

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + u \quad \text{BDR}$$

model $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u \quad \text{ÇDR}$

(çözüm) $\Rightarrow \hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2$

$\hat{\beta}_1$ ve $\hat{\beta}_2$

$$E(\hat{\beta}_1 | X) = \beta_1$$

$$\text{Var}(\hat{\beta}_1 | X) = \frac{\hat{\sigma}^2}{\text{SST}_1 (1 - R_1^2)}$$

$$\hat{\beta}_1 | X \sim \left(\underbrace{\beta_1}_{\text{ort}}, \underbrace{\text{Var}(\hat{\beta}_1)}_{\text{varyansı}} \right)$$

$\hat{\beta}_1$ + Dağılımı $\Rightarrow \beta_1$ hakkında ne söylebiliriz

ÇDR.8 : Normallik Varsayımı

Anakütle hata terimi u bağımsız değişken x 'lerden bağımsızdır ve Ortalaması 0'dır varyansı σ^2 olan normal dağılıma uyar.

$u \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2)$ independently
identically
distributed

• Normallik varsayımı ile GDR 5 - GDR 7 sağlanır. varsayımlar

$E(u|X) = 0$
 $E(u) = 0$ $Var(u) = \sigma^2$
 $Corr(u_i, u_j) = 0$

* GDR 1 - GDR 7 + Normallik \Rightarrow Klasik varsayımlar.
Gauss Markov
Vars.

• Klasik varsayımlar altında SEKK P.T. $\hat{\beta}_j$ 'ler sadece doğrusal tahmin ediciler arasında değil, doğrusal olsun ya da olmasın tüm tahmin ediciler arasında sapmasız ve en küçük varyanslı olanlardır.

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u$$

$$\hat{E}(y|X) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k$$

$$Var(y|X) = \sigma^2$$

$$y|X \sim N(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k, \sigma^2)$$

ÖR: $X \sim N(0, \sigma^2)$ $\hat{E}(X) = 0$
 $Var(X) = \sigma^2$

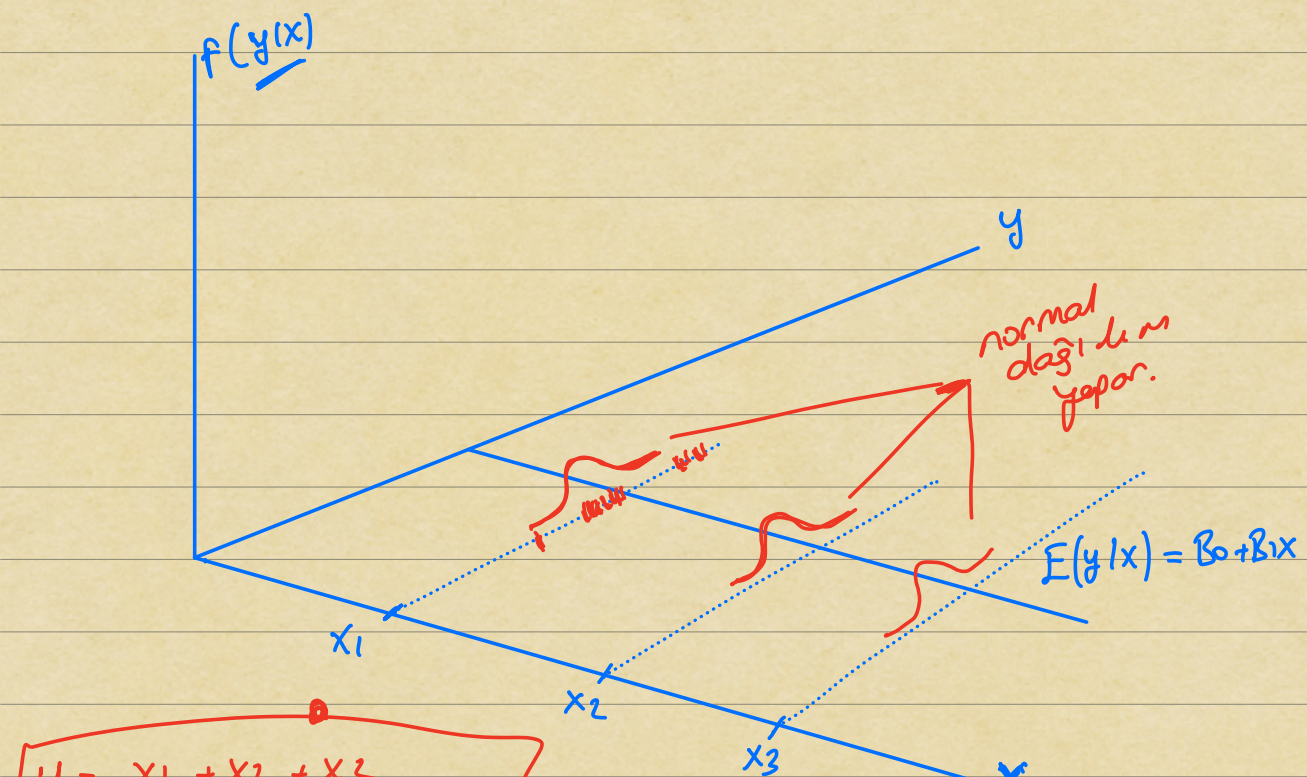
$Y = 2X + b \Rightarrow$ nasıl dağılır Y ?

$$\begin{aligned} E(Y) &= E(2X + b) & \text{Var}(Y) &= \text{Var}(2X + b) \\ &= 2E(X) + b & &= 2^2 \text{Var}(X) \\ &= 2 \cdot 0 + b & &= 4\sigma^2 \\ &= b \end{aligned}$$

$$Y \sim N(b, 4\sigma^2)$$

$$y|X \sim N(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k, \sigma^2)$$

$$\begin{aligned} E(Y|X) &= E(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u | X) \\ &= \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k \end{aligned}$$



u = $\hat{u}_1 \hat{u}_2 \dots \hat{u}_n$
 yetenek Lokasyon Soru

SEKK P.T. $\hat{\beta}_T$ -lerin ÖRNEKLEM DAĞILIMLARI

$$\hat{\beta}_T = \frac{\sum \hat{r}_{i,T} y_i}{\sum \hat{r}_{i,T}^2} = \sum w_{i,T} y_i$$

$$w_{i,T} = \frac{\hat{r}_{i,T}}{\sum \hat{r}_{i,T}^2}$$

$$\hat{\beta}_T = \sum w_{i,T} y_i$$

GDRI-GD7 varsayımları altında SEKK p.t.
 $\hat{\beta}_T$ -lerin örneklem dağılımları

$$\hat{\beta}_T | X \sim (\beta_T, \text{Var}(\hat{\beta}_T))$$

Normallik varsayımı eklendiğinde

$$\hat{\beta}_T | X \sim N(\beta_T, \text{Var}(\hat{\beta}_T))$$

standardize
 edelim.

tahmin değeri

ortalama

(hipotez testindeki değer
 olacak)

$$\frac{\hat{\beta}_T - \beta_T}{\text{sd}(\hat{\beta}_T)} \sim N(0, 1)$$

$$\text{sd}(\hat{\beta}_T) = \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{SST_1(1-R_1^2)}}$$

$$\text{se}(\hat{\beta}_T) = \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{SST_1(1-R_1^2)}}$$

$$t_{\hat{\beta}_T} = \frac{\hat{\beta}_T - \beta_T}{\text{se}(\hat{\beta}_T)} \sim t_{n-k-1}$$

istatistik değeri



$n =$ gözlem sayısı

t_{n-k}

$k =$ bağımsız değişken sayısı

$k =$ parametre sayısı

$k+1 =$ parametre

$$n - (k+1) = n - k - 1$$

$$\begin{aligned} & \text{Model: } Y = \beta_0 + \beta_1 X + \epsilon \\ & \beta_j | X \sim N(\beta_j, \text{Var}(\beta_j)) \end{aligned}$$

t - Testi

① Sağ Kuyruk t-testi (Tek Yönlü Anlamlılık Testi)

- Çift kuyruk t-testine göre güçlüdür.
- Parametrenin isareti ilgili en bir koşul varsa kullan.

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + \epsilon$$

$H_0: \beta_j = 0 \Rightarrow$ mevcut durum
 $H_1: \beta_j > 0 \Rightarrow$ araştırılan durum

Null hipotez temel hipotez
Sıfır hipotez alternatif (karşı) hipotez

hipotenden gelen değer. (H_0)

$$t_{\hat{\beta}_j} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{se(\hat{\beta}_j)} = \frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)} \sim t_{n-k-1}$$

t-ist

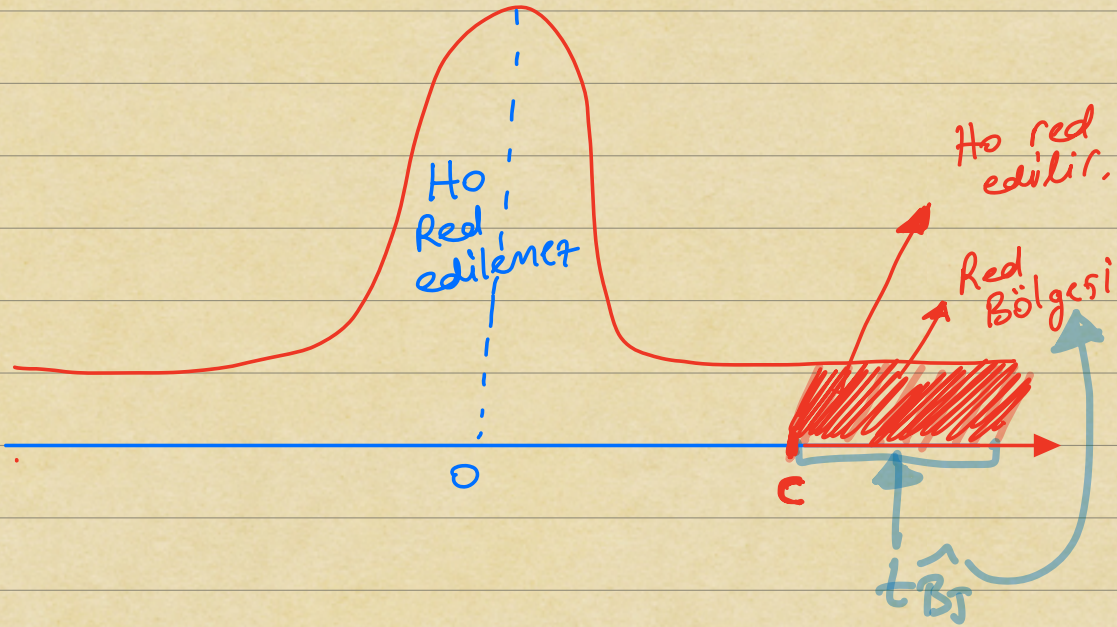
• $c =$ kritik değeri hesaplanmalı !!

• Karar Kuralı: Hesaplanan $t_{\hat{\beta}_j}$ test istatistiği ilgili anlamlılık düzeyinde (α) kritik değerden (c) büyükse H_0 red edilir. Aksi takdirde H_0

red edilmez.

$t_{BT}^{\wedge} > c$ ise H_0 RED EDİLİR.

$t_{BT}^{\wedge} < c$ ise H_0 RED EDİLEMEZ



α = anlamlılık düzeyi (hata payı)

↳ genelde alınan : %1, %5, %10
değer ↓ ↓ ↓
0.01 0.05 0.1

Ör: $\alpha = \%5 \Rightarrow$ 100 kere test yaptığında 5 kere H_0 doğru olduğunda Red edilir. 95 kere red edilmez.

H_0 : Masum

H_1 : masum değil (suçlu)

α = anlamlılık düzeyi.

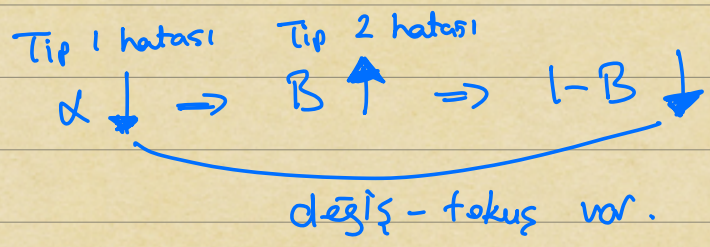
Gerçek

		H_0 Masum	H_1 Suçlu
Karar	Masum	masumu masum buldu $1 - \alpha$	suçlunun masum bulunması β (Tip 2 hatası)
	Suçlu	masumu suçlu buldu	suçlu olan kişi

güçdür.	α (Tip I hatası)	saçma bulma 1-B
---------	-------------------------	--------------------

✓ 1-B \Rightarrow güç \uparrow

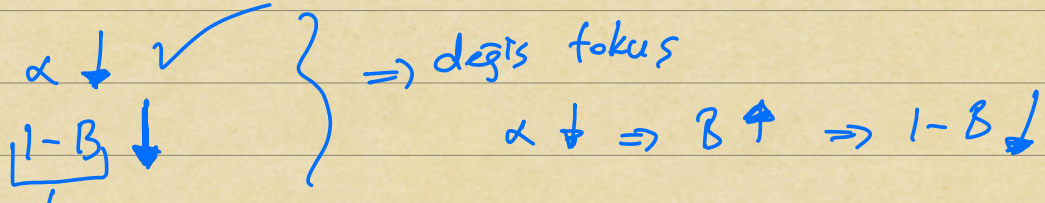
✓ α \Rightarrow hata \downarrow



H_0 (Gerçekte)

H_0 ile ilgili Karar

	Doğru \downarrow	Yanlış \downarrow
Red edilmez	Doğru Karar 1- α (doğru negatif)	Yanlış Karar Tip 2 Hatası β yanlış negatif
Red edilir	Yanlış Karar Tip I hatası α (yanlış pozitif)	Doğru Karar 1-B (doğru pozitif)



- Tip II (β) \downarrow \Rightarrow n \uparrow ya da α \uparrow
- \hookrightarrow 1-B \uparrow

C = kritik değer hesaplanmalı

\hookrightarrow α verilmiş olsun

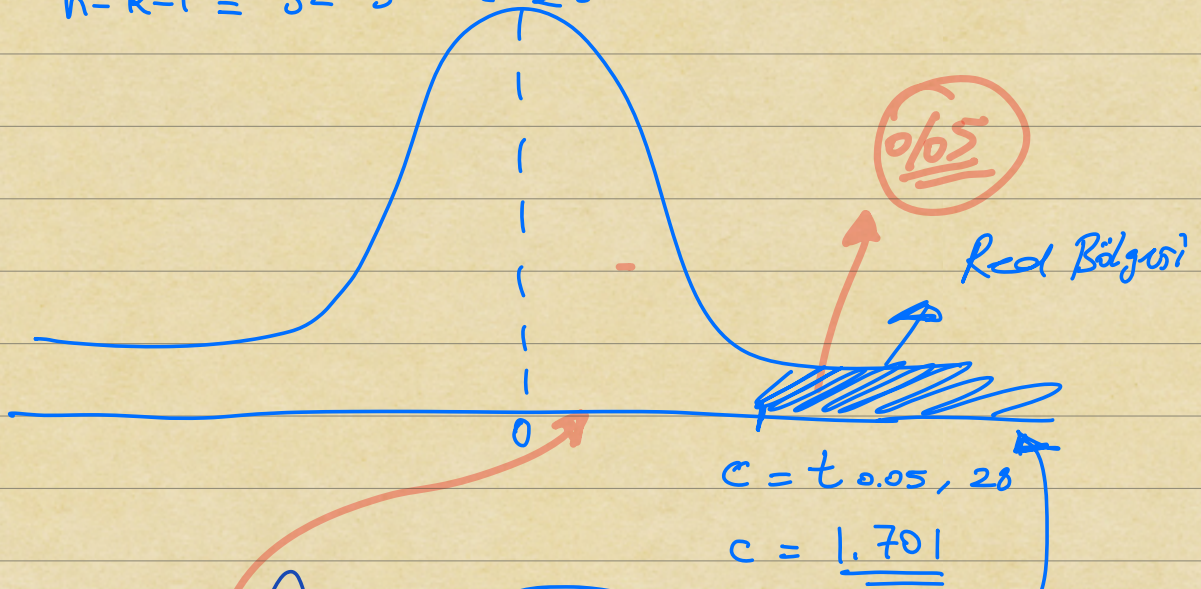
$C = t_{\alpha, n-k-1}$

$n-k-1 =$ serbestlik derecesi

örk: Tek kuyruklu t-testi ya palı m. (sağ - kuyruk)

$$\alpha = \%5 \quad n = 32 \quad k = 3$$

$$n - k - 1 = 32 - 3 - 1 = 28$$



$$\underline{\underline{c = 1.701}}$$

①

$$\underline{\underline{t_{\hat{\beta}_J} = 2.5}}$$

$\Rightarrow H_0$ Red edilic.

$$\beta_J > 0 \quad \checkmark$$

\Rightarrow istatistik olarak anlamlı

②

$$t_{\hat{\beta}_J} = 1.5$$

\Rightarrow

H_0 Red edilene \checkmark
 \checkmark β_J istatistik olarak anlamsız.

② Sol Kuyruk t-testi (Tek Yanlı Anlamlılık Testi)

$$H_0: \beta_J = 0$$

$$H_1: \beta_J < 0$$

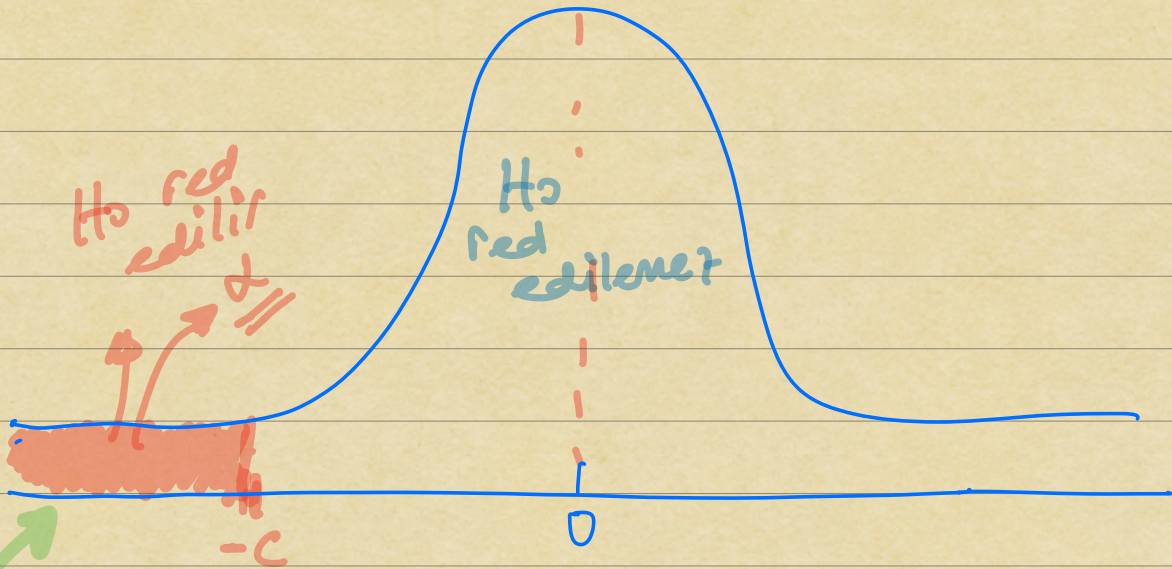
$$t_{\hat{\beta}_J} = \hat{\beta}_J - \beta_J = \hat{\beta}_J \sim t_{n-k-1}$$

$$se(\hat{\beta}_J) - se(\hat{\beta}_J)$$

• Karar kuralı: Hesaplanan $t_{\hat{\beta}_J}$ test istatistiği ilgili anlamlılık düzeyindeki (α) kritik değere ($-c$) küçüğe H_0 red edilir. Aksi durumda H_0 red edilmez.

$t_{\hat{\beta}_J} < -c$ ise H_0 red edilir

$t_{\hat{\beta}_J} > -c$ ise H_0 red edilmez.



$$\left. \begin{array}{l} \alpha = 0,05 \\ n = 24 \\ k = 5 \end{array} \right\} \Rightarrow \begin{array}{l} c = t_{0,05, n-k-1} \\ = t_{0,05, 18} \\ = -1,734 \end{array}$$

$$t_{\hat{\beta}_J} = -2 \quad c = -1,734 \Rightarrow \text{Karar}$$



$$t_{\hat{B}_j} = -2$$

Karar? $\rightarrow H_0$ red edilmez.

$$H_1: B_j < 0$$

$B_j < 0 \Rightarrow$ istatistikî olarak

anlamlı

$$H_0: B_j = 0$$

$$\alpha = 0.10$$

$$t_{\hat{B}_j} = 2.2$$

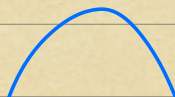
$$H_1: B_j > 0$$

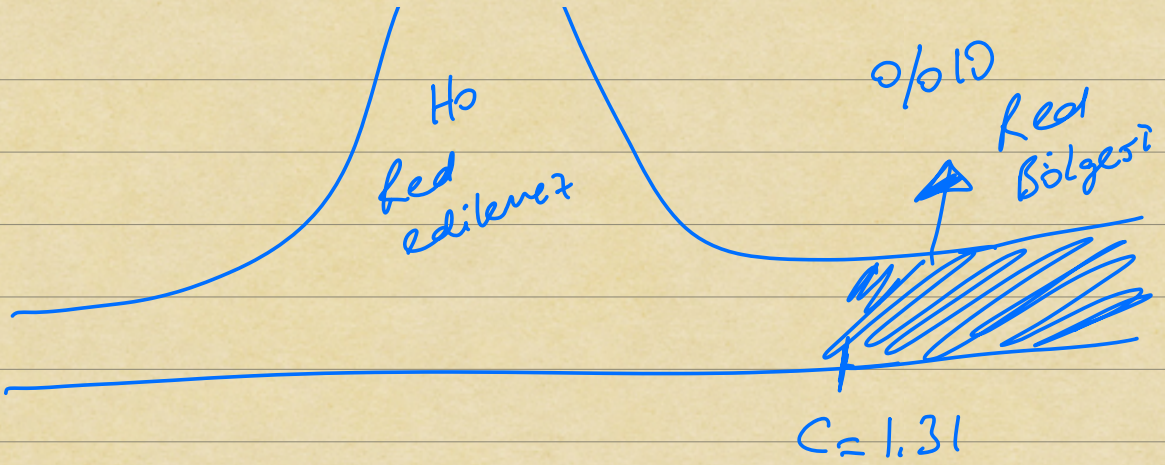
$$n = 35$$

$$k = 4$$

Karar nedir?

$$c = t_{0.1, 30} = \underline{\underline{1.31}}$$





Hatırlatma :

$$wage = \beta_0 + \beta_1 EDUC + u$$

$$\hat{wage} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 EDUC$$

$$\hat{wage} = 1.5 - 17 EDUC$$

$$\hat{\beta}_1 = -17 \Rightarrow ? \text{ Problem}$$

Ekonomik olarak anlamsız

$$\hat{\beta}_1 = +17$$

→ Daha sonra
istatistiksel olarak anlamlı
mı değil mi?

İki taraflı Anlamlılık Testi (Çift Kuyruk t testi)
(Two-Tailed t-test)

$$u = \beta_0 + \beta_1 x + u$$

$H_0: \beta_1 = 0$	$\beta_1 = 0$
$H_1: \beta_1 < 0$	$\beta_1 > 0$

$$\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x + u$$

(sd($\hat{\beta}_1$))

$$\begin{aligned} H_0: \beta_J &= 0 \\ H_1: \beta_J &\neq 0 \end{aligned}$$

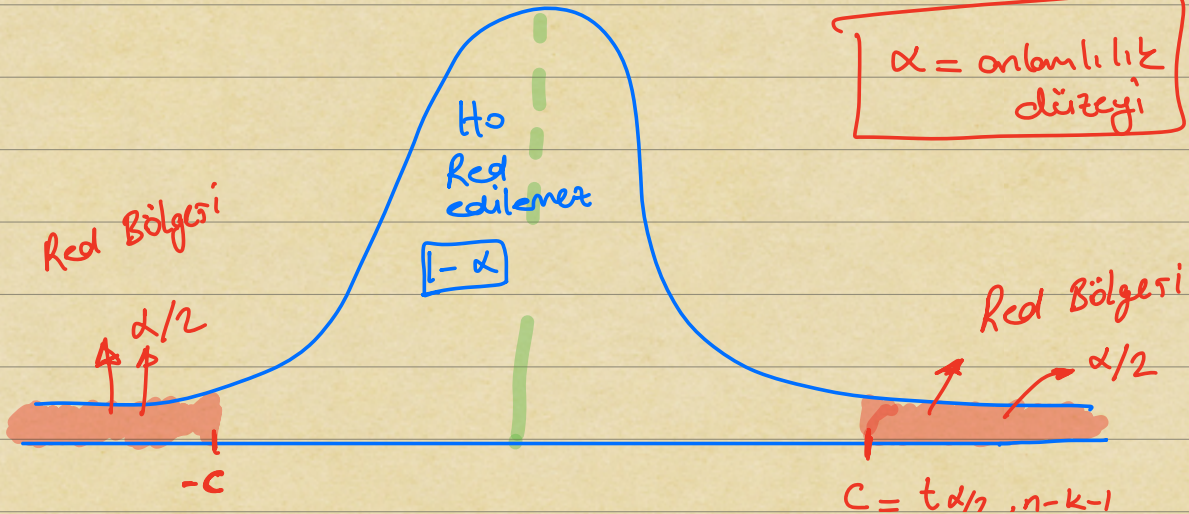
$$t_{\hat{\beta}_J} = \frac{\hat{\beta}_J - \beta_J}{se(\hat{\beta}_J)} = \frac{\beta_J}{se(\hat{\beta}_J)} \sim t_{n-k-1}$$

S.d = $n - k - 1$
 gözetim sayısı \rightarrow bağımsız değişken sayısı

Karar Kuralı: Hesaplanan $|t_{\hat{\beta}_J}|$ test istatistiği ilgili anlamlılık düzeyindeki (α) kritik değerinden $c = (t_{\alpha/2, n-k-1})$ büyükse H_0 red edilir. Aksi durumda H_0 red edilemez β_J 'nin sıfırdan farklı olduğunu gösteren istatistiksel bir kanıt yoktur.

$$|t_{\hat{\beta}_J}| > c \text{ ise } H_0 \text{ RED}$$

$$|t_{\hat{\beta}_J}| < c \text{ ise } H_0 \text{ RED EDİLEMEZ}$$



Ör:

$$\hat{\beta}_J = 5$$
$$se(\hat{\beta}_J) = 2$$

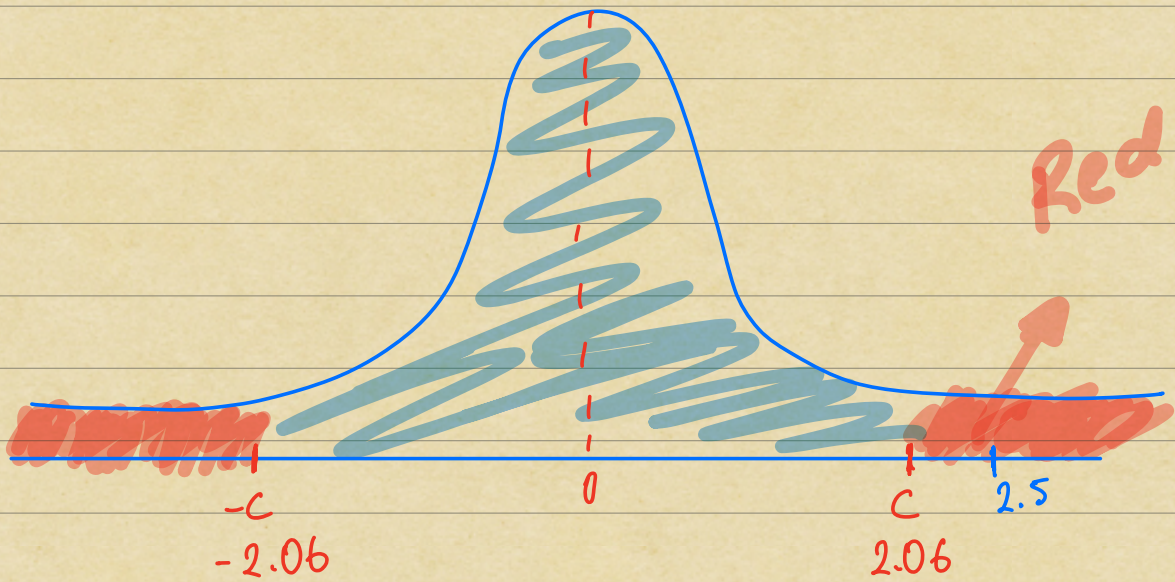
$$n = 30$$
$$k = 4$$

$$\alpha = 0.05$$

Cift kuyruklu anlamlilik testi sonucu nedir?

$$t_{\hat{\beta}_J} = \frac{\hat{\beta}_J}{se(\hat{\beta}_J)} = \frac{5}{2} = 2.5$$

$$c = t_{\alpha/2, n-k-1} = t_{0.025, 25}$$



H_0 Red edilir β_J istatistiki olarak anlamlidir.

$\hookrightarrow \beta_J$ istatistiki olarak sıfırdan farklıdır.

Ör 1 \Rightarrow

$$\ln(\text{wage}) = 0.284 + 0.092 \text{ EDUC} + 0.04 \text{ exper}$$

$(0.104) \quad (0.007) \quad (0.0017)$

$$n = 526$$

$$+ 0.022 \text{ tenure}$$

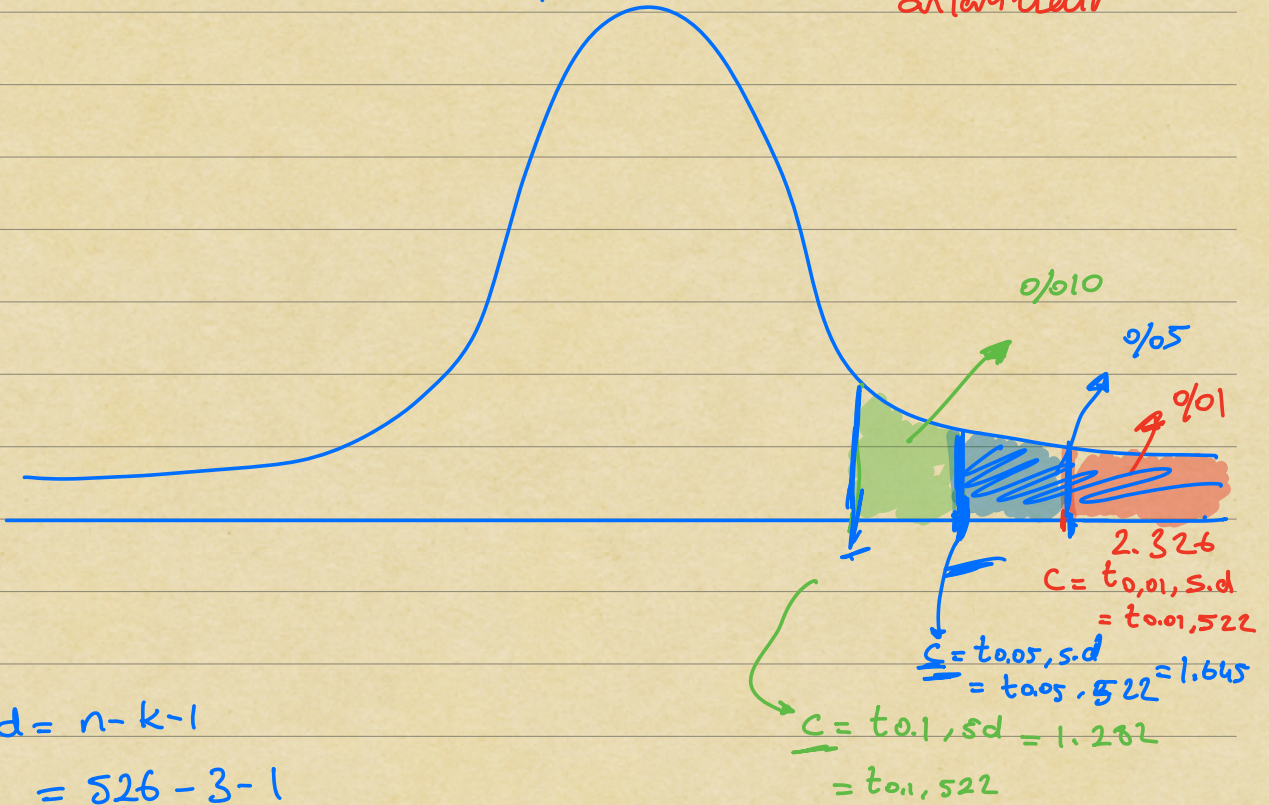
(0.003)

① Eğitim ? \Rightarrow Tek kuyruklu anlamlılık testi ?
 $\alpha = \%1$ $t =$

② Exper ? \Rightarrow Tek kuyruklu anlamlılık testi ?

$\rightarrow \alpha = \%10$
 $\alpha = \%5$
 $\alpha = \%1$

? $\%1$ 'de anlamlı ise
hepsinde anlamlıdır



$$sd = n - k - 1 \\ = 526 - 3 - 1 \\ = 522$$

①
EDUC

$$t_{\hat{\beta}_j} = \frac{0.092}{0.007} = 13.1$$

$\alpha = \%1$

$t_{\hat{\beta}_j} > 2.326 \Rightarrow H_0$ Red edilir

ve $\hat{\beta}_j$ istatistiksel olarak sıfırdan büyük.

$\%1 \Rightarrow 2.326$
 $\%5 \Rightarrow 1.645$
 $\%10 \Rightarrow 1.282$

ö: $t_{\hat{\beta}_j} = 1.5 \rightarrow$

<u>0/10</u>	\Rightarrow	H0	RED
<u>0/5</u>	\Rightarrow	H0	RED EDİLEMEZ
<u>0/1</u>	\Rightarrow	//	// //

(2)

exper

$\rightarrow t_{\hat{\beta}_j} = \frac{0.04}{0.0017} = 23.52$

0/1	\Rightarrow	H0	RED
0/5	\Rightarrow	H0	RED
0/10	\Rightarrow	H0	RED

ÖR: $\hat{y} = 1.389 + 0.412 X_1 + 0.015 X_2 - 0.083 X_3$

	(0,094)	(0,011)	(0,026)
--	---------	---------	---------

$n = 141 \quad R^2 = 0.23$

X_2 için çift kuyruklu anlamlılık testi \rightarrow

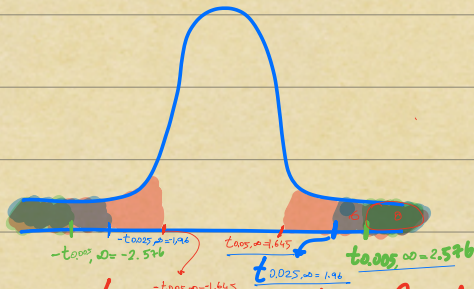
0/1
0/5
0/10

$t_{\hat{\beta}_2} = \frac{0,015}{0,011} = 1.36$

0/1 $\Rightarrow c = 2,576$

0/5 $\Rightarrow c = 1,96$

0/10 $\Rightarrow c = 1,645$



S.d = $n - k - 1$
 $= 141 - 3 - 1$
 $= 137$

0/1	\Rightarrow	H0	Red edilmez	} $\Rightarrow B_2$ ist. olarak anlamlıdır
0/5	\Rightarrow	//	// //	
0/10	\Rightarrow	//	// //	

Cift Kuyruk t-testi (β_j 'nin sıfırdan farklı değerleri için)

~~$H_0: \beta_j = 0$~~

~~$H_1: \beta_j \neq 0$~~

$H_0: \beta_j = \alpha_j$

$H_1: \beta_j \neq \alpha_j$

$$t_{\hat{\beta}_j} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{se(\hat{\beta}_j)} = \frac{\hat{\beta}_j - \alpha_j}{se(\hat{\beta}_j)}$$

Konar kuralı \Rightarrow daha önceki çift kuyruk t testinde yapılmış aynıdır

Tek Kuyruk t-testi (β_j 'nin sıfırdan farklı değerleri için)

SOL

~~$H_0: \beta_j = 0$~~

~~$H_1: \beta_j < 0$~~

$H_0: \beta_j = \alpha_j$

$H_1: \beta_j < \alpha_j$

SAG

~~$H_0: \beta_j = 0$~~

~~$H_1: \beta_j > 0$~~

$H_0: \beta_j = \alpha_j$

$H_1: \beta_j > \alpha_j$

ÖR:

$$\text{crime} = \exp(\beta_0) \text{enroll}^{\beta_1} \exp(u) \Rightarrow e^{\beta_0} \text{enroll}^{\beta_1} e^u$$

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + u$$

$$\ln(e) = 1$$

$$\ln \text{crime} = B_0 + B_1 \ln(\text{enroll}) + u$$

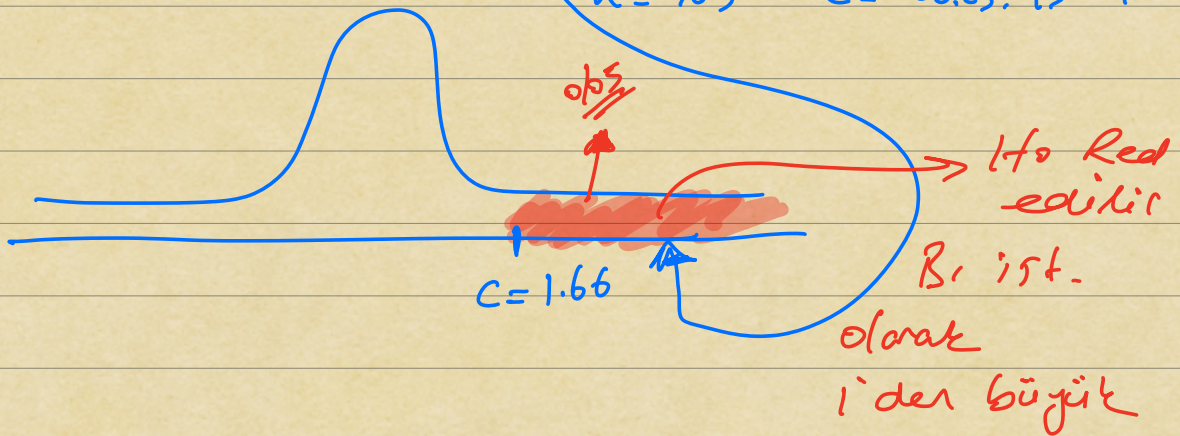
$$\ln \hat{\text{crime}} = \frac{-6.63}{(1.03)} + \frac{1.27}{(0.11)} \ln(\text{enroll}) \quad n=97$$

$$H_0: B_1 = 1$$

$$H_1: B_1 > 1$$

$$\Rightarrow t_{\hat{B}_1} = \frac{1.27 - 1}{0.11} = 2.45$$

$$\alpha = \%5 \quad c = t_{0.05, 95} = 1.66$$



t-testi için p-değerinin Hesaplanması

$$n=500 \quad k=4$$

$$S.d = 495 \rightarrow \infty$$

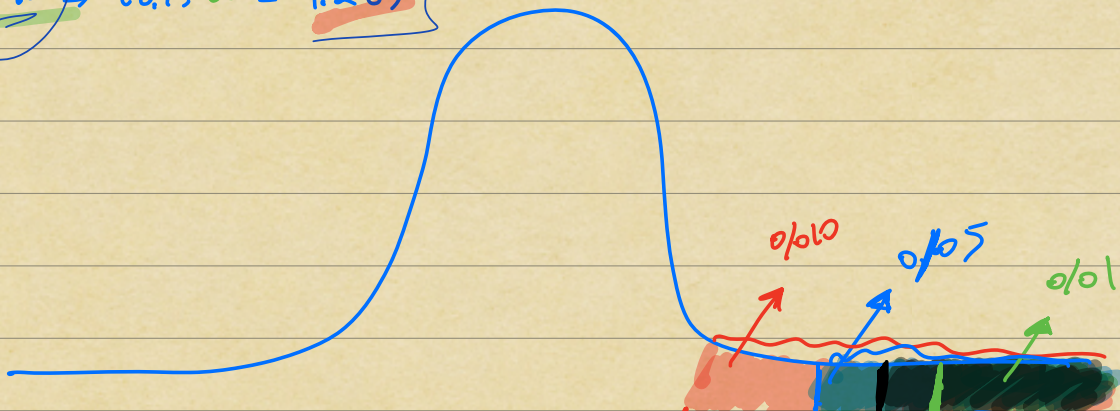
2 değere yaklaşıyor

$$S.d = \infty$$

$$\%1 \Rightarrow t_{0.01, \infty} = 2.328$$

$$\%5 \Rightarrow t_{0.05, \infty} = 1.645$$

$$\%10 \Rightarrow t_{0.1, \infty} = 1.285$$



$$t_{0.1} = 1.248 \quad t_{0.05} = 1.645 \quad t_{0.01} = 2.328$$

$p < \%1 \Rightarrow \%1$ -de H_0 red edilir

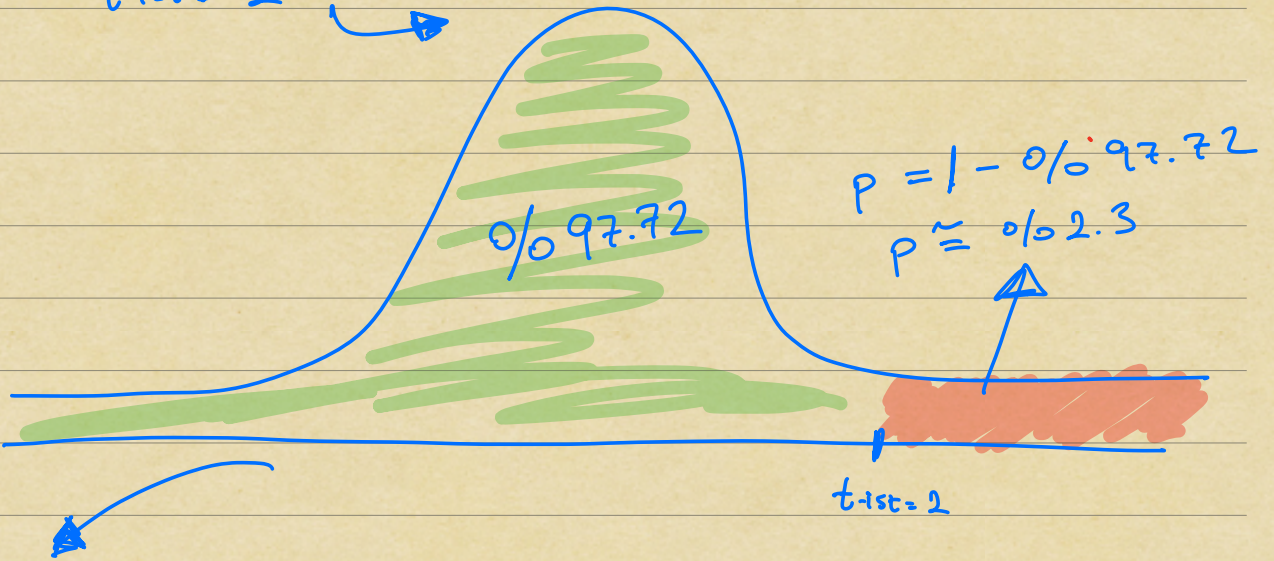
$p < \%5 \Rightarrow \%5$ -de " " "

$p < \%10 \Rightarrow \%10$ -da " " "

\rightarrow p -değeri anlamlılık düzeyi α -dan düşük ise H_0 red edilir.

ÖR: Tek kuyruk

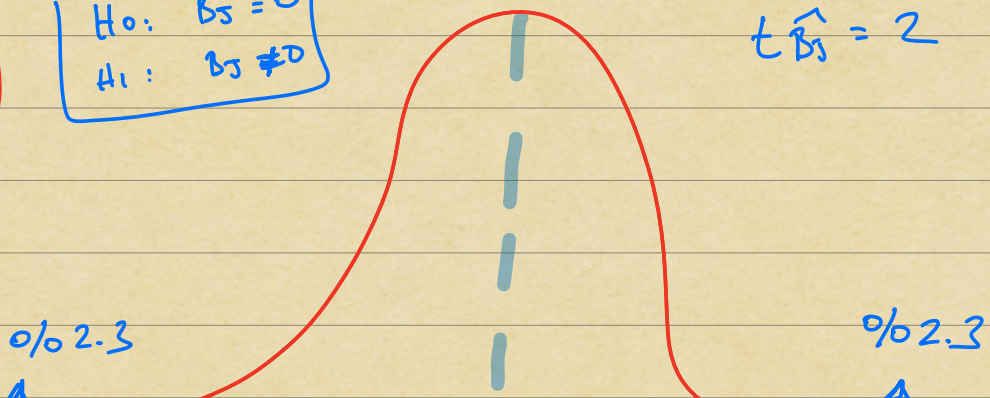
$t_{\text{ist}} = 2 \Rightarrow$ tablodan p -değerini bul

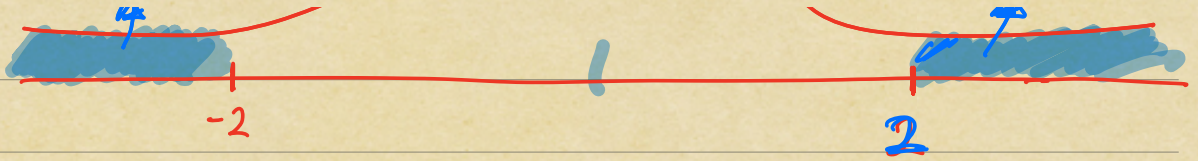


H_0 $\%5$ anlamlılık seviyesinde red edilir.

Cift kuyruk

$$\begin{aligned} H_0: \beta_5 &= 0 \\ H_1: \beta_5 &\neq 0 \end{aligned}$$





$$p\text{-değeri} = \%2.3 + \%2.3$$

$$= \%4.6 = \underline{\underline{0.046}}$$

$$H_0: \beta_j = 0$$

$$H_1: \beta_j \neq 0$$

$$t_{\hat{\beta}_j} = A = 2$$

$p\text{-değeri} =$
çift
kuyruk

$\%0.1 \Rightarrow H_0$ Red edilmez

$\%0.5 \Rightarrow H_0$ Red edilir

$\%1 \Rightarrow H_0$ Red edilir.

$p\text{-değeri}$ in sabit olduğunca küçük olması istenir.

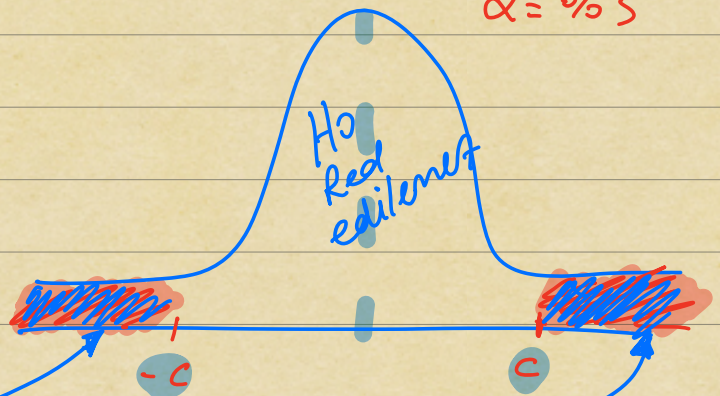
Çift Kuyruk Anlamlılık Testi

$$H_0: \beta_j = 0$$

$$H_1: \beta_j \neq 0$$

$$\alpha = \%5$$

$$t_{\hat{\beta}_j} = \frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)}$$



$$|Var(\hat{\beta}_T)| \downarrow \Rightarrow |se(\hat{\beta}_T)| \downarrow \Rightarrow |\hat{\beta}_T| \text{ daha}$$

Hassas tahmin

$$\text{Var}(\hat{\beta}_j) = \frac{\hat{\sigma}^2}{SST_j(1-R_j^2)}$$

$\hat{\sigma}^2 \downarrow$
 $SST_j \uparrow$

$n \uparrow \Rightarrow SST_j \uparrow \Rightarrow \text{Var} \downarrow$

Güçlü
açıklayıcı
değişken
ekle

$\Rightarrow \hat{\sigma}^2 \downarrow \Rightarrow \text{Var} \downarrow$

Güven Aralıkları

* Klasik regresyon modeli varsayımları altında
 ana kütle parametreleri için güven aralıkları
 oluşturulabilir.

↳ Çift kuyruklu

$$t_{\hat{\beta}_j} = \frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)} \sim t_{n-k-1}$$

$sd: n-k-1$
 $\alpha = \text{anlamlılık düzeyi}$
 $c = \text{kritik değer}$

% 100(1- α) güven aralığı şu şekilde oluşturulabilir.

$$\hat{\beta}_j \pm c \cdot se(\hat{\beta}_j) \Rightarrow \text{güven aralığı}$$

$$\underline{\beta}_j \equiv \hat{\beta}_j - c \cdot se(\hat{\beta}_j)$$

alt limit

$$\overline{\beta}_j \equiv \hat{\beta}_j + c \cdot se(\hat{\beta}_j)$$

üst limit

$$\hat{\beta}_j - c \cdot se(\hat{\beta}_j) < \beta_j < \hat{\beta}_j + c \cdot se(\hat{\beta}_j)$$

%100(1- α)
güven

Örneği

alt limit $\leq B_J \leq$ üst limit

$$3 \leq B_J \leq 5$$

* Örnekle tüm örneklemi gezersek ve her

örnek için regresyon tahmini yapıp, ilgili anakütle katsayısı için güven aralığı oluşturursak, bu güven aralıklarının %100(1- α) kadarı

doğru parametre değerini içerecektir.

ÖR: $\alpha = 0.05$ için, 100 güven aralığından 95'nin doğru parametreyi içerdığını söyler.

ÖR:

$$\alpha = 0.05$$

$$s.d = 25$$

$$se(\hat{B}_J) = 1.2$$

$$\hat{B}_J = 4$$

$$\hat{B}_J - c \cdot se(\hat{B}_J) \leq B_J \leq \hat{B}_J + c \cdot se(\hat{B}_J)$$

$$c = t_{0.05/2, 25} = t_{0.025, 25} = 2.06$$

$$4 - 2.06 \times 1.2 \leq B_J \leq 4 + 2.06 \times 1.2$$

%100(1- α)

0/095

$$1.528 \leq B_J \leq 6.272$$

ÖR:

$$\ln(\hat{\text{price}}) = 7.416 + 0.634 \ln(\text{sqrt}) - 0.066 \text{bdrn} + 0.158 \text{bthrm}$$

(1.15)
(0.184)
(0.059)

(0.075)

$$n = 19 \quad R^2 = 0.806$$

MSqrt için %95 güven aralığını hesaplayın.

$$\alpha = 0.05$$

$$s.d = n - k - 1 = 19 - 3 - 1 = 15$$

$$c = t_{0.025, 15} = t_{0.025, 15} = 2.131$$

$$0.634 - 2.131 \times 0.184 \leq \beta_5 \leq 0.634 + 2.131 \times 0.184$$

$$0.634 - 0.392 \leq \beta_5 \leq 0.634 + 0.392$$

$$\frac{0.95}{\leftarrow} \quad \boxed{0.241 \leq \beta_5 \leq 1.026}$$

Güven aralığı 0 değerini içermediği için β_5 istatistiki olarak 0'dan farklıdır yani istatistiki olarak anlamlıdır.

Red

$$\rightarrow H_0: \beta_5 = 0$$

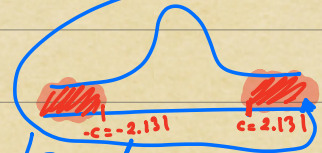
$$\boxed{H_1: \beta_5 \neq 0}$$

$$t_{0.025, 15} = 2.131$$

$$se(\hat{\beta}_5) = 0.184$$

$$\hat{\beta}_5 = 0.634$$

$$t_{\hat{\beta}_5} = \frac{0.634}{0.184} = 3.44$$



Öz: Eğer sonuç şu şekilde olsaydı

1

$$-1.5 \leq \beta_j \leq 3$$

güven aralığı 0 değerini içerdiği için β_j istatistik olarak anlamsızdır.

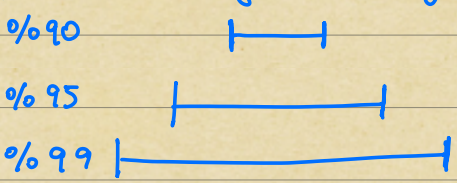
Ör: $H_0: \beta_j = \alpha$
 $H_1: \beta_j \neq \alpha$ \Rightarrow Bunun eşleniği bir güven aralığı oluşturulmaz istenirse.

$$t_{\hat{\beta}_j} = \frac{\hat{\beta}_j - \alpha}{se(\hat{\beta}_j)} \sim t_{n-k-1}$$

$$2 \leq \beta_j \leq 5$$

eğer bu aralık α değerini içermiyorsa yandaki H_0 hipotezi reddediliyor.

* %90, %95 ve %99 güven aralıklarından hangisi daha geniştir.



Parametrelerin Tek Bir Doğrusal Kombinasyonuna İlişkin Hipotez Testi

model $\ln(wage) = \beta_0 + \beta_1 jc + \beta_2 univ + \beta_3 exper + u$
(...)

$H_0: \beta_1 = \beta_2$
 $H_1: \beta_1 < \beta_2$ \Rightarrow Sol kuyruk t-testi

$$t = \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 - (\beta_1 - \beta_2) \quad t = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{se(\hat{\beta}_j)}$$

$$se(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2)$$

$$se(\hat{\beta}_j)$$

$$se(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2) = \sqrt{\text{Var}(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2)}$$
$$\text{Var}(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2) = \text{Var}(\hat{\beta}_1) + \text{Var}(\hat{\beta}_2) - 2 \text{Cov}(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$$

$$H_0: \beta_1 - \beta_2 = 0 \quad \Rightarrow \quad H_0: \theta = 0 \quad \boxed{\theta = \beta_1 - \beta_2} \quad \beta_1 = \theta + \beta_2$$
$$H_1: \beta_1 - \beta_2 < 0 \quad \Rightarrow \quad \boxed{H_1: \theta < 0}$$

$$y = \beta_0 + (\theta + \beta_2) x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + u$$

$$y = \beta_0 + \theta x_1 + \beta_2 (x_1 + x_2) + \beta_3 x_3 + u$$

\searrow $se(\theta)$

$$\rightarrow \ln(\text{wage}) = 1.43 + 0.098 \text{jc} + 0.124 \text{univ} + 0.019 \text{exper}$$

değistirilmiş

$$\ln(\text{wage}) = 1.43 - \underline{0.026} \text{jc} + 0.124 \text{TOT} + 0.019 \text{exper}$$

\swarrow $\text{jc} + \text{univ}$

(0.27) (0.018) (0.035) (0.008)

$$\alpha = 0.05 \Rightarrow c = t_{0.05, 281} = -1.645$$

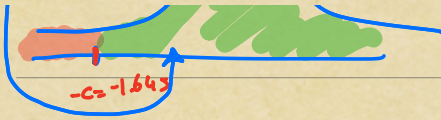
$n = 285 \quad R^2 = 0.243 \quad \text{s.d.} = n - k - 1 = 285 - 3 - 1 = 281$

$$t\text{-ist} = \frac{-0.026}{0.018} = -1.44 \Rightarrow p = 0.075$$

$\alpha = 0.10 \Rightarrow$ sonuç? H_0 red edilir H_1 kabul edilir

$$H_1 \Rightarrow \underline{\beta_1} < \underline{\beta_2}$$

\hookrightarrow uüksek okul maar



üzerinde üniversiteye göre daha az etkili

ÖR: $\ln(\text{Boy}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{ANNE BOY}) + \beta_2 \ln(\text{BABA BOY}) + u$

$$\begin{aligned} H_0: & \beta_1 = \beta_2 \\ H_1: & \beta_1 \neq \beta_2 \end{aligned} \quad \Rightarrow \quad \begin{aligned} H_0: & \beta_1 - \beta_2 = 0 \\ H_1: & \beta_1 - \beta_2 \neq 0 \end{aligned}$$

$$t\text{-is} = \frac{\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 - \overbrace{(\beta_1 - \beta_2)}^{=0}}{se(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2)}$$

$$\begin{aligned} H_0: & \theta = 0 \quad \Rightarrow \quad \theta = \beta_1 - \beta_2 \\ H_1: & \theta \neq 0 \end{aligned} \quad \boxed{\beta_1 = \theta + \beta_2}$$

$$\begin{aligned} \ln(\text{Boy}) &= \beta_0 + (\theta + \beta_2) \ln AB + \beta_2 \ln BB + u \\ \ln(\text{Boy}) &= \beta_0 + \theta \ln AB + \beta_2 (\ln AB + \ln BB) + u \end{aligned}$$

$$\ln(\text{Boy}) = 1.5 + 3 \cdot \ln AB + 4 (\ln AB + \ln BB) + u$$

(0.9)

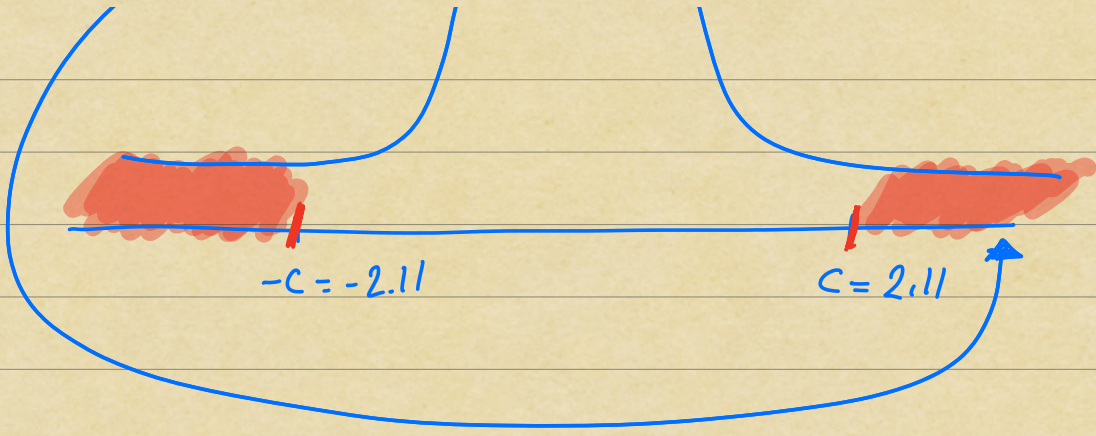
$$n = 20$$

$$\alpha = 0.05$$

$$\begin{aligned} \text{s.d} &= 20 - 2 - 1 \\ &= 17 \end{aligned}$$

$$t = \frac{3}{0.9} = 3.33 \sim t_{n-k-1}$$

$$c = t_{0.025, 17} = 2.11$$



H_0 red edilir ($\theta = \beta_1 - \beta_2 = 0$) kısacası istatistiki olarak annenin boyu ve babanın boyu çocuk boyu üzerindeki etkisi eşit değildir.

F Testi (Birden fazla ^{doğrusal} kısıt aynı anda test ediliyor)

* Regresyonda yer alan bir değişkenler grubunun birlikte y üzerinde anlamlı bir etkisinin olup olmadığını test etmek istiyoruz.

model

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5 + \epsilon$$

$$\begin{aligned} H_0: & \beta_3 = 0, \beta_4 = 0, \beta_5 = 0 \\ H_1: & \beta_3 \neq 0, \beta_4 \neq 0, \beta_5 \neq 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} H_0: & \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0 \\ H_1: & H_0 \text{ doğru değil.} \end{aligned}$$

→ en az biri sıfırdan farklı

H_0 hipotezi, x_3 , x_4 ve x_5 -in birlikte y üzerinde bir etkisinin olmadığını söyler. Alternatif hipotez ise en az birinin sıfırdan farklı olduğunu söyler.

Kısıtlanmamış (Unrestricted) Model

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5 + u$$

\hookrightarrow SSR_{UR} ve R^2_{UR}

Kısıtlanmış (Restricted) Model

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$$

SSR_r ve R^2_r

①

$$F\text{-ist} = \frac{(SSR_r - SSR_{ur}) / q}{SSR_{ur} / (n - k - 1)}$$

②

$$F\text{-ist} = \frac{(R^2_{ur} - R^2_r) / q}{(1 - R^2_{ur}) / (n - k - 1)}$$

n = gözlem sayısı

k = bağımsız d. sayısı

q = kısıt sayısı

$$SST = SSE + SSR$$

$$R^2 = \frac{SSE}{SST} = 1 - \frac{SSR}{SST}$$

$$R^2_{ur} > R^2_r$$
$$SSR_r > SSR_{ur}$$

$$SSR = SST(1 - R^2)$$

$$SSR_r = SST(1 - R^2_r)$$

$$SSR_{ur} = SST(1 - R^2_{ur})$$

$$F\text{-ist} \sim F_{q, n-k-1}$$

paydaki = s.d.1

paydadaki s.d.2

$$s.d.1 = q$$

$$s.d.2 = n - k - 1$$

$$C = F_{\alpha, q, n-k-1}$$

α = anlamlılık düzeyi

Karar Kuralı: $F\text{-ist} > C$ ise H_0 Red edilir.

c ise ilgili $F_{q, n-k-1}$ dağılımında α düzeyindeki kritik değerdir

ÖR: $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5 + u$

$$n = 197$$

$$H_0: \beta_4 = \beta_5 = 0$$

$$\alpha = 0,05$$

H_1 : H_0 doğru değil

Kısıtlanmamış
model

$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5 + u$
 $R_{ur}^2 = 0,0387$

Kısıtlanmış Model

$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + u$
 $R_r^2 = 0,0364$

$$q = 2$$

$$\text{s.d.1} = q = 2$$

$$n = 1191$$

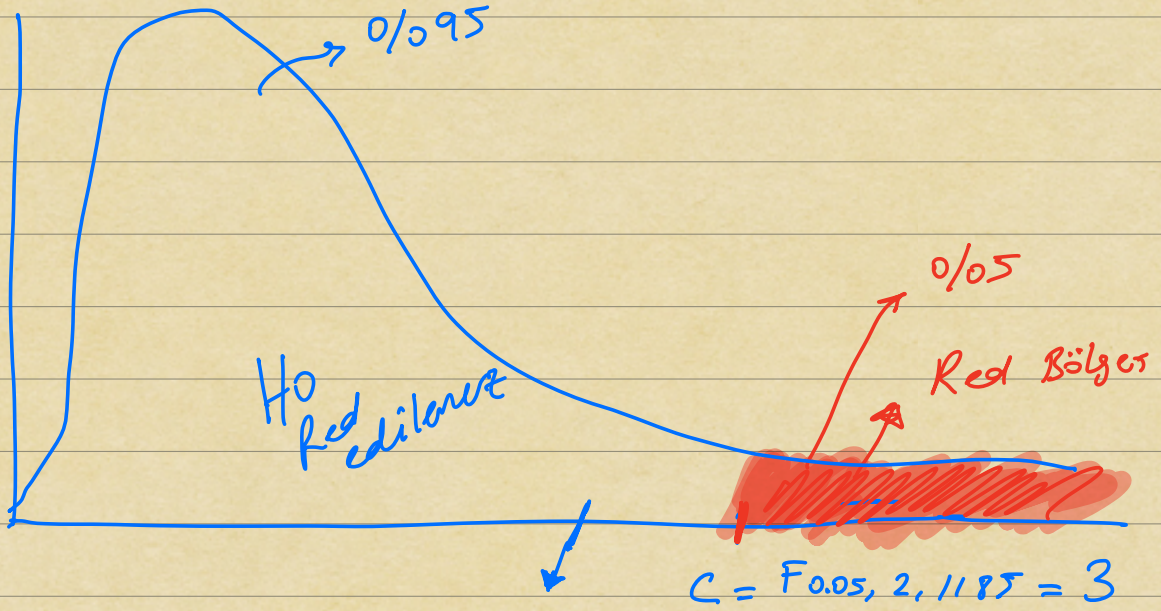
$$\text{s.d.2} = n - k - 1 = 1191 - 5 - 1 = 1185$$

$$k = 5$$

$$c = F_{0,05, 2, 1185} = ?$$

$$F\text{-ist} = \frac{(R_{ur}^2 - R_r^2) / q}{(1 - R_{ur}^2) / (n - k - 1)}$$

$$F_{\text{ist}} = \frac{(0,0387 - 0,0364) / 2}{(1 - 0,0387) / 1185} = \underline{\underline{1,4376}}$$



$$F = 1,4376$$

Karar = H_0 red edilene.

Bu iki deęisken birlikte
istatistiki olarak anlamsızdır.

Regresyonun Bütün Olarak Anlamlılığı

$$y = B_0 + B_1 x_1 + B_2 x_2 + \dots + B_k x_k + u$$

H_0 : $B_1 = B_2 = \dots = B_k = 0 \Rightarrow$ model Göp

H_1 : H_0 doęru deęil \Rightarrow model istatistiki olarak anlamlı

Kısıtlanmamış Model

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u$$

↘ R_{ur}^2 ve SSR_{ur}

Kısıtlanmış model

$$y = \beta_0 + u$$

↘ $R_r^2 = 0$

$$F\text{-ist} = \frac{(R_{ur}^2 - R_r^2) / q}{(1 - R_{ur}^2) / (n - k - 1)}$$

$$F\text{-ist} = \frac{R_{ur}^2 / k}{(1 - R_{ur}^2) / (n - k - 1)} \sim F_{k, n - k - 1}$$

ÖR: $\ln(\hat{y}) = 0.26 + 1.04 x_1 + 0.007 x_2 - 0.103 x_3$
(0.56) (0.15) (0.03) (0.13)

+ 0.03 x 4
(0.02)

$\alpha = 0/01$

$$n = 88 \quad R^2 = 0.76$$

$$F\text{-ist} = \frac{R_{ur}^2 / k}{(1 - R_{ur}^2) / (n - k - 1)}$$

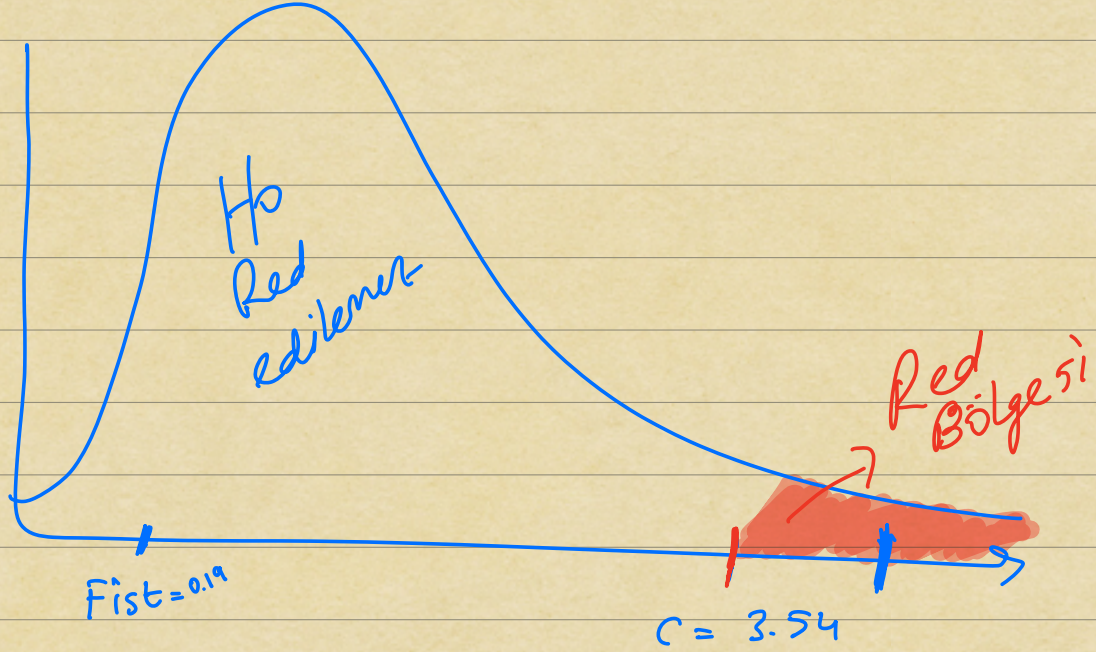
$$c = F_{0.01, 4, 83} = 3.54$$

$$sdl = 4$$

$$\frac{(1-R^2_{ur})/(n-k-1)}{}$$

$$s_{ur} = 0$$

$$= \frac{0.76 / 4}{(1-0.76) / 83} = 0.19$$



↳ Karar: Ho red edilmez model istatistiksel olarak anlamlı