

---

## Izabrane teme višestrukog KLRM

### TESTIRANJE LINEARNIH OGRANIČENJA NA PARAMETRE

ZORICA MLADENOVIĆ

1

1

### Struktura

---

#### Linearno ograničenje na parametre modela

- Primeri
- Opšti pojam

#### Testiranje validnosti linearnih ograničenja na parametre modela

- t - test
- F – test
- Primeri

ZORICA MLADENOVIĆ

2

2

## Primer I (prethodno korišćen)

Dati su godišnji podaci o potrošnji piva, relativnoj ceni piva i realnom dohotku na slučaj izabranih domaćinstava.

Prema uzorku od 20 godina ocenjeni su parametre cenovne i dohodne elastičnosti tražnje za pivom iz modela:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i, i = 1, 2, \dots, 20$$

Promenljive

$Y_i$  - *ln (potrošnja piva)*

$X_{1i}$  - *ln (relativna cena piva)*

$X_{2i}$  - *ln (realni nivo dohotka)*

3

$$\hat{Y}_i = -6.174 - 1.333X_{1i} + 1.120X_{2i}$$

□ -1.333, cenovna elastičnost tražnje

Ako se **relativna cena poveća za 1%**, tada tražnja za pivom **opada za 1.33%**, pod pretpostavkom da nivo realnog dohotka ostaje nepromenjen

□ 1.120, dohodna elastičnost tražnje

Ako se **realni dohodak poveća za 1%**, onda tražnja za pivom **raste za 1.12%**, pod pretpostavkom da se ne menja cena piva.

4

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

$$\hat{Y}_i = -6.174 - 1.333X_{1i} + 1.120X_{2i}$$

- Novo pitanje:
- Da li možemo smatrati da je zbir cenovnog i dohodnog elasticiteta jedan nuli?
- Ako jeste, onda se istovremeno jednogodnotno povećanje cene i dohotka neutrališe.
- Formulacija iskaza da je zbir cenovnog i dohodnog elasticiteta jednak nuli:

$$\beta_1 + \beta_2 = 0$$

5

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

$$\hat{Y}_i = -6.174 - 1.333X_{1i} + 1.120X_{2i}$$

- Formulacija  $\beta_1 + \beta_2 = 0$  predstavlja linearno ograničenje na parametre modela.
- Linearno ograničenje na parametre modela predstavlja linearnu vezu čiju valjanost testiramo postavkom sledećih hipoteza:

- $H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 0$   
 $H_1 : \beta_1 + \beta_2 \neq 0.$

6

## Primer II

Posmatramo Cobb-Douglasovu proizvodnu funkciju za datu granu industrije:

$$Q = \beta_0 L^{\beta_1} K^{\beta_2} e^{\varepsilon}$$

$Q$  – proizvodnja,

$L$  – broj radnih časova,

$K$  – vrednost kapitala.

- elastičnost proizvodnje u odnosu na rad:  $\beta_1$
- elastičnost proizvodnje u odnosu na kapital:  $\beta_2$

7

## Primer II (a)

$$Q = \beta_0 L^{\beta_1} K^{\beta_2} e^{\varepsilon}$$

- Pitanje u formi linearnih ograničenja na parametre:
- Da li su u datoj grani industrije prinosi konstantni?
- Ako jeste, onda je zbir elastičnosti proizvodnje u odnosu na rad i elastičnosti proizvodnje u odnosu na kapital jednak jedan.
  - Proizvodnja raste proporcionalno rastu proizvodnih utrošaka.
- Formulacija iskaza da su prinosi konstantni:

$$\beta_1 + \beta_2 = 1$$

8

Primer II (a)

$$Q = \beta_0 L^{\beta_1} K^{\beta_2} e^{\varepsilon}$$


---

- I ovo je formulacija linearnog ograničenja na parametre:

$$\beta_1 + \beta_2 = 1 \Leftrightarrow \beta_1 + \beta_2 - 1 = 0$$

- Hipoteze od interesa:

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

$$H_1 : \beta_1 + \beta_2 \neq 1.$$

9

Primer II (b)

$$Q = \beta_0 L^{\beta_1} K^{\beta_2} e^{\varepsilon}$$


---

- Novo pitanje u formi linearnih ograničenja na parametre:
- Da li su u datoj grani industrije **jednake** vrednosti elastičnosti proizvodnje u odnosu na rad i elastičnosti proizvodnje u odnosu na kapital?
- Formulacija iskaza o jednakosti dva elasticiteta:

$$\beta_1 = \beta_2$$

10

Primer II (b)

$$Q = \beta_0 L^{\beta_1} K^{\beta_2} e^\varepsilon$$


---

- Formulacija linearnog ograničenja na parametre:

$$\beta_1 = \beta_2 \Leftrightarrow \beta_1 - \beta_2 = 0$$

- Hipoteze od interesa:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2$$

$$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2.$$

11

Testiranje validnosti linearnih  
ograničenja na parametre modela

---

- Može se ostvariti na dva načina. Koriste se:
  - $t$  - test
  - $F$  - test

12

## Primena t-testa

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

$$H_1 : \beta_1 + \beta_2 \neq 0.$$

$$\varepsilon_i : N(0, \sigma^2)$$

$$Y_i : N(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i}, \sigma^2)$$

$$\left. \begin{array}{l} b_1 : N(\beta_1, v(b_1)) \\ b_2 : N(\beta_2, v(b_2)) \end{array} \right\} \Rightarrow b_1 + b_2 : N(\beta_1 + \beta_2, v(b_1 + b_2))$$

$$v(b_1 + b_2) = v(b_1) + v(b_2) + 2 \text{cov}(b_1, b_2)$$

ZORICA MLADENOVIĆ

13

13

$$\left. \begin{array}{l} \frac{(b_1 + b_2) - (\beta_1 + \beta_2)}{\sqrt{v(b_1 + b_2)}} : N(0, 1) \\ H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 0 \end{array} \right\} \Rightarrow \frac{b_1 + b_2 - 0}{\sqrt{v(b_1 + b_2)}} : N(0, 1)$$

$$v(b_1 + b_2) = ?$$

1. Varijansa linearne kombinacije se zamenjuje

ocenom varijanse linearne kombinacije:  $\hat{v}(b_1 + b_2) = s_{(b_1 + b_2)}^2$

2. Kvadratni koren,  $s_{(b_1 + b_2)}$ , je

standardna greška linearne kombinacije.

3. Relevantna test-statistika je  $\frac{b_1 + b_2}{s_{(b_1 + b_2)}} : t_{n-k}, n - k = n - 3$

14

Test-statistika koju koristimo je:

$$t_{n-k} = \frac{b_1 + b_2}{s_{(b_1+b_2)}}$$

Ako je :

$$v(b_1 + b_2) = v(b_1) + v(b_2) + 2 \text{cov}(b_1, b_2)$$

onda za ocenu varijanse važi:

$$\widehat{v}(b_1 + b_2) = \widehat{v}(b_1) + \widehat{v}(b_2) + 2 \widehat{\text{cov}}(b_1, b_2)$$

ili samo drugačije označeno:

$$s^2_{(b_1+b_2)} = s^2_{b_1} + s^2_{b_2} + 2 \widehat{\text{cov}}(b_1, b_2)$$

tako da za imenilac test-statistike imamo

$$s_{(b_1+b_2)} = \sqrt{s^2_{(b_1+b_2)}}$$

15

15

Kako dolazimo do vrednosti u imeniocu,  $s_{(b_1+b_2)}$ ?

$$s^2_{(b_1+b_2)} = s^2_{(b_1)} + s^2_{(b_2)} + 2 \widehat{\text{cov}}(b_1, b_2)$$

$$s_{(b_1+b_2)} = \sqrt{s^2_{(b_1+b_2)}}$$

i

$$\widehat{\text{cov}}(b_1, b_2) = -\frac{rs^2}{(1-r^2)\sqrt{\sum x_{1i}^2 \sum x_{2i}^2}} \rightarrow$$

→ ocena kovarijanse između ocena  $b_1$  i  $b_2$

$$s^2_{b_1} = \frac{s^2}{(1-r^2)\sum x_{1i}^2} \rightarrow \text{ocena varijanse ocene } b_1$$

$$s^2_{b_2} = \frac{s^2}{(1-r^2)\sum x_{2i}^2} \rightarrow \text{ocena varijanse ocene } b_2$$

16

16



**Primer 7.2. Udžbenik**

**Da li je zbir dohodnog i cenovnog elasticiteta nula?**

$$\hat{Y}_i = -6.17 - 1.33X_{1i} + 1.127X_{2i}, \quad r = 0.89 \Rightarrow r^2 = 0.79, \quad s^2 = 0.001838$$

(0.113)    (0.127)

$$\widehat{\text{cov}}(b_1, b_2) = -\frac{rs^2}{(1-r^2)\sqrt{\sum x_{1i}^2 \sum x_{2i}^2}} = -\frac{0.89 \cdot 0.001838}{(1-0.79)\sqrt{0.685833 \cdot 0.543830}}$$

$$\widehat{\text{cov}}(b_1, b_2) = -0.01276$$

$$s_{b_1}^2 = 0.01276, \quad s_{b_2}^2 = 0.01609,$$

$$s_{(b_1+b_2)}^2 = s_{b_1}^2 + s_{b_2}^2 + 2\widehat{\text{cov}}(b_1, b_2) = 0.01276 + 0.01609 + 2 \cdot (-0.01276)$$

$$s_{(b_1+b_2)}^2 = 0.00333 \Rightarrow s_{(b_1+b_2)} = 0.058$$

17

17

**Primer 7.2. Udžbenik II**

$$\hat{Y}_i = -6.17 - 1.33X_{1i} + 1.12X_{2i},$$

(0.113)    (0.127)

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

$$H_1 : \beta_1 + \beta_2 \neq 0.$$

$$t_{n-3} = \frac{b_1 + b_2}{s_{(b_1+b_2)}} = \frac{-1.33 + 1.12}{0.058} = -3.62 \left. \vphantom{t_{n-3}} \right\} \Rightarrow |-3.62| > 2.11 \text{ H}_0 \text{ SE NE USVAJA.}$$

$$t_{17}(0.025) = 2.11$$

Da li možemo smatrati da je zbir cenovnog i dohodnog elasticiteta jedan nuli?

ODGOVOR: NE

18

18

## Primena F-testa

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

$$\Rightarrow \beta_2 = -\beta_1$$

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

$$\Rightarrow Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} - \beta_1 X_{2i} + \varepsilon_i$$

$$\Rightarrow Y_i = \beta_0 + \beta_1 (X_{1i} - X_{2i}) + \varepsilon_i$$

$$\Rightarrow Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{3i} + \varepsilon_i$$

$$X_{3i} = X_{1i} - X_{2i}$$

Ovo je model sa ograničenjem na parametre modela.

Metod ONK primenjen pod ograničenjem  $H_0$  :

metod ograničenih najmanjih kvadrata.

1. Ocenjuje se model

pod ograničenjem nulte hipoteze:

$$\hat{Y}_i = b_0 + b_1 X_{3i}$$

i dobija se rezidualna suma kvadrata sa ograničenjem:  $\sum e_o^2$

2. Ocenjuje se polazni model.

To je model bez ograničenja

$$\hat{Y}_i = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i}$$

Ovom modelu odgovara rezidualna suma kvadrata bez ograničenja:  $\sum e_b^2$

3. Da li se dve rezidualne sume kvadrata značajno razlikuju?

Ukoliko ne, onda je ograničenje verovatno opravdano.

4. Formalno testiranje:

$$F_B^g = \frac{(\sum e_o^2 - \sum e_b^2) / g}{\sum e_b^2 / B}$$

$g$  = broj ograničenja

$B$  = broj stepeni slobodne početnog modela

U datom primeru:  $g=1, B = n - 3$ :

$$F_{n-3}^1 = \frac{(\sum e_o^2 - \sum e_b^2) / 1}{\sum e_b^2 / (n-3)}$$

### Primena F-testa: uopštenje

Model	Sa ograničenjem	Bez ograničenja
Rezidualna suma kvadrata	$\sum e_o^2$	$\sum e_b^2$
Broj ograničenja	$g$	-
Broj stepeni slobode	-	$n-k$

$$F_{n-k}^g = \frac{(\sum e_o^2 - \sum e_b^2) / g}{\sum e_b^2 / (n-k)}$$

$g$  – razlika između broja parametara dva modela

## Primena F-testa: rezime

- Testom se suštinski meri prirast rezidualne sume kvadrata usled nametanja linearnog ograničenja.
  - Primenom F-testa proveravamo da li je prirast statistički značajan ili ne.
    - Ako nije, ne odbacujemo nultu hipotezu i zaključujemo da je opravdano postavljanje linearnog ograničenja.
    - Ako jeste, odbacujemo nultu hipotezu i zaključujemo da linearno ograničenje nije validno.
- U slučaju jednog linearnog ograničenja, t i F test su alternativni.

ZORICA MLADENOVIĆ

23

23

## Primena F-testa na bazi koeficijenta determinacije

$R_o^2$ ,  $R_b^2$  - koef. determinacije

$$F_{n-k}^g = \frac{(\sum e_o^2 - \sum e_b^2) / g}{\sum e_b^2 / (n-k)} : \frac{\sum y^2}{\sum y^2}$$

$$F_{n-k}^g = \frac{(\sum e_o^2 / \sum y^2 - \sum e_b^2 / \sum y^2) / g}{\sum e_b^2 / \sum y^2 / (n-k)}$$

$$F_{n-k}^g = \frac{((1 - R_o^2) - (1 - R_b^2)) / g}{(1 - R_b^2) / (n-k)}$$

$$F_{n-k}^g = \frac{(R_b^2 - R_o^2) / g}{(1 - R_b^2) / (n-k)}$$

ZORICA MLADENOVIĆ

24

24

**Primer 7.2. Udžbenik**

**Da li je zbir dohodnog i cenovnog elasticiteta nula? III**

Polazni model  $\Leftrightarrow$  model bez ograničenja:

$$\hat{Y}_i = -6.17 - 1.33X_{1i} + 1.127X_{2i}, \sum e_b^2 = 0.03125, n - k = 17$$

(0.113)      (0.127)

Model sa ograničenjem:

$$\hat{Y}_i = -8.35 - 1.33(X_{1i} - X_{2i}), \sum e_o^2 = 0.05592,$$

$$F_{17}^1 = \frac{(0.05592 - 0.03125)/1}{0.03125/17} = 13.4 > F_{17}^1(0.05) = 4.45$$

$$13.4 \doteq (-3.62)^2.$$

- ❑ Ne možemo smatrati da je zbir cenovnog i dohodnog elasticiteta jedan nuli.

25

25

**Primer 7.3.**

- ❑ Posmatramo uzorak od 900 podataka koji je dobijen na osnovu anketiranja finansijskih analitičara u V. Britaniji (Asteriou and Hall, 2007). Ocenjen je model:

$$\ln \hat{Y}_i = 5.53 + 0.0731X_{1i} + 0.0154X_{2i} + 0.0130X_{3i}, R^2 = 0.15$$

(0.0066)      (0.0034)      (0.0026)

$\hat{Y}_i$  – mesečna zarada,  $X_{1i}$  – godine školovanja,

$X_{2i}$  – ukupne godine radnog staža,

$X_{3i}$  – godine radnog staža provedene u istoj kompaniji.

- ❑ Interpretirati ocene parcijalnih koeficijenata nagiba.
- ❑ Ako je poznato:  $\text{cov}(b_2, b_3) = -0.00000220$  testirati hipotezu da ukupne godine radnog staža i godine radnog staža provedene u istoj kompaniji imaju istovetan uticaj na zaradu.

26

26