

⇒ Απαιτούμενο της Οικονομικής

Εμπειρική επαλήθευση των υποθέσεων της οικονομικής θεωρίας και διατύπωση ποσοτικών νόμων και σχέσεων σχετικά με τη συμπεριφορά των οικονομικών φαινομένων.

Οικονομική θεωρία
Θεωρητική Οικονομική + Μαθηματική + Στατιστική.

Πχ. Αύξηση τιμών - μείωση ζήτησης τιμή $\uparrow \Rightarrow$ ζήτησης ποσό??

πχ αύξηση τιμών 10% $\Rightarrow$ μείωση ζήτησης 10%, 20%, 50%?

⇒ Σκοποί

⇒ Ποσοτικοποίηση και έλεγχος συμπεριφοράς της θεωρίας

Τα περιγραφικά δεδομένα επαληθεύουν ότι η παραγωγή ζήτησης έχει αρνητική κλίση?

Μπορούμε να περιγράψουμε τον πραγματικό αριθμό των μεταβολών που επέρχονται στη συμπεριφορά ενός φαινομένου?

⇒ Αξιολόγηση αναγνώσεων ποσοτικών

= Διερεύνηση προβλέψεων.

Νεοεπεξεργαστικός + Στοιχειώδης λογισμός

Νεοεπεξεργαστικός $C_t = \alpha + \theta Y_t$ Εκταναζισμός $Y = \text{Συνολικό Εθνικό Προϊόν}$

Η τιμή του Y καθορίζει την τιμή του C

Οι άλλοι παράγοντες παραμένουν ΑΜΕΤΑΒΛΗΤΟΙ (από προέγγραφο)

Στοιχειώδης Άλλοι παράγοντες δεν είναι αμεταβλητοί. Για αυτόν

δεν έχουμε ποίησι άλλοι έχουν επαχαις μεταβολές άλλοι έχουν πολύ μικρή επίδραση

$$C_t = \alpha + \theta Y_t + u_t$$

u_t = τυχαία στοιχειώδης όρος

2)

⇒ Πεδίο εφαρμογής

i) Μικροοικονομικά φωνήα

Συγκεκριμένα νομισματικών επιχειρήσεων.

ii) Μακροοικονομικά φωνήα

Μελέτη του συνόλου της οικονομίας

Ποσοδομα - Ποσοτά ετήσια - ΒΡΑΧΥΧΡΟΝΙΟΥ ΧΑΡΑΚΤΗΡΑ

iii) Μονήα Περιφερειακά

Μακροοικονομικά φωνήα πρόβλεψη και ορίδονα Σερία - ΙΟΕρία

Προβλεψη γενικών καταδίνων.

Βασικές έννοιες

Τοχαιά μεταβλητή X συνεχής

Τύποι x X

x_1
 x_2
 $\vdots$
 x_n

Συνάρτηση πιθανότητας $f(x)$

$f(x_1)$
 $f(x_2)$
 $\vdots$
 $f(x_n)$

Ορίσματα

→ Μέση τιμή (Προσδοκώμενη τιμή)

$$Y = g(X) \quad E(Y) = \begin{cases} \sum_{i=1}^n g(x_i) f(x_i) & \text{ακριβής - διακριτή μεταβλητή} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f(x) dx & \text{ακριβής - συνεχής μεταβλητή} \end{cases}$$

Η σειρά $\sum_{i=1}^n x_i f(x_i)$ πρέπει να συγκλίνει (υπάρχει) διακριτή X για ορισμένη $E(X)$

Σχόλιο

$$\sum_{i=1}^n x_i f(x_i) \sim \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx \quad (\text{όχι αν ακριβής διακριτή})$$

→ Διακύμανση (Variance)

$$\text{Var}(X) = E\{X - E(X)\}^2 = \sum_{i=1}^n [x_i - E(X)]^2 f(x_i) = \sigma_X^2 > 0$$

→ Συνδιακύμανση (Covariance)

$$\text{Cov}(X, Y) = E\{(X - E(X)) \cdot (Y - E(Y))\} = E(XY) - E(X) \cdot E(Y)$$

Απόδειξη

$$\text{Cov}(X, Y) = E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)] = E[XY - \mu_X Y - \mu_Y X + \mu_X \mu_Y] \quad \text{(α)} \quad \text{παράδειγμα}$$

$$E(XY) - \mu_X E(Y) - \mu_Y E(X) + \mu_X \mu_Y = E(XY) - E(X) E(Y)$$

$$\underline{\underline{\text{Cov} \Leftrightarrow 0}}$$

4)

Ανεξάρτητες μεταβλητές

X, Y τυχαίες μεταβλητές με n από κοινά αυθαίρετα σημεία $f(x, y)$

Οι περιθωριακές κατανομές των X, Y είναι $f(x), f(y)$

όπου

$$\sum_j f(x_i, y_j) = f(x_i) \quad , \quad \sum_i f(x_i, y_j) = f(y_j)$$

Ορισμός Ανεξάρτητες μεταβλητές όταν $\forall x, y$:

$$f(x, y) = f(x) \cdot f(y)$$

$$f(x/y) = f(x) \quad f(y/x) = f(y) \quad \text{δεν υπάρχει συνάρτηση συσχέτισης}$$

Θεώρημα 1 X, Y ανεξάρτητες $\Rightarrow E(XY) = E(X)E(Y)$

$$\begin{aligned} \text{Απόδειξη} \quad E(XY) &= \sum_i \sum_j x_i y_j f(x_i, y_j) \stackrel{\text{από το 1}}{=} \sum_i \sum_j x_i y_j f(x_i) f(y_j) = \\ &= \sum_i x_i f(x_i) \sum_j y_j f(y_j) = E(X)E(Y) \end{aligned}$$

Θεώρημα 2 X, Y ανεξάρτητες $\Rightarrow \text{Cov}(X, Y) = 0$

$$\text{Απόδειξη} \quad \text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) \stackrel{\text{Θ. 1}}{=} 0$$

Barua Oupipara

Q.1 A. $X = \alpha = \text{constant} \implies E(X) = \alpha$

Q.2 $E(aX) = a E(X) \quad a = \text{const}$

Ans $E(aX) = \sum_i a x_i f(x_i) = a \sum_i x_i f(x_i) = a E(X)$

Q.3 $E(aX + b) = a E(X) + b \quad a, b = \text{const}$

Ans $E(aX + b) = \sum_i (a x_i + b) f(x_i) = \sum_i a x_i f(x_i) + \sum_i b f(x_i) =$
 $a \sum_i x_i f(x_i) + b \underbrace{\sum_i f(x_i)}_{=1} = a E(X) + b$

Q.4 $E(X + Y) = E(X) + E(Y)$

Ans $E(X + Y) = \sum_i \sum_j (x_i + y_j) f(x_i, y_j) =$
 $= \sum_i \sum_j x_i f(x_i, y_j) + \sum_i \sum_j y_j f(x_i, y_j) =$
 $= \sum_i x_i \sum_j f(x_i, y_j) + \sum_j y_j \sum_i f(x_i, y_j) =$
 $= \sum_i x_i f(x_i) + \sum_j y_j f(y_j) = E(X) + E(Y)$

Q.5 $E(aX + bY + \dots) = a E(X) + b E(Y) + \dots$

Ans Q.2 + Q.4

Q.6 $\text{Var}(aX + b) = a^2 \text{Var}(X) \quad a, b = \text{constants}$

Ans $\text{Var}(aX + b) = E[aX + b - E(aX + b)]^2 \stackrel{Q.3}{=} E[(aX + b - aE(X) - b)]^2 \stackrel{Q.2}{=} E[a^2(X - E(X))^2] =$
 $a^2 E(X - E(X))^2 = a^2 \text{Var}(X)$

Q.7 $\text{Var}(X \pm Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) \pm 2 \text{Cov}(X, Y)$

Ans $\text{Var}(X + Y) = E\{[X + Y - E(X + Y)]^2\} \stackrel{Q.4}{=} E\{[X + Y - E(X) - E(Y)]^2\} = E\{[X - E(X)] + [Y - E(Y)]\}^2 =$
 $E[X - E(X)]^2 + E[Y - E(Y)]^2 + 2E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\} =$
 $= \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2 \text{Cov}(X, Y)$

6)

Θ.8

$$\begin{aligned} \text{Var}(b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_n X_n) &= \\ &= \sum_{i=1}^n b_i^2 \text{Var}(X_i) + \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n b_i b_j \text{Cov}(X_i, X_j) \end{aligned}$$

Ans $\Theta 6 + \Theta 6$

ΠΙΝΑΚΕΣ

x = διανύσμα στήλης

X πίνακας, το x είναι $\text{row } b_j, n \text{ rows}$

$$x = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_n \end{bmatrix} \quad (n \times 1)$$

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1n} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{m1} & x_{m2} & \dots & x_{mn} \end{bmatrix} \quad m \times n$$

• x, y διανύσματα στήλης

$$f(x, y) = f(x_1, x_2, \dots, x_n, y_1, y_2, \dots, y_n) \quad f(x) = f(x_1, x_2, \dots, x_n) \quad f(y) = f(y_1, y_2, \dots, y_n)$$

x, y ανεξάρτητα

$$f(x, y) = f(x) f(y) \quad \forall x, y$$

$$f(x/y) = f(x) \quad f(y/x) = f(y)$$

$$E(x) = \begin{bmatrix} E(x_1) \\ E(x_2) \\ \vdots \\ E(x_n) \end{bmatrix} \quad E(X) = \begin{bmatrix} E(x_{11}) & \dots & E(x_{1n}) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ E(x_{m1}) & \dots & E(x_{mn}) \end{bmatrix}$$

Ορίζεται Πίνακας διασποράς - συνδιασποράς Σ

$$\mu = E(x), \quad \Sigma = E\{(x - \mu)(x - \mu)'\} \quad (x - \mu)' = \text{αντίστροφος}$$

$$E(x) = \begin{bmatrix} E(x_1) \\ E(x_2) \\ \vdots \\ E(x_n) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_n \end{bmatrix} = \mu$$

Τότε έχουμε

$$E\{(x-\mu)(x-\mu)'\} =$$

$$E\left[\begin{pmatrix} x_1 - \mu_1 \\ x_2 - \mu_2 \\ \vdots \\ x_n - \mu_n \end{pmatrix} (x_1 - \mu_1, x_2 - \mu_2, \dots, x_n - \mu_n)\right] =$$

$$\begin{bmatrix} E(x_1 - \mu_1)^2 & E(x_1 - \mu_1)(x_2 - \mu_2) & E(x_1 - \mu_1)(x_n - \mu_n) \\ E(x_2 - \mu_2)(x_1 - \mu_1) & E(x_2 - \mu_2)^2 & \\ E(x_n - \mu_n)(x_1 - \mu_1) & & E(x_n - \mu_n)^2 \end{bmatrix} =$$

$$\begin{bmatrix} \text{Var}(x_1) & \text{Cov}(x_1, x_2) & \text{Cov}(x_1, x_n) \\ \text{Cov}(x_2, x_1) & \text{Var}(x_2) & \text{Cov}(x_2, x_n) \\ \text{Cov}(x_n, x_1) & \text{Cov}(x_n, x_2) & \text{Var}(x_n) \end{bmatrix}$$

$$\rightarrow A = \sigma^2 I \quad E(CA) = A$$

$$\rightarrow A = n \cdot I \quad E(CAX) = A E(X)$$

$$\rightarrow X, Y \text{ are independent} \quad E(XY) = E(X)E(Y)$$

8)

⇒ Μετατροπή οικονομικών υποδείγματος (model) σε οικονομετρικό

Αιτιώδης σχέση Κοινωνικών υποδείγματος

$$Y = \Phi(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (1)$$

Y = εξαρτημένη μεταβλητή (απ. Στοιχείο ποσότητας οφείλει)

X_i = εξηγητικές μεταβλητές

Φ = συνεχής ή συνεχείς ή και διακριτές συναρτήσεις

Υποθέτουμε ότι έχουμε $i=1, \dots, n$ παρατηρήσεις για τα $Y, X_1, \dots, X_n$ που ικανοποιούν την (1):

$$Y_i = \Phi(X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ni}) \quad i=1, 2, \dots, n$$

⇒ Μετατρέπουμε τα δεδομένα X into παρατηρήσιμα Y στο $Y = \Phi(X_1, \dots, X_n)$. Άρα δίνουμε ενδεχόμενα Y ονόματι:

$$Y_i = F(X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ni}) \quad M \leq N$$

⇒ Ανάπτυξη Taylor γύρω από το σημείο:

$$(Y_0 = F(\bar{X}_1, \bar{X}_2, \dots, \bar{X}_n), \bar{X}_1, \bar{X}_2, \dots, \bar{X}_n)$$

Συνδυάζει/συνδυάζει τις μέσες τιμές των X_i ($i=1, \dots, n$)

$$Y_i = Y_0 + \left. \frac{\partial F}{\partial X_1} \right|_{\mu, \tau} (X_{1i} - \bar{X}_1) + \left. \frac{\partial F}{\partial X_2} \right|_{\mu, \tau} (X_{2i} - \bar{X}_2) + \dots + \left. \frac{\partial F}{\partial X_n} \right|_{\mu, \tau} (X_{ni} - \bar{X}_n) +$$

$$+ \frac{1}{2} \left\{ \left. \frac{\partial^2 F}{\partial X_1^2} \right|_{\mu, \tau} (X_{1i} - \bar{X}_1)^2 + \dots + 2 \left. \frac{\partial^2 F}{\partial X_1 \partial X_2} \right|_{\mu, \tau} (X_{1i} - \bar{X}_1)(X_{2i} - \bar{X}_2) + \dots \right\} +$$

$$+ O(3) \quad \left. \begin{array}{l} \text{Σημείωση:} \\ f(x) = f(a) + f'(a)(x-a) + \frac{f''(a)}{2!}(x-a)^2 + \dots + \frac{f^{(n)}(a)}{n!}(x-a)^n + \dots \end{array} \right|$$

$$\text{Σημείωση: } Y_0 = F(\bar{X}_1, \bar{X}_2, \dots, \bar{X}_n) \quad \bar{X}_i = \frac{\sum_{j=1}^n X_{ji}}{n} = E(X_i)$$

⇒ Υποθέσεις: Το περισσότερο οικονομικά υποδείγματα είναι ΓΡΑΜΜΙΚΑ ως προς τις μεταβλητές X (ή ως προς τους δορυφόρους των)

- Πράγματι οι μεταβλητές εισέρχονται με υπόθεσης ΓΡΑΜΜΙΚΑ άρα οι άρ. αυτές είναι εκ ταυτότητας 0
- Μη γραμμική συνάρτηση, αλλά $(X_{1i} - \bar{X}_1)$ που είναι 0. Οι παρατηρήσεις δεν διαφέρουν ουσιαστικά από το μέσο άρ. Άρα οι άρ. αυτές είναι γραμμική που είναι.

$$Y_i = Y_0 + \frac{\partial F}{\partial X_1} \bigg|_{\mu} (X_{1i} - \bar{X}_1) + \frac{\partial F}{\partial X_2} \bigg|_{\mu} (X_{2i} - \bar{X}_2) + \dots + \frac{\partial F}{\partial X_m} (X_{mi} - \bar{X}_m) + Z_{1i}$$

$Z_{1i} = n$ επίδραση των άρ. αυτές

⇒ Παράγοντες μ α) που είναι επίδραση β) η ποσότητα επίδραση. Τους βρούμε:

$$Y_i = Y_0 + \frac{\partial F}{\partial X_1} \bigg|_{\mu} (X_{1i} - \bar{X}_1) + \dots + \frac{\partial F}{\partial X_m} (X_{mi} - \bar{X}_m) + Z_{1i} + Z_{2i}$$

$m < M$

$Z_{2i} = n$ επίδραση των παραγόντων μ βρούμε

⇒ οι σταθερές $\frac{\partial F}{\partial X_i} \bigg|_{\mu}$ ($i=1, \dots, m$) είναι ΣΤΑΘΕΡΕΣ ποσότητες, αφού υπολογίζονται με μέσο $\bar{X}_1, \bar{X}_2, \dots, \bar{X}_m$ άρα τότε

$$\frac{\partial F}{\partial X_i} \bigg|_{\mu} = \theta_i \quad (i=1, 2, \dots, m)$$

Άρα το προηγούμενο αντίστοιχο γίνεται:

$$Y_i = Y_0 + \theta_1 X_{1i} + \theta_2 X_{2i} + \dots + \theta_m X_{mi} + \sum_{j=1}^m \theta_j \bar{X}_j + Z_{1i} + Z_{2i}$$

Θέτουμε $\theta_0 = Y_0 - \sum_{j=1}^m \theta_j \bar{X}_j = \text{αποδοχή} \text{ } \epsilon X$

$$Y_i = \theta_0 + \theta_1 X_{1i} + \theta_2 X_{2i} + \dots + \theta_m X_{mi} + Z_{1i} + Z_{2i} \quad i=1, \dots, n$$

⇒ Αν δεν μπορούμε να έχουμε παρατηρήσεις για κάποιες μεταβλητές που σύμφωνα με τη θεωρία επηρεάζουν την εξέλιξη του φαινομένου τις ΠΑΡΑΛΕΙΠΟΥΜΕ

*
$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_j X_{ji} + \underbrace{Z_{1i} + Z_{2i} + Z_{3i}}_{Z_i}$$

$\lambda < m$

Z_{3i} = η επίδραση των παραγόντων που παραλείψαμε

⇒ Προσμεταβλητού γραμμικό υπόδειγμα

Παρατίθενται Αν οπλ των παραγόντων Y, X_j θέσουμε ως λογερίθμους έχουμε:

*
$$\log Y_i = \beta_0 + \beta_1 \log X_{1i} + \dots + \beta_j \log X_{ji} + \log Z_i$$

$\text{ή } Z_i = Z_{1i} \cdot Z_{2i} \cdot Z_{3i}$

$$Y_i = B \cdot X_{1i}^{\beta_1} \cdot X_{2i}^{\beta_2} \cdot \dots \cdot X_{ji}^{\beta_j}$$

ή
$$\beta_j = \frac{\partial Y}{\partial X_j} \cdot \frac{X_j}{Y} = \text{ελαστικότητα ως προς } X_j$$

Είναι αδύνατο να υπάρξουν ποσοτικοί παρατηρήσεις για τις μεταβλητές Z_1, Z_2, Z_3 (η καλύτερη για την ανάλυση Z)
 Κάνουμε υποθέσεις για τη φύση της Z : τυχαία ή συστηματική μεταβλητή που παίρνει αξίες με μια ορισμένη, πουν όριο άγνοηση, ανεξάρτητη πιθανοτήτων.

* ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ

⇒ Παραγόμενες που υαδισούν αναγκαστικά την παρουσία της οικονομικής μεταβλητής στα οικονομομετρικά υποδείγματα

1. Η ατέλεια των οικονομικών υποδείξεων

Εκ υποδείγμα είναι αφαιρετικά και δεν μπορεί να περιγράψει πλήρως την πραγματικότητα είναι μια προσέγγιση

2. Σφάλματα κατά την αλγεβρική επεξεργασία του υποδείγματος

⇒ Γραμμική προσέγγιση (σχετίζει όσον το δυνατότερο είδος)

⇒ Απλή μπορεί ειδικώς για να γίνει πληρύτερο ή να παραχθεί από περισσότερες των μια εξισώσεις

3. Χρησιμοποίηση στοιχείων πεδίων

Περιγράφει τη συνολική (έκτα ή και από) συμπεριφορά των τιμολογίων (νοικοκυριά, επιχειρήσεις) όπως η συμπεριφορά των επιμέρους μονάδων είναι γενικά διαφορετική από τη συμπεριφορά των στοιχείων πεδίων

4. Παράδοση ή ανακριτική παραγωγή

Εξωτερικά γεγονότα που φέρνουν ή την ανθρώπινη συμπεριφορά που δεν μπορεί να διατυπωθούν ποσοτικά

5. Παράδοση συνολικών μεταβλητών

αν πχ δεν έχουμε παρατηρήσεις ή αυτές

6. Λάθη κατά τη μέτρηση των μεταβλητών

Έχουμε λοιπόν:

$$Y_i = F(\underbrace{X_{1i}, X_{2i}}_{\text{Ερμηνευτικές μεταβλητές}}, \underbrace{X_{3i}, Z_{1i}, Z_{2i}}_{\text{Πρώτο είδος}}, \underbrace{Z_{3i}}_{\text{Δεύτερο είδος}})$$

Ερμηνευτικές μεταβλητές
Πρώτο είδος Δεύτερο είδος

ποσομετρικό γραμμικό οικονομομετρικό υπόδειγμα

$$\hookrightarrow Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + u_i$$

$$\hookrightarrow Y_i^* = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i}$$

ποσομετρικό γραμμικό οικονομικό υπόδειγμα

Διαταραχικό όρος ή όρος σφάλματος

Αξιολόγηση εδαφογίνου του υποδείγματος

→ A> Επιλογή των μεταβλητών που θα εισέλθουν στο υπόδειγμα

- Η επιλογή των μεταβλητών βασίζεται στην οικονομική θεωρία. Για την επιλογή των ποιο σημαντικών από αυτές που τελικά θα εμφανιστούν στο πρόβλημα καταφεύγουμε σε εμπειρικά και στατιστικά κριτήρια.
- Υπόδειγμα 1 εδίνοντας:
 - εδαφογενείς μεταβλητές αυτές που ενδιαφερόμαστε να ερμηνεύσουμε τη συμπεριφορά τους
 - ερμηνεύσιμες ή ανεξάρτητες μεταβλητές ερμηνεύουν την εδείξη
- Υπόδειγμα 2 εδίνοντας:
 - εδαφογενείς μεταβλητές ερμηνεύουν την εδείξη
 - ερμηνεύσιμες ή ανεξάρτητες μεταβλητές ερμηνεύουν την εδείξη

Παρατήρηση: Στο οικονομικό υπόδειγμα η εδαφογενής μεταβλητή βρίσκεται αριστερά ενώ η ανεξάρτητη δεξιά. Η θέση των μεταβλητών δεν επιτρέπει να αξιολογηθεί για αιτιατή σχέση.

Διάκριση μεταβλητών σε πρώτης κ' δεύτερης τάξης: εμπειρία, στατιστικά κριτήρια, αν δεν έχουμε στατιστικά στοιχεία για μια μεταβλητή την κατατάσσουμε ως δεύτερης τάξης

→ B> Επιλογή μαθηματικού τύπου του υποδείγματος

Κριτήρια: 1) Συμβατότητα του αξιολογικού εδίνοντας με την οικονομική θεωρία

2) Βαθμός ερμηνευτικής ικανότητας

3) Περαιτέρω ικανότητα του υποδείγματος

4) Αποδοτικότητα μαθηματικής επεξεργασίας

Παράδειγμα

$$C_t = F(Y_t, U_t)$$

C_t = κατανάλωση καταναλωτή

Y_t = κατανάλωση εισοδήματος

U_t = ανεξάρτητο ζεύγος τιμών

$$C_t = \alpha_1 + \beta_1 Y_t + u_t \quad \text{γραμμική σχέση}$$

Οριακή ροπή προς κατανάλωση
 $\frac{dC}{dY} = \beta_1 = \text{σταθερά}$

$$C_t = \alpha_2 + \beta_2 \log Y_t + u_t \quad \text{ημιλογαριθμική σχέση}$$

$\frac{dC}{dY} = \frac{\beta_2}{Y} = \text{αντίστροφο του } Y$

→ Υπόθεση μιας εξίσωσης ή συνάρτησης εξαρτημένης.

Σύνοψη: ίσως περιγράφει σωστά γιατί λαμβάνει υπόψη τα πιο σημαντικά σχέδια αλλά είναι δύσκολο να πειστεί κανείς

Υπάρχουν αλληλεπιδράσεις μεταξύ των μεταβλητών της υπόθεσης

Πρόβλεψη: Σχέση αιτίας αποτελέσματος είναι πολύ απλοποιημένη

Παράδειγμα

$$C_t = \phi(Y_t, C_{t-1}, u_t)$$

Συνάρτηση

Καταναλωτής

$$I_t = F(Y_{t-1}, r_t, u_t)$$

Επενδυτής

$$T_t = f(Y_t, \varepsilon_t)$$

Φορολογική εισοδήματα

→ Συνολική ροπή

→ Θεωρητική

$$Y_t = C_t + I_t + G_t$$

Ορισμός Εθνικού Εισοδήματος → Ορισμός ή ταυτότητα

Ταχυστοίχοι (αυτοκίνητο) παραγωγή

C = κατανάλωση

Y = εθνικό εισόδημα

I = επένδυση

r = ύψος επιτοκίου

T = φορολογικά έσοδα

G = δημόσιες δαπάνες

C_t, I_t, T_t, Y_t = εξαρτημένες ή ενδογενείς μεταβλητές

$C_{t-1}, Y_{t-1}, r_t, G_t$ = προαποσυντεταγμένες ή ανεξάρτητες μεταβλητές πρώτου τάξης

Γραμμικότητα υποδείξεων

Πχ. $Y = F(X_1, X_2)$

Γραμμικό ως προς τις μεταβλητές: αν οι πρώτες περιόδους που γράφονται ως προς X_1, X_2 είναι ανεξάρτητες των X_1, X_2 αντίστροφα.

Γραμμικό και προσδεμένο ποσό: αν οι πρώτες περιόδους που γράφονται ως προς X_1 είναι ανεξάρτητες των X_1 και X_2 και αντίστροφα για τις πρώτες περιόδους που γράφονται ως προς X_2 .

Γραμμικό ως προς τις παραμέτρους: $\frac{\partial F}{\partial \theta_1}$ όχι, $f(\theta_1)$ $\frac{\partial F}{\partial \theta_2}$ όχι, $f(\theta_2)$

Παραδείγματα

Γραμμικό + προσδεμένο $Y = \theta_1 + \theta_2 X_2 + \theta_3 X_3 + u$

Μη γραμμικό (ως προς X_1) $Y = \theta_1 + \theta_2 X_2 + \theta_3 X_2^2 + u$

Γραμμικό τις μεταβλητές $Y = \theta_1 + \theta_2 X_2 + \theta_3 X_3 + \theta_4 X_2 X_3 + u$

$Y = \beta X_2^{\theta_1} X_3^{\theta_2} \cdot u$ είναι γραμμικό? ΟΧΙ στις παραμέτρους και τις μεταβλητές.

Άσκηση

Να τελετωθεί ως προς την προσδεσιμότητα το υπόδειγμα.

$Y = 10 + 6 X_1 \cdot X_2$

Λύση

$\frac{\partial Y}{\partial X_1} = 6 \cdot X_2$ Επειδή η $\frac{\partial Y}{\partial X_1}$ δεν είναι ανεξάρτητη των X_2 το υπόδειγμα δεν είναι προσδεμένο.

$\frac{\partial Y}{\partial X_2} = 6 \cdot X_1$ Το υπόδειγμα είναι γραμμικό αφού οι $\frac{\partial Y}{\partial X_1}$ και $\frac{\partial Y}{\partial X_2}$ δεν είναι συναρτήσεις των X_1, X_2 αντίστροφα.