

Prace24.pl

Profesjonalne Pisanie Prac

raty + antyplagiat + gwarancja

3

Ekonometria Wykład 3
WŁASNOŚCI ESTYMATORÓW

Estymator nieobciążony:

1. Jeśli jego wartość oczekiwana (nadzieja matematyczna) jest równa estymowanemu parametrowi $E(a)=a$
2. Dla Modelu danego jako $y = Xa +$ wektor parametrów strukturalnych dany jest jako $a = (X'X)^{-1} X'Y$
3. $E(a) = E[(X'X)^{-1} X'Y] = E[(X'X)^{-1} X' * (Xa +)]$
4. Zakłada się, że zmienne objaśniające są nielosowe $E()=0$
5. Stąd estymator parametrów strukturalnych jest nieobciążony jeżeli:
 - a. Zmienne objaśniające są nielosowe - kowariancja składnika losowego nie zależy od zmiennych objaśniających $E(X)=0$
 - b. Składnik losowy ma wartość oczekiwaną 0

Estymator Zgodny:

1. Estymator parametru jest zgodny jeżeli jest stochastycznie zbieżny do szacowanego parametru . Oznacza to, że przy wzroście liczby obserwacji do nieskończoności, jego wartość dąży stochastycznie do prawdziwej wartości szacowanego parametru:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\{ | \hat{a} - a | < \epsilon \} = 1$$

Jeżeli wraz ze wzrostem liczebności próby oczekiwana wartość rozkładu estymatora zmierza do wartości szacowanego parametru, a jednocześnie wariancja estymatora zmierza do zera, to estymator taki jest zgodny

Estymator efektywny:

Przy danych kilku estymatorach zgodnych i nieobciążonych estymatorem najefektywniejszym jest ten, który posiada najmniejszą wariancję.

Jeżeli spełnione są założenia KMNK (dotyczące składnika losowego oraz zmiennych objaśniających) to estymator

$\hat{a} = (X'X)^{-1} X'Y$ jest estymatorem najefektywniejszym spośród estymatorów liniowych, gdzie jego wariancja dana jest następującą formułą:

$D^2(\hat{a}) = \sigma^2 (X'X)^{-1}$ jako macierz wariancji i kowariancji, na głównej przekątnej wariancje estymatorów, poza nią kowariancje.

$$\sigma^2 = S^2(u)$$

Założenia klasycznej metody najmniejszych kwadratów do własności estymatorów:

1. Jeżeli zmienne objaśniające są współliniowe, to nie istnieje estymator dany formułą $\hat{a} = (X'X)^{-1} X'Y$, ponieważ nie istnieje macierz odwrotna do macierzy $(X'X)$ to wyznacznik jest równy 0, czyli $\det(X'X) = 0$.

2. Jeżeli wariancja składnika losowego nie jest stała to:

$\hat{a} = (X'X)^{-1} X'Y$ jest nieobciążony, i zgodny, ale nie jest najefektywniejszy. Musi istnieć stałość wariancji w

czasie $\sigma^2 = \sigma^2$. Często się rezygnuje z efektywności estymatora

3. Jeżeli składnik losowy jest zależny $cov(u_t, u_{t+1}) \neq 0$, a w zbiorze zmiennych objaśniających nie ma zmiennej endogenicznej opóźnionej (Y_{t-1}) w czasie to $\hat{a} = (X'X)^{-1} X'Y$ jest nieobciążony i zgodny, ale nie jest już najefektywniejszy

(...)

... jednostkowa

$$D^2(\hat{a}) = \sigma^2$$

2. Nie jest spełnione założenie o jednorodności wariancji składnika losowego a. $D^2(\hat{a}_1) \neq D^2(\hat{a}_2) \dots$

$$D^2(\hat{a}_n) = \sigma^2$$

b. Brak autokorelacji czyli składnik losowy jest niezależny $E(u_t, u_{t+1}) = 0$

c. Wówczas macierz wariancji i kowariancji składnika losowego jest macierz diagonalna i ma postać:

$$D^2(u) = \begin{pmatrix} \sigma^2 & & \\ & \sigma^2 & \\ & & \dots \end{pmatrix}$$

$$0 \dots 0$$

$$E(u_t, u_{t'}) = 0$$

$$0$$

...

$$D^2(u) = \begin{pmatrix} \sigma^2 & & \\ & \sigma^2 & \\ & & \dots \end{pmatrix}$$

...

...

...

0

...

0 0

...

$D^{\wedge}(n)$

3. Jeżeli spełnione jest założenie o jednorodności wariancji składnika losowego, czyli (dzieli próbę na 2 części i w obu wariancje będą równe):

a. $D^{\wedge}(1) = D^{\wedge}(2) = \dots = D^{\wedge}(n) = \delta^{\wedge}$

b. Składnik losowy jest zależny (występuje jego autokorelacja)

c. Wówczas macierz wariancji i kowariancji składnika losowego jest macierzą symetryczną i ma postać:

1 ρ 2 2

...

ρ 1 n

ρ E (, ') 2 1

1 ...

... składnika losowego jest macierzą symetryczną i ma postać (tak jak w sytuacji 1).

Sytuacje 3 i 4 to tzw. „egzamin” dla modelu i nie jest zależne od naszych błędów.

ρ

...

Wykład - Własności estymatorów KMNK

Liniowa funkcja trendu- wykład 8

Schemat Gaussa-Markowa

Ekonometria - Test

Zadania prawda-fałsz

Pytania testowe

Reklama

-
-
-
-
-
-

-
-
-
-
-
-
-
-
-
-
-
-
-
-
-
-

-
-

-
- Prawa autorskie
-
- Reklama
-
-
-
-
- Kontakt

