EKONOMETRI

Bu çalışmada bağımlı değişkeni maaş , bağımsız değişkenleri eğitim ve deneyim olan veri seti kullanılmıştır. Aşağıdaki maddeler uygulanmıştır:

- 1. MAAŞ= Beta0 + Beta1EGITIM+ Beta2DENEYIM tahmin ediniz
- 2. Artıkların X'e karşı grafiğini çiziniz
- 3. Artıkların histogramını çiziniz
- 4. Artıklara Normalik Testi
- 5. Park Testi
- 6. Goldfeld-Quandt Testi (c=3
- 7. Glejser Testi
- 8. Spearman Sıra Korelasyon Testi
- 9. Breusch-Pagan-Godfrey Testi
- 10. White Testi
- 11. Kalınlıların bir önceki kalıntıya göre grafiğini çiziniz.
- 12. Ağırlıklandırılmış EKK uygulayınız.
- 13. MAAŞ= Beta1EGITIM+ Beta2DENEYIM tahmin ediniz. 1.'de elde ettiklerinizle karşılaştırınız.
- 14. MAAŞ ve DENEYIM arasında Log-Log Model, Inverse ve Quadtaric Modeli (sabit terimli ve sabit terimsiz) uygulayıp karşılaştırınız.

Kullanılan Paketler:

install.packages("tidyverse")#verilere ulaşmanıza yardımcı olan dizi işlev sağlar.

```
Installing package into '/cloud/lib/x86_64-pc-linux-gnu-library/4.3'
(as 'lib' is unspecified)
library(tidyverse)
-- Attaching core tidyverse packages -----
                                                  ----- tidyverse 2.0.0 --
v dplyr
          1.1.4
                    v readr
                                  2.1.5
v forcats 1.0.0 v stringr
v ggplot2 3.5.1 v tibble
                                  1.5.1
                                  3.2.1
v lubridate 1.9.3 v tidyr
                                  1.3.1
          1.0.2
v purrr
-- Conflicts ----- tidyverse conflicts() --
x dplyr::filter() masks stats::filter()
x dplyr::lag()
                 masks stats::lag()
i Use the conflicted package (<a href="http://conflicted.r-lib.org/">http://conflicted.r-lib.org/</a>) to force all conflicts to become
install.packages("ggplot2")#Grafik oluşturmak için kullanılır.
Installing package into '/cloud/lib/x86_64-pc-linux-gnu-library/4.3'
(as 'lib' is unspecified)
library(ggplot2)
install.packages("olsrr")#Regresyon modelleri, testler içerir.
Installing package into '/cloud/lib/x86_64-pc-linux-gnu-library/4.3'
(as 'lib' is unspecified)
library(olsrr)
```

The following object is masked from 'package:datasets': rivers

Attaching package: 'olsrr'

```
install.packages("skedastic")#Heteroskedasticity için kullanılır.
```

Installing package into '/cloud/lib/x86_64-pc-linux-gnu-library/4.3'
(as 'lib' is unspecified)

```
library(skedastic)
install.packages("lmtest")#Doğrusal regresyon modellerinde testler için.
```

Installing package into '/cloud/lib/x86_64-pc-linux-gnu-library/4.3'
(as 'lib' is unspecified)

library(lmtest)

Loading required package: zoo

Attaching package: 'zoo'

The following objects are masked from 'package:base':

as.Date, as.Date.numeric

```
install.packages("stats")#istatistik paketi.
```

Installing package into '/cloud/lib/x86_64-pc-linux-gnu-library/4.3'
(as 'lib' is unspecified)

Warning: package 'stats' is a base package, and should not be updated

library(stats)

Veri Girişi

```
19, 18, 12, 15, 24, 22, 24, 24, 26, 13, 15)

data <- (data.frame(MAAS = maas, EGITIM = egitim, DENEYIM = deneyim))

data <- na.omit(data)
```

str(data)

```
'data.frame': 20 obs. of 3 variables:

$ MAAS : num 9746 10299 10752 10561 10580 ...

$ EGITIM : num 14 17 18 18 19 19 19 20 19 19 ...

$ DENEYIM: num 17 19 15 29 26 17 24 18 24 19 ...
```

Bu veri seti 20 satır ve 3 sütundan oluşur. Bu üç değişkenin de nümerik veri tipindedir.

1. Model Tahmini:

MAAŞ= Beta0 + Beta1EGITIM+ Beta2DENEYIM modelini tahmin edelim.

```
model <- lm(MAAS ~ EGITIM + DENEYIM, data = data)
model</pre>
```

Call:

lm(formula = MAAS ~ EGITIM + DENEYIM, data = data)

Coefficients:

(Intercept) EGITIM DENEYIM 9222.953 76.016 -1.893

Modelin özeti:

```
summary(model)
```

Call:

lm(formula = MAAS ~ EGITIM + DENEYIM, data = data)

Residuals:

Min 1Q Median 3Q Max -508.98 -79.93 14.52 96.70 315.17

Coefficients:

Residual standard error: 186.6 on 17 degrees of freedom Multiple R-squared: 0.5742, Adjusted R-squared: 0.5241 F-statistic: 11.46 on 2 and 17 DF, p-value: 0.0007056

H0: Beta = 0 (Model anlamlı değildir.)

H1: Beta # 0 (Model anlamlıdır.)

p – değeri = 0.0007056 yani 0.05'ten çok küçük bir sayı olduğundan H0 hipotezimiz reddedilir, model anlamlıdır.

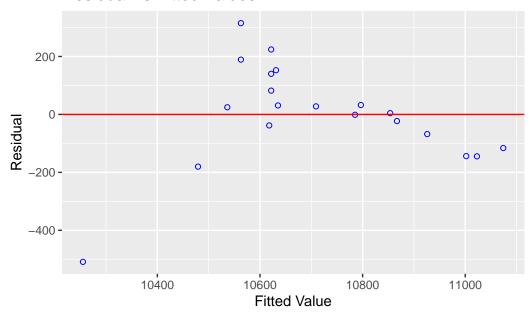
 R^2 değeri bağımlı değişkenin yüze kaç oranında bağımsız değişkenler tarafından açıklandığını belirtir. Modeldeki bağımlı değişken olan maaş %57.432 oranında bağımsız değişkenler tarafından açıklanmaktadır.

2.Artıkların X'e Karşı Grafikleri

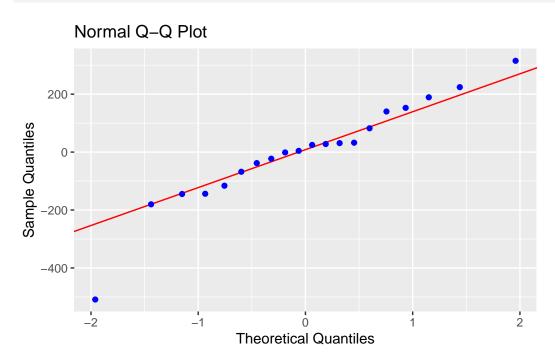
Artık grafikler genellikle bir regresyon analizindeki artıkların normal olarak dağılıp dağılmadığını ve heteroskedasticity gösterip göstermediklerini değerlendirmek için kullanılır.

```
ols_plot_resid_fit(model)
```

Residual vs Fitted Values



ols_plot_resid_qq(model)

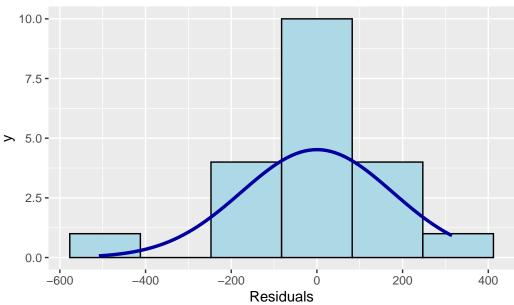


Artıkların grafiğine bakarak değişen varyans olabilir diyebiliriz.

3. Artıkların Histogramı

ols_plot_resid_hist(model)

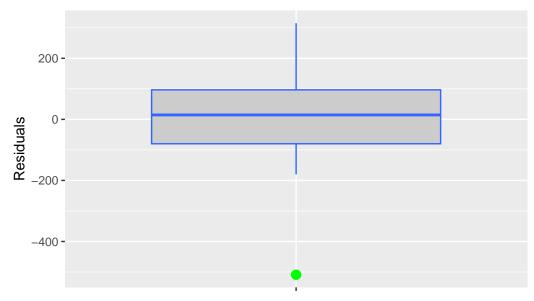




Artıkların boxplotını çizelim:

ols_plot_resid_box(model)

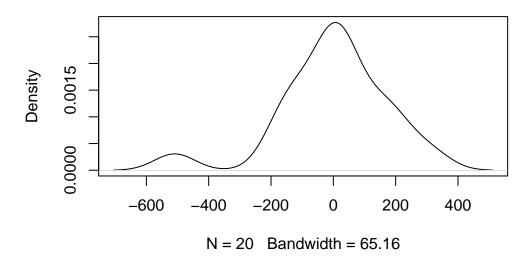
Residual Box Plot



Artıkların dağılım eğrisini çizelim:

residual <- (model\$residuals)
plot(density(residual))</pre>

density(x = residual)



Yukarıdaki grafiklerde görüldüğü üzere artıklar nokta sıfır noktasında yoğunlaşmaktadır. Bu grafiklerden aldığımız bilgiye dayanarak verilerin normal dağıldığını söyleyebiliriz.

4. Artıklara Normalik Testi

ols_test_normality(model)

Test	Statistic	pvalue
Shapiro-Wilk	0.9333	0.1785
Kolmogorov-Smirnov	0.1271	0.8636
Cramer-von Mises	1.7167	0.0000
Anderson-Darling	0.4367	0.2678

H0: Artıklar Normal dağılır. (p-value > 0.05)

H1: Arıklar Normal dağılmaz. (p-value <0.05)

Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Anderson- Darling test istatistiklerinin p-value değerleri 0.05 değerinden büyük olduğundan H0 dağıldığı hipotezini kabul ederiz.

5. Park Testi

Park testinin özel bir fonksiyonu olmadığından modelini oluşturmamız gerekir.

```
res <- residuals(model)
res2 <- res^2
lnres2 <- log(res2)
y_tahmin <- model$fitted.values
lny_tahmin <- log(y_tahmin)
yardımcı_model <- lm(lnres2 ~ lny_tahmin)
summary(yardımcı_model)</pre>
```

Call:

lm(formula = lnres2 ~ lny_tahmin)

Residuals:

Min 1Q Median 3Q Max -7.592 -1.479 1.081 2.102 3.047

Coefficients:

```
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 454.74 317.65 1.432 0.169
lny_tahmin -48.11 34.23 -1.405 0.177
```

Residual standard error: 2.856 on 18 degrees of freedom Multiple R-squared: 0.09889, Adjusted R-squared: 0.04882 F-statistic: 1.975 on 1 and 18 DF, p-value: 0.1769

p değeri > 0.05 olduğu için "H0:Sabit varyans varsayımı geçerlidir" hipotezi reddedilemez.

6. Goldfeld-Quandt testi (c=3) Testi

Goldfeld-Quandt testi (c=3) testi için gqtest() fonksiyonu kullanılır.

```
gqtest(model, order.by = ~ EGITIM + DENEYIM, data = data, fraction = 3)
```

Goldfeld-Quandt test

```
data: model
GQ = 0.070711, df1 = 6, df2 = 5, p-value = 0.9971
alternative hypothesis: variance increases from segment 1 to 2
```

H0: Sabit Varyans vardır. (p değeri > 0.05)

H1: Değişen varyans vardır. (p değeri < 0.05) p değeri 0.05'ten büyük olduğundan H0 varsayımını kabul eder sabit varyanslıdır diyebiliriz.

7. Glejser Testi

Glejser Testi için glejser() fonksiyonu kullanılır.

glejser(model)

P-değeri 0.05'ten küçük olduğundan heteroscedasticity'nin mevcut olduğunu söyleyebiliriz.

8. Spearman Sıra Korelâsyon Testi

```
cor.test(model$fitted.values, model$residuals, method = "spearman")
```

Warning in cor.test.default(model\$fitted.values, model\$residuals, method =
"spearman"): Cannot compute exact p-value with ties

Spearman's rank correlation rho

Tahmin edilen X'ler ile artıklararasında anlamlı bir ilişki yoktur.

9. Breusch-Pagan-Godfrey Testi

bptest(model)

studentized Breusch-Pagan test

```
data: model
BP = 7.609, df = 2, p-value = 0.02227
```

p değeri 0.05'ten küçük olduğu için modelde değişen varyansın mevcut olduğunu söyleyebiliriz.

10. White Testi

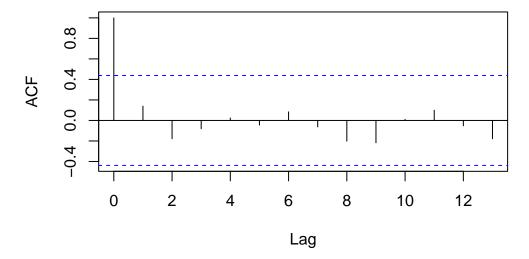
white(model)

p değeri 0.05'ten küçük olduğu için modelde değişen varyansın mevcut olduğunu söyleyebiliriz.

11. Kalıntıların Bir Önceki Kalıntıya Göre Grafiği

```
acf(model$residuals, type = "correlation")
```

Series model\$residuals



12. Ağırlıklandırılmış EKK

```
wt <- 1 / lm(abs(model$residuals) ~ model$fitted.values)$fitted.values^2
wls_model <- lm( MAAS ~ . , data = data, weights=wt)
summary(wls_model)</pre>
```

```
Call:
lm(formula = MAAS ~ ., data = data, weights = wt)
Weighted Residuals:
    Min
            1Q Median
                           3Q
                                  Max
-2.6080 -0.4126 0.2011 0.6430 1.5220
Coefficients:
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 9781.709 161.687 60.498 < 2e-16 ***
EGITIM
             44.989
                        7.351 6.120 1.13e-05 ***
DENEYIM
              1.930
                        1.993 0.968
                                         0.347
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 1.066 on 17 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.7833,
                              Adjusted R-squared:
F-statistic: 30.73 on 2 and 17 DF, p-value: 2.26e-06
```

H0 : Beta = 0 (Model anlamlı değildir.) H1 : Beta = 0 (Model anlamlıdır.) Basit doğrusal regresyon modelinden çok daha küçük bir p değeri görmekteyiz. H0 hipotezi reddedilir. Model anlamlıdır. Ağırlıklı en küçük kareler modeli daha anlamlı bir modeldir sonucuna varabiliriz.

13. MAAŞ= Beta1EGITIM+ Beta2DENEYIM tahmin ediniz. 1'de elde ettiklerinizle karşılaştırınız.

```
lm.model <- lm(MAAS ~ EGITIM + DENEYIM -1 , data = data)
summary(lm.model)</pre>
```

```
Call:
lm(formula = MAAS ~ EGITIM + DENEYIM - 1, data = data)
Residuals:
```

```
1Q Median
                           3Q
   Min
                                 Max
-2328.2 -267.0
                234.9 776.0 2075.2
Coefficients:
       Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
EGITIM
        433.21
                  50.89 8.512
                                    1e-07 ***
                    49.94 1.891
DENEYIM
          94.47
                                   0.0748 .
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 1165 on 18 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9894,
                            Adjusted R-squared: 0.9882
F-statistic: 836.2 on 2 and 18 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Katsayılar incelendiğinde Beta0 ın çıkarıldığı modelin istatistiksel olarak daha anlamlı sonuçlar ürettiğini söyleyebiliriz.

14. MAAŞ ve DENEYIM arasında log-log model, inverse ve quadtaric model i (sabit terimli ve sabit terimsiz) uygulayıp karşılaştırınız.

```
#(Sabit Terimli)
log_model1 <- lm(log(MAAS) ~ log(DENEYIM), data = data)
#(Sabit Terimsiz)
log_model2 <- lm(log(MAAS) ~ log(DENEYIM) -1 , data =data)</pre>
```

```
summary(log_model1)
```

Residual standard error: 0.02681 on 18 degrees of freedom Multiple R-squared: 0.0002316, Adjusted R-squared: -0.05531

F-statistic: 0.00417 on 1 and 18 DF, p-value: 0.9492

summary(log_model2)

Call:

lm(formula = log(MAAS) ~ log(DENEYIM) - 1, data = data)

Residuals:

Min 1Q Median 3Q Max -1.1874 -0.5753 0.1230 0.5794 1.5766

Coefficients:

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
log(DENEYIM) 3.10408 0.05904 52.58 <2e-16 ***
--Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.7866 on 19 degrees of freedom Multiple R-squared: 0.9932, Adjusted R-squared: 0.9928

F-statistic: 2764 on 1 and 19 DF, p-value: < 2.2e-16

Sabit terimli modelide hatalar sabit terim çıkartıldığı zaman artmıştır. Sabit terimli modelimde R kare sabit terim çıkartıldığı zaman R kare artmıştır. Bu da sabit terimi olmayan modelin daha ilişkili yani varyansı daha iyi açıkladığını göstermektedir.