# Pertemuan 7 Analisis Regresi

Nabil Bintang Prayoga/G1401221017

2024-03-05

## Data

## Inisialisasi Library

```
library(readxl)
library(dplyr)
##
## Attaching package: 'dplyr'
## The following objects are masked from 'package:stats':
##
##
       filter, lag
## The following objects are masked from 'package:base':
       intersect, setdiff, setequal, union
##
library(plotly)
## Warning: package 'plotly' was built under R version 4.3.2
## Loading required package: ggplot2
##
## Attaching package: 'plotly'
## The following object is masked from 'package:ggplot2':
##
       last_plot
##
## The following object is masked from 'package:stats':
##
##
       filter
## The following object is masked from 'package:graphics':
##
##
       layout
```

```
library(lmtest)
## Warning: package 'lmtest' was built under R version 4.3.2
## Loading required package: zoo
## Warning: package 'zoo' was built under R version 4.3.2
##
## Attaching package: 'zoo'
## The following objects are masked from 'package:base':
##
       as.Date, as.Date.numeric
library(car)
## Loading required package: carData
##
## Attaching package: 'car'
## The following object is masked from 'package:dplyr':
##
       recode
library(randtests)
library(nortest)
```

### **Import Data**

```
data <- read_xlsx("D:\\KULIAHH\\SEMESTER 4\\ANREG\\DATA ANREG.xlsx")
data</pre>
```

```
## # A tibble: 15 x 2
         Х
     <dbl> <dbl>
##
## 1
         2
              54
         5
## 2
              50
## 3
         7
              45
              37
## 4
        10
## 5
        14
              35
## 6
        19
              25
## 7
        26
              20
## 8
        31
              16
## 9
        34
              18
## 10
        38
              13
## 11
        45
              8
## 12
        52
              11
## 13
        53
              8
## 14
        60
## 15
        65
               6
```

#### Model Awal

```
model = lm(formula = Y ~ ., data = data)
summary(model)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = Y ~ ., data = data)
##
## Residuals:
##
      Min
               1Q Median
                                3Q
                                       Max
##
  -7.1628 -4.7313 -0.9253 3.7386
                                    9.0446
##
## Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
##
## (Intercept) 46.46041
                          2.76218
                                     16.82 3.33e-10 ***
## X
              -0.75251
                          0.07502 -10.03 1.74e-07 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' 1
## Residual standard error: 5.891 on 13 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.8856, Adjusted R-squared: 0.8768
## F-statistic: 100.6 on 1 and 13 DF, p-value: 1.736e-07
```

Diperoleh model sebagai berikut

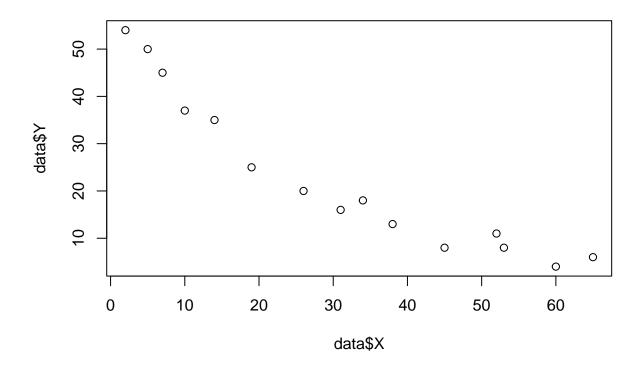
$$\hat{Y} = 46.46041 - 0.7525X + e$$

Hasil tersebut belum bisa dipastikan menjadi model terbaik karena belum melalui serangkaian uji asumsi, sehingga diperlukan eksplorasi kondisi dan pengujian asumsi Gaus Markov dan normalitas untuk menghasilkan model terbaik

# Eksplorasi Kondisi

## Plot Hubungan X dan Y

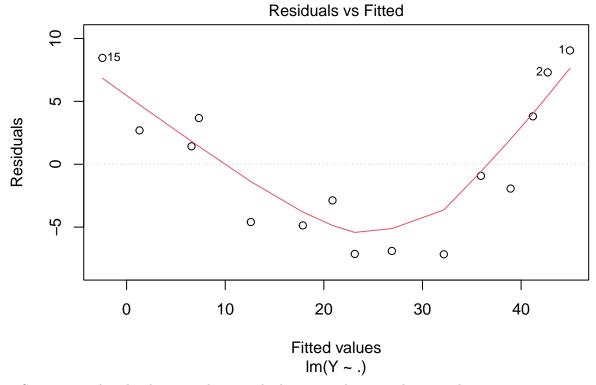
```
plot(x = data$X,y = data$Y)
```



Hasil plot variabel X dan Y menggambarkan hubungan yang tidak linier dan cenderung membentuk parabola

# Plot Sisaan Vs Y duga

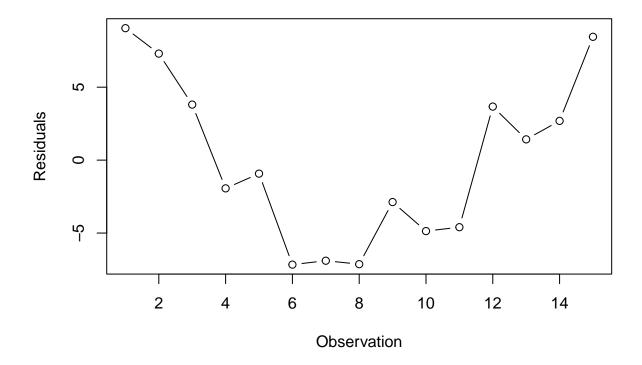
plot(model,1)



- 1. Sisaan menyebar di sekitar 0, sehingga nilai harapan galat sama dengan nol
- 2. Lebar pita sama untuk setiap nilai dugaan, sehingga ragam homogen
- $3.\ Plot$ sisaan v<br/>s y duga membentuk pula kurva, sehingga model tidak pas dan perlu transformasi terhadap variabel)

## Plot Sisaan Vs Urutan

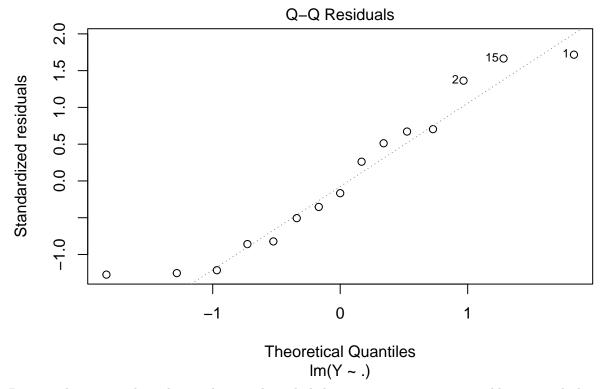
```
plot(x = 1:dim(data)[1],
    y = model$residuals,
    type = 'b',
    ylab = "Residuals",
    xlab = "Observation")
```



Tebaran membentuk pola kurva, sehingga sisaan tidak saling bebas dan dipastikan model tidak pas

# Normalitas Sisaan dengan QQ-Plot

plot(model,2)



Data cenderung membentuk garis lurus walau ada beberapa pengamatan yang sedikit menjauh dari garis, sehingga sisaan data menyebar normal

# Uji Formal Asumsi

Pada uji formal asumsi ini, diharapkan nilai p-value > 0.05 dengan kesimpulan tak tolak H0 ## Kondisi Gaus Markov ### 1. Nilai Harapan Sisaan sama dengan Nol H0: Nilai harapan sisaan sama dengan nol

H1: Nilai harapan sisaan tidak sama dengan nol

```
t.test(model$residuals,mu = 0,conf.level = 0.95)
```

```
##
## One Sample t-test
##
## data: model$residuals
## t = -4.9493e-16, df = 14, p-value = 1
## alternative hypothesis: true mean is not equal to 0
## 95 percent confidence interval:
## -3.143811 3.143811
## sample estimates:
## mean of x
## -7.254614e-16
```

Uji t.tes tersebut menunjukkan hasil p-value = 1 > alpha = 0.05, maka tak tolak H0, nilai harapan sisaan sama dengan nol pada taraf nyata 5%. Asumsi terpenuhi.

#### 2. Ragam Sisaan Homogen

```
H0: var[e] = sigma2I (ragam sisan homogen)
H1: var[e]! = sigma2I  (ragam siaan tidak homogen)
kehomogenan = lm(formula = abs(model$residuals) ~ X,
   data = data)
summary(kehomogenan)
##
## Call:
## lm(formula = abs(model$residuals) ~ X, data = data)
##
## Residuals:
##
       Min
                1Q Median
                                3Q
                                       Max
## -4.2525 -1.7525 0.0235 2.0168 4.2681
##
## Coefficients:
##
               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 5.45041
                           1.27241
                                     4.284 0.00089 ***
               -0.01948
                           0.03456
                                   -0.564 0.58266
## X
## ---
## Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' 1
##
## Residual standard error: 2.714 on 13 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.02385,
                                    Adjusted R-squared:
                                                         -0.05124
## F-statistic: 0.3176 on 1 and 13 DF, p-value: 0.5827
bptest(model)
##
##
   studentized Breusch-Pagan test
##
## data: model
## BP = 0.52819, df = 1, p-value = 0.4674
ncvTest(model)
## Non-constant Variance Score Test
## Variance formula: ~ fitted.values
## Chisquare = 0.1962841, Df = 1, p = 0.65774
```

Uji ini sering disebut dengan uji homokesdasitas yang dilakukan dengan yang dilakukan dengan uji Breusch-Pagan. Karena p-value = 0.4674 > alpha = 0.05, maka tak tolak H0, ragam sisaan homogen pada taraf nyata 5%. Asumsi terpenuhi.

#### 3. Sisaan Saling Bebas

```
H0: E[ei,ej] = 0 (sisaan saling bebas/tidak ada autokorelasi) H1: E[ei,ej]! = 0 (sisaan tidak saling bebas/ada autokorelasi)
```

#### runs.test(model\$residuals)

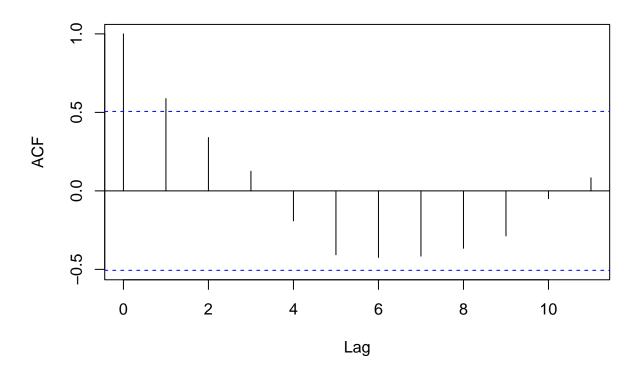
```
##
## Runs Test
##
## data: model$residuals
## statistic = -2.7817, runs = 3, n1 = 7, n2 = 7, n = 14, p-value =
## 0.005407
## alternative hypothesis: nonrandomness
```

#### dwtest(model)

```
##
## Durbin-Watson test
##
## data: model
## DW = 0.48462, p-value = 1.333e-05
## alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0
```

#### acf(model\$residuals)

# Series model\$residuals



Uji ini sering disebut dengan uji autokorelasi yang dilakukan dengan Durbin\_watson. Karena p-value = 1.333e-05 (pada DW test) < alpha = 0.05, maka tolak H0, sisaan tidak saling bebas pada taraf nyata 5%, sehingga asumsi tidak terpenuhi. Dibuktikan pula pada eksplorasi sisaan bahwa nilai autokorelasi pada lag 1 bernilai 0.5 dan 0.4 pada lag 2 yang berada di luar batas kepercayaan 95%, autokorelasi signifikan.

## Uji Formal Normalitas Sisaan

 $H_0: N$  (sisaan menyebar Normal)  $H_1: N$  (sisaan tidak menyebar Normal)

```
##
## Shapiro-Wilk normality test
##
## data: model$residuals
## W = 0.92457, p-value = 0.226

sisaan_model <- resid(model)
(norm_model <- lillie.test(sisaan_model))

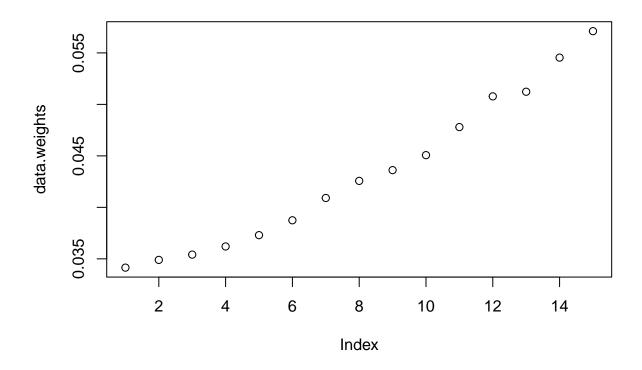
##
## Lilliefors (Kolmogorov-Smirnov) normality test
##
## data: sisaan_model
## ## D = 0.12432, p-value = 0.7701</pre>
```

Uji normalitas digunakan untuk mendeteksi normalitas sisaan dengan uji shapiro.test dan kolmogrov-smirnov. Karena p-value = 0.7701 (lilliefors) > alpha = 0.05, maka tak tolak H0, sehingga sisaan menyebar normal pada taraf nyata 5%.

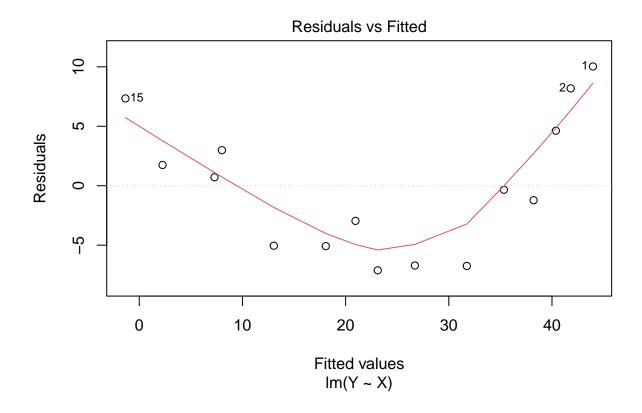
## Metode Weighted Least Squares

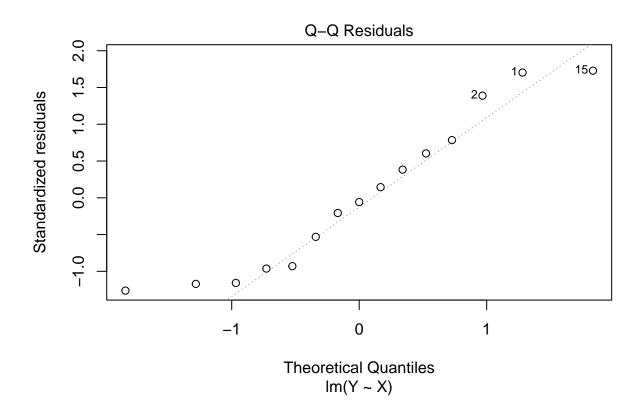
Langkah ini hanya untuk membandingkan saja, karena sisaan ragam sudah homogen maka sebenernya tidak perlu dilakukan pembobotan dan langsung transformasi data saja ## Pembobotan Data

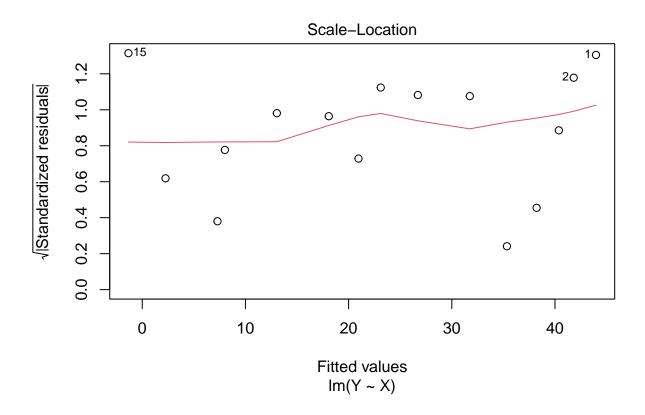
```
resid_abs <- abs(model$residuals)</pre>
fitted_val <- model$fitted.values</pre>
fit <- lm(resid_abs ~ fitted_val)</pre>
data.weights <- 1 / fit$fitted.values^2</pre>
data.weights
                         2
                                     3
                                                             5
##
             1
                                                 4
                                                                          6
## 0.03414849 0.03489798 0.03541143 0.03620311 0.03730067 0.03874425 0.04091034
##
                                    10
                                                            12
## 0.04257072 0.04361593 0.04507050 0.04779711 0.05077885 0.05122749 0.05454132
##
            15
## 0.05710924
plot(data.weights)
```

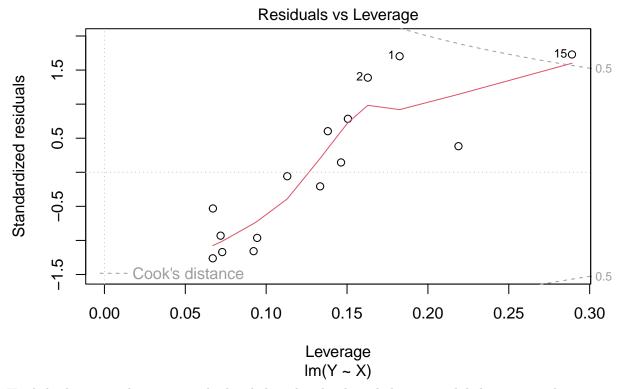


```
model.weighted <- lm(Y~X, data = data, weights = data.weights)
plot(model.weighted)</pre>
```









Hasil eksplorasi tersebut menggambarkan bahwa data hasil pembobotan masih belum memenuhi uji asumsi.

## Model WLS

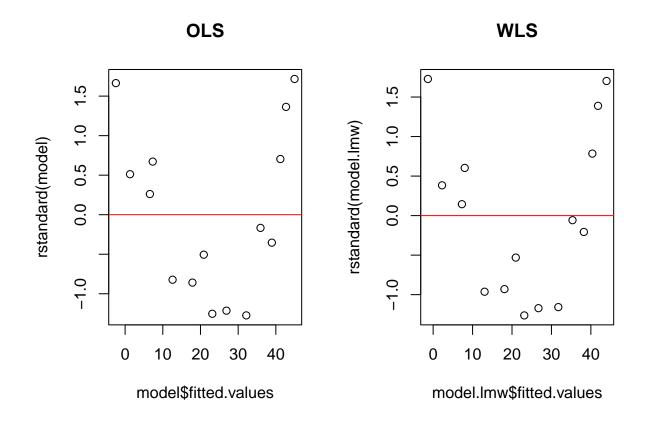
```
model.lmw \leftarrow lm(Y~X,
                data = data,
                weights = data.weights)
summary(model.lmw)
##
## Call:
## lm(formula = Y ~ X, data = data, weights = data.weights)
##
##
  Weighted Residuals:
##
        Min
                   1Q
                        Median
                                     ЗQ
                                              Max
  -1.46776 -1.09054 -0.06587
                                0.77203
                                         1.85309
##
## Coefficients:
##
               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
##
  (Intercept) 45.41058
                            2.90674
                                    15.623 8.35e-10 ***
## X
               -0.71925
                            0.07313
                                     -9.835 2.18e-07 ***
##
                   0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
```

```
## Residual standard error: 1.204 on 13 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.8815, Adjusted R-squared: 0.8724
## F-statistic: 96.73 on 1 and 13 DF, p-value: 2.182e-07
```

Diperoleh model sebagai berikut

$$\hat{Y} = 45.41058 - 0.71925X + e$$

## Perbandingan OLS Vs WLS



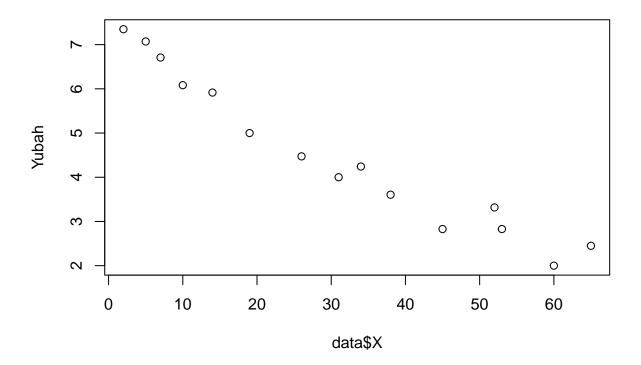
```
par(mfrow=c(1,1))
```

Karena data telah memiliki ragam sisaan yang homogen, maka model dan plot yang terbentuk tidak berubah signifikan sehingga model masih dikatakan belum pas. Sebab metode WLS umumnya dilakukan untuk data yang memiliki ragam sisaan tidak homogen.

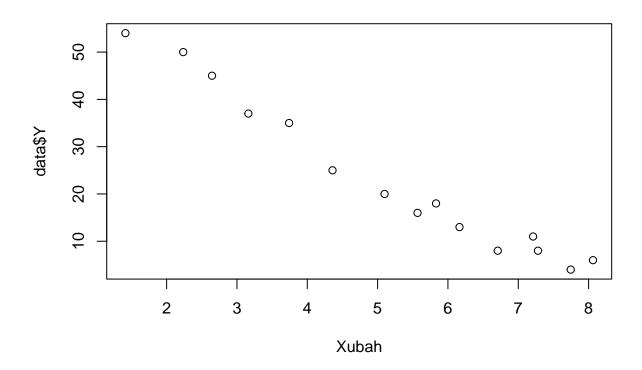
# Penyesuaian Data

# Transformasi Data

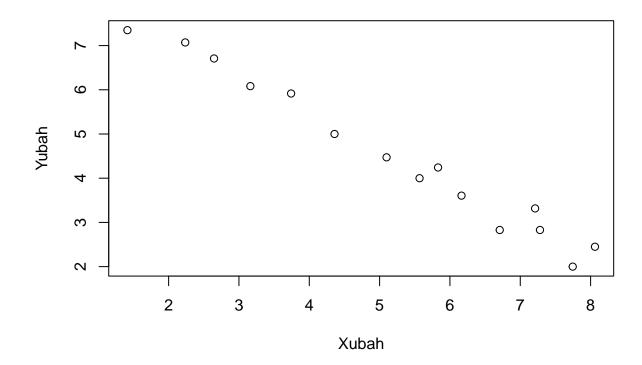
```
Yubah = sqrt(data$Y)
Xubah = sqrt(data$X)
plot(x = data$X,y = Yubah)
```



```
plot(x = Xubah, y = data$Y)
```



plot(x = Xubah, y = Yubah)



```
data.sqrt <- data.frame(Xubah, Yubah)</pre>
```

Karena hubungan X dan Y cenderung membentuk sebuah parabola dan nilai B1 < 0, maka data dapat ditransformasi dengan mengecilkan nilai X dan/atau Y dengan membentuknya menjadi pangkat setengah atau akar dari data asli. Terdapat perbedaan antara hasil plot hubunagn Xubah dengan Y, X dengan Yubah, dan Xubah dengan Yubah sehingga perlu ditelusuri lebih lanjut untuk memperoleh model terbaik melalui pemeriksaan asumsi pada data dengan sisaan paling bebas

### Model dan Pemeriksaan Asumsi

## lm(formula = data\$Y ~ Xubah)

1Q

Median

0.7657

3Q

2.0035

#### Xubah dengan Y

##

##

##

##

## Residuals: Min

-4.4518 -2.8559

```
model1 = lm(formula = data$Y ~ Xubah)
summary(model1)
##
## Call:
```

Max

5.2422

Diperoleh model sebagai berikut

$$\hat{Y} = 63.2250 - 0.7.7481X + e$$

#### dwtest(model1)

```
##
## Durbin-Watson test
##
## data: model1
## DW = 1.1236, p-value = 0.01422
## alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0
```

Karena p-value = 0.0.1422 < alpha = 0.05, maka tolak H0, sisaan tidak saling bebas, asumsi tidak terpenuhi pada taraf nyata 5%, bukan model terbaik

#### X dengan Yubah

```
model2 = lm(formula = Yubah ~ data$X)
summary(model2)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = Yubah ~ data$X)
##
## Residuals:
##
                 1Q
                      Median
                                   3Q
                                           Max
## -0.53998 -0.38316 -0.01727 0.36045 0.70199
##
## Coefficients:
               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 7.015455
                          0.201677
                                     34.79 3.24e-14 ***
                          0.005477 -14.80 1.63e-09 ***
## data$X
              -0.081045
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
## Residual standard error: 0.4301 on 13 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.9439, Adjusted R-squared: 0.9396
## F-statistic: 218.9 on 1 and 13 DF, p-value: 1.634e-09
```

Diperoleh model sebagai berikut

```
\hat{Y} = 7.015455 - 0.081045X + e
```

#### dwtest(model2)

```
##
## Durbin-Watson test
##
## data: model2
## DW = 1.2206, p-value = 0.02493
## alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0
```

Karena p-value = 0.02493 (pada DW test) < alpha = 0.05, maka tolak H0, sisaan tidak saling bebas, asumsi tidak terpenuhi pada taraf nyata 5%, bukan model terbaik

#### Xubah dengan Yubah

```
model3 = lm(formula = Yubah ~ Xubah)
summary(model3)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = Yubah ~ Xubah)
## Residuals:
##
       Min
                 1Q Median
                                   3Q
## -0.42765 -0.17534 -0.05753 0.21223 0.46960
##
## Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
##
                                  45.61 9.83e-16 ***
## (Intercept) 8.71245
                          0.19101
## Xubah
              -0.81339
                          0.03445 -23.61 4.64e-12 ***
## Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' 1
## Residual standard error: 0.2743 on 13 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.9772, Adjusted R-squared: 0.9755
## F-statistic: 557.3 on 1 and 13 DF, p-value: 4.643e-12
```

Diperoleh model sebagai berikut

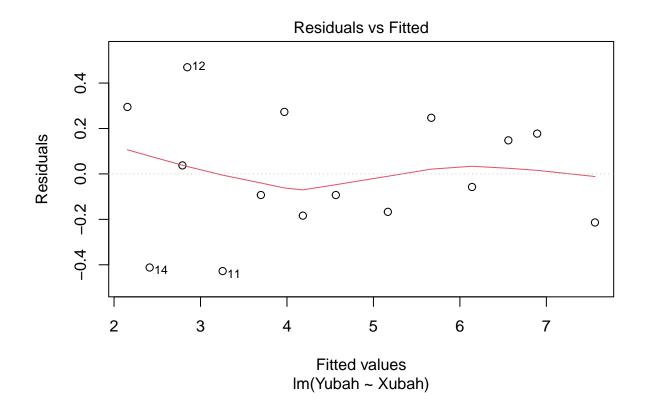
$$\hat{Y} = 8.71245 - 0.81339X + e$$

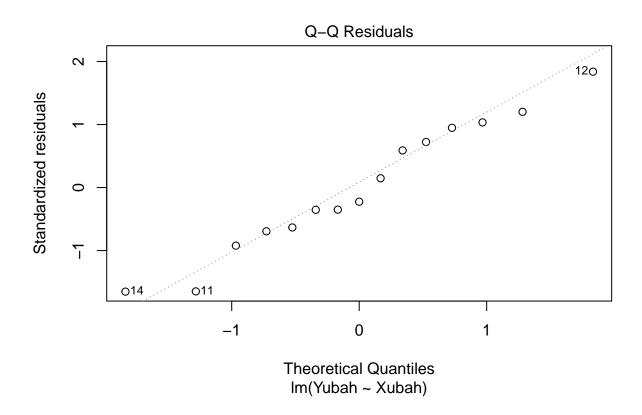
## dwtest(model3)

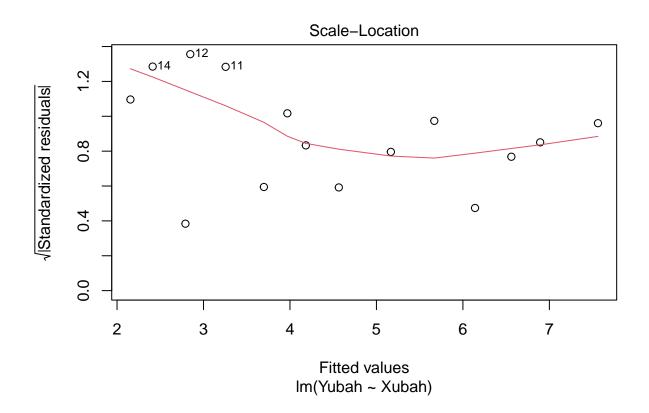
```
##
## Durbin-Watson test
##
## data: model3
## DW = 2.6803, p-value = 0.8629
## alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0
```

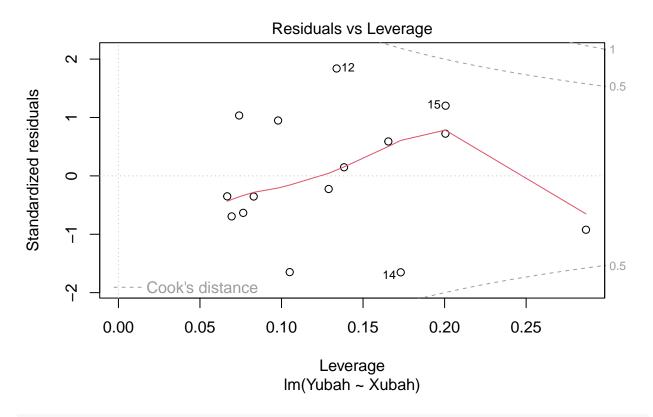
Karena p-value = 0.8629 (pada DW test) > alpha = 0.05, maka tak tolak H0, sisaan saling bebas. Berdasarkan uji autokorelasi, memang hasil menunjukkan sisaan saling bebas, namun perlu diperiksa kembali dengan uji asumsi yang lain utnuk memastikan bahwa model terbaik.

### plot(model3)









```
t.test(model3$residuals,mu = 0,conf.level = 0.95)
```

```
##
##
    One Sample t-test
##
## data: model3$residuals
## t = 2.0334e-16, df = 14, p-value = 1
## alternative hypothesis: true mean is not equal to 0
## 95 percent confidence interval:
   -0.1463783 0.1463783
## sample estimates:
##
      mean of x
## 1.387779e-17
ncvTest(model3)
## Non-constant Variance Score Test
## Variance formula: ~ fitted.values
## Chisquare = 2.160411, Df = 1, p = 0.14161
sisaan.model3 <- resid(model3)</pre>
(norm.model3 <- lillie.test(sisaan.model3))</pre>
```

##

```
## Lilliefors (Kolmogorov-Smirnov) normality test
##
## data: sisaan.model3
## D = 0.11948, p-value = 0.817
```

Karena nilai p-value dari semua uji asumsi lebih dari nilai alpha 0.05 sehingga asumsi terpenuhi.

## Kesimpulan dan Transformasi Balik

Hasil model terbaik dipenuhi ketika variabel X dan Y keduanya ditransformasi ke dalam bentuk akar atau pangkat 1/2 dan memenuhi semua asumsi dalam analisis regresi linier sederhana. Sehingga model untuk data ini adalah

$$\hat{Y}^{\frac{1}{2}} = 8.71245 - 0.81339X^{\frac{1}{2}} + e$$

Jika ingin mengembalikan model untuk menjelaskan peubah respons sebelum ditransformasi, perlu dilakukan transformasi balik pada model yang dibentuk. Prosedur transformasi balik dilakukan dengan proses matematika biasa dengan mengutamakan pengubahan peubah respons terlebih dahulu.

$$\hat{Y} = (8.71245 - 0.81339X^{\frac{1}{2}} + e)^2$$

Interpretasi terhadap model tersebut menunjukkan hubungan yang terbalik antara Y dengan  $X^{\frac{1}{2}}$  sebagai hubungan kuadratik. Semakin besar nilai  $X^{\frac{1}{2}}$  semakin kecil nilai dugaan rata-rata Y. Ketika  $X^{\frac{1}{2}}$  sama dengan nol dan berada pada selang amatan, nilai dugaan rataan Y sebesar 8.71245 dan setiap kenaikan 1 satuannya akan menurunkan nilai Y dugaan rataan sebesar 0.81339.