quad (0,121) \quad (0,005) \quad R^2 = 0,981$$



Γραμμική Μέσου Κόστους

$$AC = 6,138 - 0,001Q$$

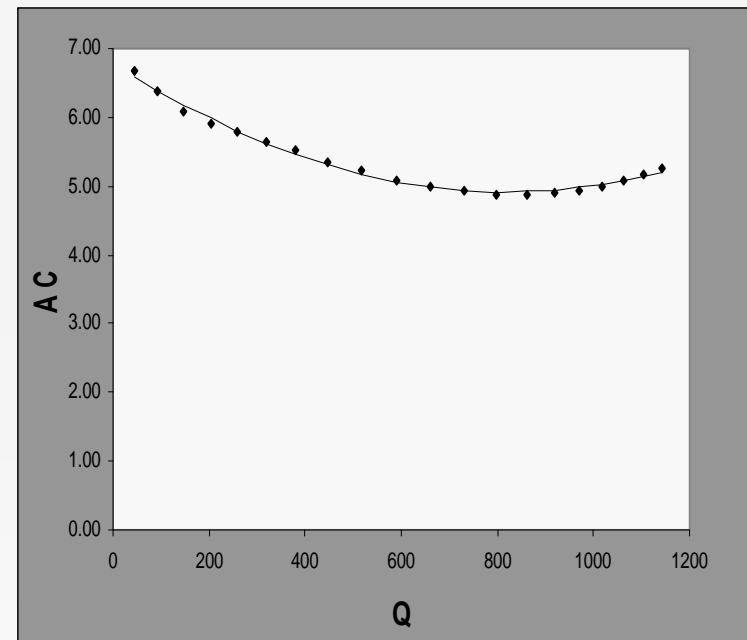
$$(0,133) \quad (0,0002) \quad R^2 = 0,703$$



Πολυωνυμική Μέσου Κόστους

$$AC = 6,798 - 0,005Q + 0,000003Q^2$$

$$(0,033) \quad (0,0001) \quad (0,0000001) \quad R^2 = 0,993$$





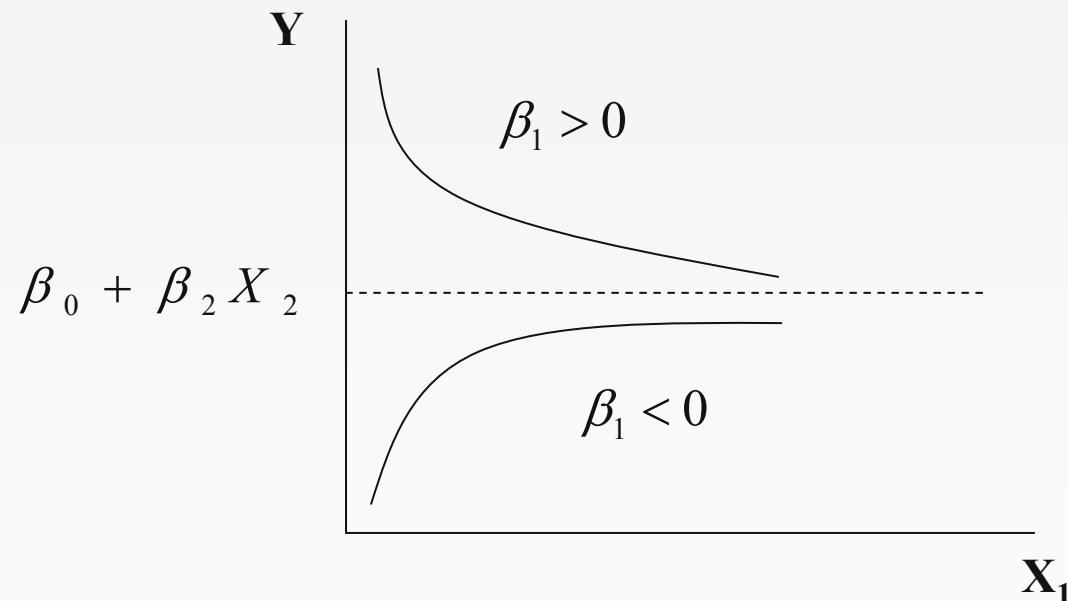
Αντίστροφη μορφή

Παράδειγμα
$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{X_1} + \beta_2 X_{2i} + u_i$$

$$\frac{\partial Y}{\partial X_1} = \frac{-\beta_1}{X_1^2}$$

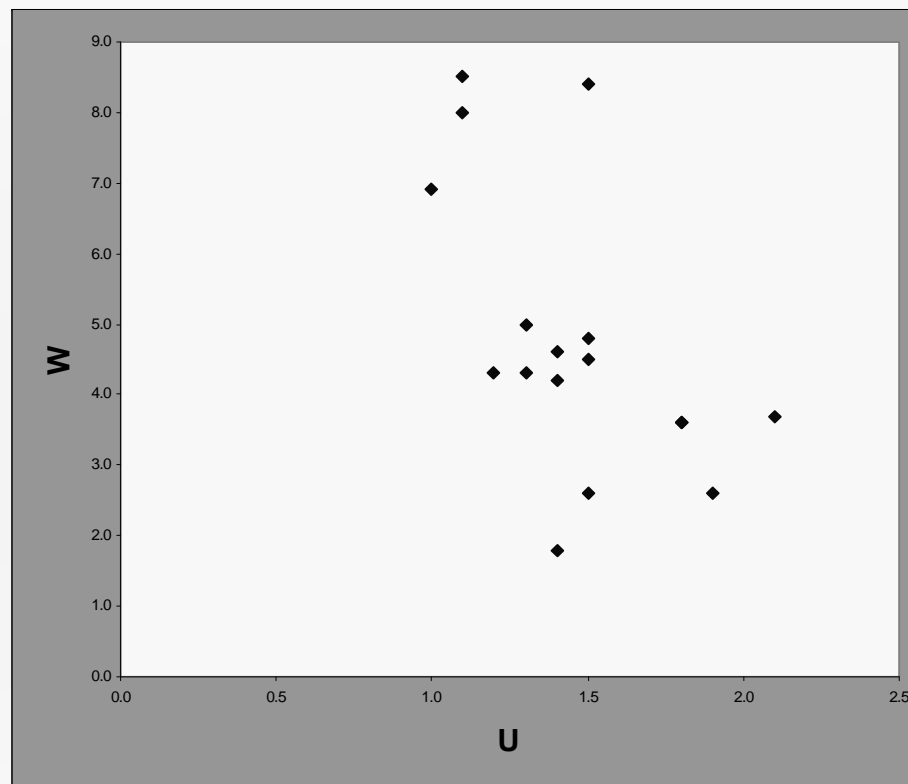
Υποθέτει ότι η μεταβολή στο Y ύστερα από μια μεταβολή στο X δεν είναι σταθερή αλλά **εξαρτάται από την ίδια τη μεταβλητή**.

Αν διατηρήσουμε όλα τα X , εκτός του X_1 , σταθερά



Παράδειγμα:

W	U
1,8	1,4
8,5	1,1
8,4	1,5
4,5	1,5
4,3	1,2
6,9	1,0
8,0	1,1
5,0	1,3
3,6	1,8
2,6	1,9
2,6	1,5
4,2	1,4
3,6	1,8
3,7	2,1
4,8	1,5
4,3	1,3
4,6	1,4



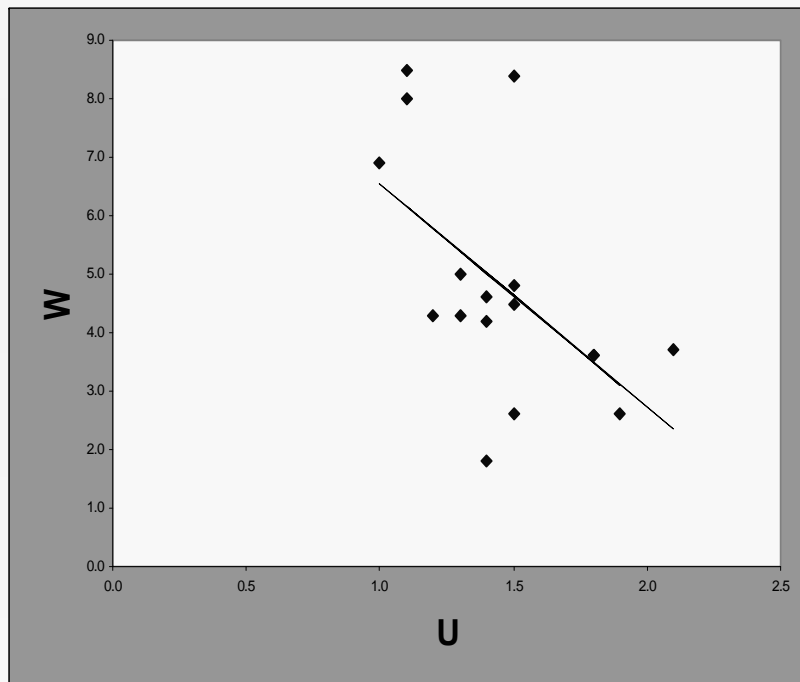
W = Ποσοστιαία μεταβολή στους μισθούς

U = Ποσοστό ανεργίας

Γραμμική

$$W = 10,343 - 3,808U$$

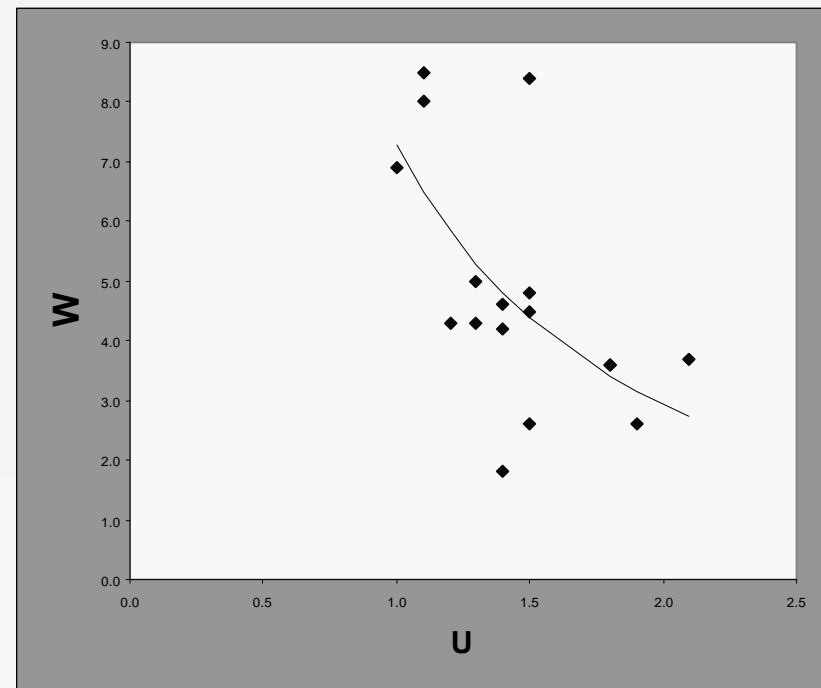
$$(2,127) \quad (1,430) \quad R^2 = 0,321$$



Αντίστροφη

$$W = -1,428 + 8,724 \frac{1}{U}$$

$$(2,067) \quad (2,847) \quad R^2 = 0,384$$





Αλληλεπίδραση μεταβλητών

Παράδειγμα $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{1i} X_{2i} + u_i$

$$\frac{\partial Y}{\partial X_1} = \beta_1 + \beta_3 X_2$$

Υποθέτει ότι η μεταβολή στο Y ύστερα από μια μεταβολή στο X δεν είναι σταθερή αλλά ***εξαρτάται από την δεύτερη μεταβλητή***

Παράδειγμα:

Q_A	I	P_A	P_B	P_C
28	340,0	42,2	50,7	78,3
30	415,0	38,1	52,0	79,2
31	435,0	40,3	54,0	79,2
31	460,0	39,5	55,3	79,2
32	495,0	37,3	54,7	77,4
33	530,0	38,1	63,7	80,2
35	560,0	39,3	69,8	80,4
36	625,0	37,8	65,9	83,9
37	665,0	38,4	64,5	85,5
38	720,0	40,1	70,0	93,7
40	770,0	38,6	73,2	106,1
40	850,0	39,8	67,8	104,8
42	915,0	39,7	79,1	114,0
43	930,0	52,1	95,4	124,1
42	1020,0	48,9	94,2	127,6
42	1170,0	58,3	123,5	142,9
42	1350,0	57,9	129,9	143,6
44	1450,0	56,5	117,6	139,2
46	1575,0	63,7	130,9	165,5
49	1760,0	61,6	129,8	203,3
50	2000,0	58,9	128,0	219,6
51	2260,0	66,4	141,0	221,6
52	2480,0	70,4	168,2	232,6

$$\hat{Q}_A = 19,37 + 0,027I - 0,032P_A + 0,077P_B + 0,029P_C - 0,0003(IP_A)$$

$$(4,79) \quad (0,007) \quad (0,180) \quad (0,060) \quad (0,042) \quad (0,00007)$$

$$R^2 = 0,963$$

$$\frac{\partial \hat{Q}_A}{\partial I} = 0,027 - 0,0003P_A$$

$$\frac{\partial \hat{Q}_A}{\partial P_A} = -0,032 - 0,0004I$$