

HAMMADDE-ARAMALI İTHALATI, SANAYİ ÜRETİM ENDEKSİ VE İHRACAT MODELİ

*Sinem Şenel[14080154]
Kardelen Kaya[15080084]
Eray Tekten[14080158]
Gizem Güzel[14080561]
Elif Ekinci[14080112]*

8 Mayıs 2019

Özet

Çalışmamızda 2007-2019 yılları arasında Türkiye’deki hammadde-ara malı ithalatı ihracat ve sanayi üretiminin reel efektif döviz kuru, reel kredi hacmi, OECD ülkelerinin sanayi üretiminden nasıl etkilendiği, ekonometrik yöntemler kullanılarak analiz edilmiş ve verilen modeller arasındaki ilişkiler ele alınmıştır. R Studio 3.6.0 programı kullanılarak modelimizdeki değişken tahminleri ve analizleri yapılmıştır. Modelde gözlemlenen ekonometrik sorunlar Hausman eşanlılık testi, içsel bağıntı testi (Breusch-Godfrey LM Testi), değişen varyans testleri (WHITE, ARCH) ve RAMSEY RESET testleri ile incelenmiştir. Çalışmanın sonunda katsayıların ve modelin genel yorumu yapılmıştır.

BÖLÜM1: Çalışmanın Amacı ve Yöntemi

1.1 Araştırmanın Amacı

Bu çalışmada 2007-2019 yılları arasında Türkiye’nin hammadde-ara malı ithalatı, ihracat ve sanayi üretiminin; reel efektif döviz kuru, reel kredi hacmi, OECD ülkelerinin sanayi üretiminden nasıl etkilendiği ekonometrik yöntemler kullanılarak analiz edilmesi amaçlanmıştır.

1.2 Araştırmanın Yöntemi

Bu çalışmada 3.6.0 R Studio programı kullanılmıştır. Merkez Bankası ve Dünya Bankası verilerinden yararlanılmıştır. Model 6 değişken ve 145 aylık Yüzde değişimleri içeren veriden oluşmaktadır. Modellerin durağan ve doğrusal olduğu varsayılmıştır. Analizler bu varsayım üzerinden yapılacaktır.

1.3 LİTERATÜR

Literatürde genel anlamda VAR modelleri, regresyon analizleri, sınır testi yaklaşımı, Granger nedensellik testleri kullanılarak çalışmalar yapılmıştır. Elde edilen ampirik bulgulara göre ihracat ve ithalattan reel efektif döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik olduğu saptanmıştır. GSYİH ile hammadde ve yatırım malı ithalatı arasında çift yönlü bir ilişki olduğu; fakat GSYİH tüketim malı ve diğer mallar ithalatı arasında tek yönlü bir ilişki olduğu anlaşılmıştır. Kredi hacminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi pozitif ve istatistiki olarak anlamlıdır.

BÖLÜM2: Modelimiz

2007:01-2019:01 arasındaki veriler aylık yüzde değişimleri alınarak kullanılmıştır. Hammadde- aramalı itahalatı 2003 reel baz yılı ile hesaplanan veriler ile çalışılmıştır.

2.1 LaTeX Formunda Modeller

$$mh_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 reer_t + \varepsilon_t$$
$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 mh_t + \alpha_2 rk_t + \alpha_3 reer_t + \varepsilon_2_t$$

$$x_t = \gamma_0 + \gamma_1 ystar_t + \gamma_2 mh_t + \gamma_3 reer_t + \varepsilon_3_t$$

İçsel Değişkenler(Endojenler): Mht=Hammadde-Aramalı İthalatı Yt=Sanayi Üretim Endeksi(% değişim)
Xt=ihracat(% değişim)

Dışsal Değişkenler(Eksojenler): reer:Reel efektif döviz kuru rk: Reel kredi hacmi y*: Yurt dışı sanayi üretim endeksi

2.1.1 Teorik Açıklama

İlk modelde hammadde(ara malı) ithalatının , sanayi üretim endeksinden ve reel efektif döviz kurundan etkilendiği görülmektedir. Sanayi üretim endeksi ise hammadde ara malı ithalatından ,reel efektif döviz kurundan ve reel kredi hacminden etkilenmektedir. Son olarak ihracatın belirleyenleri ise OECD ülkelerinin sanayi üretim endeksi hammadde ara malı ithalatı ve reel efektif döviz kuru olduğu görülmektedir. Modellerde gecikmeli değişken ve kukla değişken bulunmamaktadır. Sağ taraf değişkenlerinin sol taraf değişkenlerini kaç birim etkilediğini katsayı tahminleri kullanılarak yorumlanacaktır.

2.2 Katsayıların Beklenen İşaretleri

Öncelikle katsayıların beklenen işaretleri iktisadi yorumlar çerçevesinde tahmin edilmiştir.

1.Model için; beta1 > 0 (Yt) beta2 < 0 (reer)

2.Model İçin; alpha1 > 0 (Mh) alpha2 > 0 (rk)

3.Model için; gamma1 >0 (y*) gamma2 >0 (mh) gamma3 >0 (reer)

2.3 Ayırt Etme

Yapısal parametrelerin değerlerinin elde edilebilmesi için eşanlı denklem modellerinin ayrı ayrı belirlenebilir olması gerekir.Modellerin tahmini için önce sıra ve aşama koşullarına bakılmalıdır.

g*: sistemde bulunan fakat modelde bulunmayan içsel değişken sayısıdır.

k*: sistemde bulunan fakat modelde bulunmayan dışsal değişken sayısıdır.

k:ele alınan modelde önceden belirlenmiş değişken sayısı

g:ele alınan modeldeki endojen değişken sayısı

G:sistemdeki endojen değişken sayısı

K:sistemdeki önceden belirlenmiş değişken sayısı

$$G = mh_t, y_t, x_t$$

$$K = reer_t, rk_t, ystar_t, 1$$

2.4 Sıra Koşulu

$$[g^* + k^*] \geq G - 1$$

1. Model

$$k = reer_t, 1$$

$$k^* = rk_t, ystar_t$$

$$3 \geq 2$$

fazladan ayırt edilmiştir.

2. Model

$$k = rk_t, 1$$

$$k^* = ystar_t$$

$$3 \geq 2$$

fazladan ayırt edilmiştir.

3. Model

$$k = reer_t, ystar_t$$

$$k^* = rk_t 1$$

$$2 \geq 2$$

tam ayırt edilmiştir.

Sıra koşulu yeterli bir koşul olmadığından rank/aşama koşuluna bakarız.

2.5 Aşama Koşulu

$$\varepsilon_1 t = mh_t - \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 reer_t$$

$$\varepsilon_2 t = y_t - \alpha_0 + \alpha_1 mh_t + \alpha_2 rk_t + \alpha_3 reer_t$$

$$\varepsilon_3 t = x_t - \gamma_0 + \gamma_1 ystar_t + \gamma_2 mh_t + \gamma_3 reer_t$$

1.denklem için aşama

$$\mathbf{S}_1 = \begin{bmatrix} 0 & -\alpha_2 & 0 \\ 1 & 0 & -\gamma_1 \end{bmatrix} |S_1| = \begin{vmatrix} 0 & -\alpha_2 \\ 1 & 0 \end{vmatrix} = 0 + \alpha_2 |S_1| \neq 0$$

$$r(S_1) : 2$$

$$r(S_1) : G-1 \text{ tam ayırt edilmiş}$$

2.denklem için aşama

$$\mathbf{S}_2 = \begin{bmatrix} 0 & -\beta_2 & 0 \\ 1 & -\gamma_3 & -\gamma_1 \end{bmatrix} |S_2| = \begin{vmatrix} 0 & -\beta_2 \\ 1 & -\beta_3 \end{vmatrix} = 0 + \beta_2 |S_2| \neq 0$$

$$r(S_2) : 2$$

$$r(S_2) : G - 1 \text{ Tam Ayırt Edilmiş}$$

Bu modelde aşama koşulu yani rank koşulu sağlanmadığı için sıfır sınırlama yapılmıştır. Kare matrisin determinantının sıfırdan farklı olması amaçlandığı için reel efektif döviz kuru katsayısı (α_3) 0 kabul edilmiştir.

3.denklem için aşama

$$\mathbf{S}_3 = \begin{bmatrix} -\beta_1 & 0 \\ 1 & -\alpha_2 \end{bmatrix} |S_3| = 0 - (\beta_1 \alpha_2 |S_3|) \neq 0$$

$$r(S_3) : 2$$

$$r(S_3) : G - 1 \text{ Tam Ayırt Edilmiş}$$

2.6 İndirgenmiş Formda Denklemler

İlk olarak yapısal formdaki denklemlerde endojenler sola, eksojenler sağa toplanır.

$$mh_t - \beta_1 y_t = \beta_0 + \beta_2 reer_t + \varepsilon_1 t$$

$$y_t - \alpha_1 mh_t = \alpha_0 + \alpha_2 rk_t + \varepsilon_2 t$$

$$x_t - \gamma_2 mh_t = \gamma_0 + \gamma_1 ystar_t + \gamma_3 reer_t + \varepsilon_3 t$$

Ardından matris formunda denklemler şu hale getirilir.

$$B.Y = \tau.X + \epsilon_t$$

$$\mathbf{B.Y} = \begin{bmatrix} 1 & -\beta_1 & 0 \\ -\alpha_1 & 1 & 0 \\ -\alpha_2 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Modelde Y yalnız bırakılmak için her iki taraf B matrisinin tersi ile çarpılmıştır.

$$B^{-1}.B.Y = B^{-1}.\tau.X + B^{-1}.\epsilon_t$$

$$Y = B^{-1}.\tau.X + B^{-1}.\epsilon_t$$

$$\mathbf{B.Y} = \begin{bmatrix} 1 & -\beta_1 & 0 \\ -\alpha_1 & 1 & 0 \\ -\alpha_2 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\tau.X + \epsilon_t = \begin{bmatrix} \beta_0 + \beta_2 reer_t + \varepsilon_1 t \\ \alpha_0 + \alpha_2 rk_t + \varepsilon_2 t \\ \gamma_0 + \gamma_1 ystar_t + \gamma_3 reer_t + \varepsilon_3 t \end{bmatrix}$$

$$|B| = 1 \begin{vmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{vmatrix} + (-\beta_1) \begin{vmatrix} -\alpha_1 & 0 & -\gamma_1 & 1 \end{vmatrix} + 0 \begin{vmatrix} -\alpha_1 & 1 \\ -\gamma_2 & 0 \end{vmatrix} = [1 - \beta_1 \alpha_1]$$

1. model için

$$\mathbf{mh}_t = \frac{|B_1|}{|B|} = \frac{\begin{vmatrix} \beta_0 + \beta_2 reer_t + \varepsilon_1 t & -\beta_1 & 0 \\ \alpha_0 + \alpha_2 rk_t + \varepsilon_2 t & 1 & 0 \\ \gamma_0 + \gamma_1 ystar_t + \gamma_3 reer_t + \varepsilon_3 t & 0 & 1 \end{vmatrix}}{[1 - \beta_1 \alpha_1]}$$

$$mh_t = [\beta_0 + \beta_2 reer_t + \varepsilon_1 t] \cdot \begin{vmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{vmatrix} - \beta_1 \begin{vmatrix} \alpha_0 + \alpha_2 rk_t + \varepsilon_2 t & 0 \\ \gamma_0 + \gamma_1 ystar_t + \gamma_3 reer_t + \varepsilon_3 t & 1 \end{vmatrix} + 0 \begin{vmatrix} \alpha_0 + \alpha_2 rk_t + \varepsilon_2 t & 1 \\ \gamma_0 + \gamma_1 ystar_t + \gamma_3 reer_t + \varepsilon_3 t & 0 \end{vmatrix}$$

$$mh_t = \pi_1 + \pi_2 reer_t + \pi_3 rk_t + \pi_4 ystar_t + V_1 t$$

2. model için

$$y_t = \frac{|B_2|}{|B|} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \beta_0 + \beta_2 reer_t + \varepsilon_1 t & 0 \\ -\alpha_1 & \alpha_0 + \alpha_2 rk_t + \varepsilon_2 t & 0 \\ -\gamma_2 & \gamma_0 + \gamma_1 ystar_t + \gamma_3 reer_t + \varepsilon_3 t & 1 \end{vmatrix}}{[1 - \beta_1 \alpha_1]}$$

$$y_t = 1 \begin{vmatrix} \alpha_0 + \alpha_2 rk_t + \varepsilon_2 t & 0 \\ \gamma_0 + \gamma_1 ystar_t + \gamma_3 reer_t + \varepsilon_3 t & 1 \end{vmatrix} - [\beta_0 + \beta_2 reer_t + \varepsilon_1 t] \begin{vmatrix} -\alpha_1 & 0 \\ -\gamma_2 & 1 \end{vmatrix} + 0 \begin{vmatrix} -\alpha_1 & \alpha_0 + \alpha_2 rk_t + \varepsilon_2 t \\ -\gamma_2 & \gamma_0 + \gamma_1 ystar_t + \gamma_3 reer_t + \varepsilon_3 t \end{vmatrix}$$

$$y_t = \pi_5 + \pi_6 reer_t + \pi_7 rk_t + \pi_8 ystar_t + V_2 t$$

3. model için

$$x_t = \frac{|B_3|}{|B|} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & -\beta_1 & \beta_0 + \beta_2 reer_t + \varepsilon_1 t \\ -\alpha_1 & 1 & \alpha_0 + \alpha_2 rk_t + \varepsilon_2 t \\ -\gamma_2 & 0 & \gamma_0 + \gamma_1 ystar_t + \gamma_3 reer_t + \varepsilon_3 t \end{vmatrix}}{[1 - \beta_1 \alpha_1]}$$

$$x_t = 1 \begin{vmatrix} 1 & \alpha_0 + \alpha_2 rk_t + \varepsilon_2 t \\ 0 & \gamma_0 + \gamma_1 ystar_t + \gamma_3 reer_t + \varepsilon_3 t \end{vmatrix} - \beta_1 \begin{vmatrix} -\alpha_1 & \alpha_0 + \alpha_2 rk_t + \varepsilon_2 t \\ -\gamma_2 & \gamma_0 + \gamma_1 ystar_t + \gamma_3 reer_t + \varepsilon_3 t \end{vmatrix} + [\beta_0 + \beta_2 reer_t + \varepsilon_1 t] \begin{vmatrix} -\alpha_1 & 1 \\ -\gamma_2 & 0 \end{vmatrix}$$

$$x_t = \pi_9 + \pi_{10} reer_t + \pi_{11} rk_t + \pi_{12} ystar_t + V_3 t$$

```
library(readr)
library(tidyverse)
```

```
## Registered S3 method overwritten by 'rvest':
##   method      from
##   read_xml.response xml2
```

```
## -- Attaching packages -----
```

```
## v ggplot2 3.2.1      v purrr   0.3.2
## v tibble  2.1.1      v dplyr   0.8.0.1
## v tidyr   0.8.3      v stringr 1.4.0
## v ggplot2 3.2.1      v forcats 0.4.0
```

```
## -- Conflicts -----
```

```
## x dplyr::filter() masks stats::filter()
## x dplyr::lag()     masks stats::lag()
```

```
library(stargazer)
```

```
##
```

```
## Please cite as:
```

```
## Hlavac, Marek (2018). stargazer: Well-Formatted Regression and Summary Statistics Tables.
```

```
## R package version 5.2.2. https://CRAN.R-project.org/package=stargazer
```

```
library(readxl)
library(xtable)
library(summarytools)
```

```

## Registered S3 method overwritten by 'pryr':
##   method      from
##   print.bytes Rcpp
##
## Attaching package: 'summarytools'
##
## The following objects are masked from 'package:xtable':
##
##   label, label<-
##
## The following object is masked from 'package:tibble':
##
##   view
library(systemfit)

## Loading required package: Matrix
##
## Attaching package: 'Matrix'
##
## The following object is masked from 'package:tidyr':
##
##   expand
##
## Loading required package: car
## Loading required package: carData
##
## Attaching package: 'car'
##
## The following object is masked from 'package:dplyr':
##
##   recode
##
## The following object is masked from 'package:purrr':
##
##   some
##
## Loading required package: lmtest
## Loading required package: zoo
##
## Attaching package: 'zoo'
##
## The following objects are masked from 'package:base':
##
##   as.Date, as.Date.numeric
##
## Please cite the 'systemfit' package as:
## Arne Henningsen and Jeff D. Hamann (2007). systemfit: A Package for Estimating Systems of Simultaneous
##
## If you have questions, suggestions, or comments regarding the 'systemfit' package, please use a forum
## https://r-forge.r-project.org/projects/systemfit/
library(knitr)
library(jtools)
library(devtools)

```

```

library(PoEdata)
library(gridExtra)

##
## Attaching package: 'gridExtra'
## The following object is masked from 'package:dplyr':
##
##      combine
library(lmtest)
library(broom)
library(AER)

## Loading required package: sandwich
## Loading required package: survival
## Registered S3 methods overwritten by 'AER':
##   method      from
##   fitted.survreg survival
##   nobs.survreg  survival
##   weights.survreg survival
library(car)
library(sandwich)
library(strucchange)

##
## Attaching package: 'strucchange'
## The following object is masked from 'package:stringr':
##
##      boundary
library(plm)

## Loading required package: Formula
##
## Attaching package: 'plm'
## The following objects are masked from 'package:dplyr':
##
##      between, lag, lead
veriler <- read_csv("../veriler.csv")

## Parsed with column specification:
## cols(
##   Tarih = col_character(),
##   y = col_double(),
##   reer = col_double(),
##   rk = col_double(),
##   x = col_double(),
##   mh = col_double(),
##   ystar = col_double()
## )

```

```
data(veriler)

## Warning in data(veriler): data set 'veriler' not found

View(veriler)
names(veriler) <- c("date", "y", "reer", "rk", "x", "mh", "ystar")
summary(veriler)
```

```
##      date              y              reer
## Length:145      Min.   :-21.8934      Min.   :-10.9505
## Class :character 1st Qu.: -3.7960      1st Qu.: -1.3614
## Mode  :character Median : -0.4114      Median : -0.1834
##              Mean  :  0.7249      Mean  : -0.1304
##              3rd Qu.:  6.8852      3rd Qu.:  1.1737
##              Max.   : 24.1268      Max.   : 10.1356
##      rk              x              mh
## Min.   :-4.6319      Min.   :-25.0924      Min.   :-9.18760
## 1st Qu.: 0.7567      1st Qu.: -6.9263      1st Qu.: -1.36510
## Median : 1.6768      Median :  0.8057      Median :  0.15850
## Mean   : 1.7373      Mean   :  0.8237      Mean   :  0.03152
## 3rd Qu.: 2.7194      3rd Qu.:  7.1787      3rd Qu.:  1.53850
## Max.   :10.4913      Max.   : 30.3564      Max.   :  5.49450
##      ystar
## Min.   :-3.77507
## 1st Qu.: -0.17603
## Median : 0.14629
## Mean   : 0.04817
## 3rd Qu.: 0.47535
## Max.   : 1.66670
```

BÖLÜM3:En Küçük Kareler İle Tahmin

```
myreg1 <- lm(mh ~ y + reer, data = veriler)
summary(myreg1)

##
## Call:
## lm(formula = mh ~ y + reer, data = veriler)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -9.1831 -1.3377  0.0982  1.4286  5.3168
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.004841   0.205335   0.024   0.981
## y            0.034944   0.021342   1.637   0.104
## reer        -0.010311   0.079852  -0.129   0.897
##
## Residual standard error: 2.463 on 142 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.01881,    Adjusted R-squared:  0.004993
## F-statistic: 1.361 on 2 and 142 DF,  p-value: 0.2596

myreg2 <- lm(y ~ mh + rk + reer, data = veriler)
summary(myreg2)
```



```
##
## Call:
## lm(formula = y ~ mh + rk + reer, data = veriler)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -20.8032  -5.2037  -0.3154   5.2316  22.9016
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.07872    1.18960   0.066   0.947
## mh           0.48230    0.33181   1.454   0.148
## rk           0.36061    0.52232   0.690   0.491
## reer        -0.03475    0.36219  -0.096   0.924
##
## Residual standard error: 9.611 on 141 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.02388,    Adjusted R-squared:  0.003115
## F-statistic:  1.15 on 3 and 141 DF,  p-value: 0.3312
```

```
myreg3 <- lm(x ~ ystar + mh + reer, data = veriler)
summary(myreg3)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = x ~ ystar + mh + reer, data = veriler)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -26.257  -8.076   0.754   6.457  29.822
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.7999    0.8763   0.913  0.36292
## ystar        0.4041    1.2759   0.317  0.75190
## mh           1.0329    0.3891   2.654  0.00886 **
## reer         0.2157    0.3410   0.633  0.52800
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 10.52 on 141 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.06458,    Adjusted R-squared:  0.04468
## F-statistic: 3.245 on 3 and 141 DF,  p-value: 0.02391
```

Modellerimiz tam ve fazladan ayırt edildiği için ek katsayı tahmin değerleri tutarsız, T, F ve R2 istatistikleri yukarı sapsmalı hesaplanır. Öncelikle, Modelimizin eşanlılığını test etmemiz gerekiyor.

```
myregsum1 <- summary(myreg1)
myregsum2 <- summary(myreg2)
myregsum3 <- summary(myreg3)
```

```
myregsum1$call
```

```
## lm(formula = mh ~ y + reer, data = veriler)
```

```
myregsum2$call
```

```
## lm(formula = y ~ mh + rk + reer, data = veriler)
```

```

myregsum3$call

## lm(formula = x ~ ystar + mh + reer, data = veriler)
myregsum1$residuals %>% head()

##           1           2           3           4           5           6
## -2.95441992  0.37993584  1.16010410  2.52681443  2.00254530 -0.01618652
myregsum2$residuals %>% head()

##           1           2           3           4           5
## -11.377853553  0.006120355  13.615952766  -7.426603534  6.258482911
##           6
##  -1.986243214
myregsum3$residuals %>% head()

##           1           2           3           4           5           6
## -22.611622  13.968037  14.505327  -9.902515  7.531497  -4.155329
myregsum1$coefficients

##              Estimate Std. Error    t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.004840571 0.20533458  0.02357407 0.9812255
## y           0.034944266 0.02134199  1.63734835 0.1037719
## reer        -0.010311240 0.07985165 -0.12912997 0.8974375
myregsum2$coefficients

##              Estimate Std. Error    t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.07871699  1.1896047  0.06617071 0.9473356
## mh           0.48230446  0.3318099  1.45355658 0.1482914
## rk           0.36061297  0.5223189  0.69040762 0.4910728
## reer        -0.03475387  0.3621898 -0.09595484 0.9236927
myregsum3$coefficients

##              Estimate Std. Error    t value    Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.7998630  0.8763009  0.9127720 0.362920520
## ystar       0.4041315  1.2758603  0.3167521 0.751900172
## mh          1.0329395  0.3891470  2.6543685 0.008858902
## reer        0.2157310  0.3410106  0.6326226 0.528004705
myregsum1$coefficients[,1]

## (Intercept)          y          reer
##  0.004840571  0.034944266 -0.010311240
myregsum2$coefficients[,1]

## (Intercept)          mh          rk          reer
##  0.07871699  0.48230446  0.36061297 -0.03475387
myregsum3$coefficients[,1]

## (Intercept)          ystar          mh          reer
##  0.7998630  0.4041315  1.0329395  0.2157310
myregsum1$sigma

```

```

## [1] 2.462769
myregsum2$sigma

## [1] 9.611364
myregsum3$sigma

## [1] 10.51726
myregsum1$df

## [1] 3 142 3
myregsum2$df

## [1] 4 141 4
myregsum3$df

## [1] 4 141 4
myregsum1$r.squared

## [1] 0.0188127
myregsum2$r.squared

## [1] 0.02388329
myregsum3$r.squared

## [1] 0.06458178
myregsum1$adj.r.squared

## [1] 0.004993164
myregsum2$adj.r.squared

## [1] 0.003114844
myregsum3$adj.r.squared

## [1] 0.04467927
myregsum1$fstatistic

##      value      numdf      dendif
##  1.361312   2.000000  142.000000
myregsum2$fstatistic

##      value      numdf      dendif
##  1.14998    3.00000  141.00000
myregsum3$fstatistic

##      value      numdf      dendif
##  3.244905   3.000000  141.000000
myregsum1$cov.unscaled

##      (Intercept)          y          reer
## (Intercept) 6.951471e-03 -5.276444e-05 1.277984e-04

```

```
## y          -5.276444e-05  7.509694e-05  1.285268e-05
## reer       1.277984e-04  1.285268e-05  1.051285e-03
```

```
myregsum2$cov.unscaled
```

```
##              (Intercept)              mh              rk              reer
## (Intercept)  0.015319172  0.0006291080 -0.0049818233 -0.0016286355
## mh          0.000629108  0.0011918143 -0.0003927958 -0.0001205907
## rk          -0.004981823 -0.0003927958  0.0029532584  0.0010462557
## reer        -0.001628635 -0.0001205907  0.0010462557  0.0014200461
```

```
myregsum3$cov.unscaled
```

```
##              (Intercept)              ystar              mh              reer
## (Intercept)  6.942269e-03 -0.0006290308  4.505558e-05  1.290944e-04
## ystar       -6.290308e-04  0.0147163843 -1.837727e-03  1.681827e-04
## mh          4.505558e-05 -0.0018377271  1.369059e-03 -2.436286e-06
## reer        1.290944e-04  0.0001681827 -2.436286e-06  1.051309e-03
```

```
options(scipen = 999)
```

BÖLÜM4:HAUSMAN EŞANLILIK TESTİ

```
icsely <- lm(y ~ reer + rk + ystar, data = veriler)
what1 <- residuals(icsely)
step11 <- lm(mh ~ y + reer + what1, data = veriler)
summary(step11)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = mh ~ y + reer + what1, data = veriler)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -5.9739 -1.5361 -0.0341  1.2248  5.2175
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value    Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.57184    0.22016  -2.597    0.0104 *
## y           0.85570    0.16143   5.301 0.000000435 ***
## reer        0.13016    0.07852   1.658   0.0996 .
## what1      -0.83312    0.16264  -5.123 0.000000973 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 2.269 on 141 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.1728, Adjusted R-squared:  0.1552
## F-statistic: 9.816 on 3 and 141 DF,  p-value: 0.000006372
```

```
icselmh1 <- lm(mh ~ reer + rk + ystar, data = veriler)
what2 <- residuals(icselmh1)
step22 <- lm(y ~ mh + rk + reer + what2, data = veriler)
summary(step22)
```

```
##
## Call:
```

```
## lm(formula = y ~ mh + rk + reer + what2, data = veriler)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -20.9681  -5.1076  -0.4396   5.7775  22.6927
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)   0.32064    1.27110   0.252   0.801
## mh            0.94062    0.89726   1.048   0.296
## rk            0.20956    0.59127   0.354   0.724
## reer          -0.08113    0.37275  -0.218   0.828
## what2         -0.53134    0.96610  -0.550   0.583
##
## Residual standard error: 9.635 on 140 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.02599,    Adjusted R-squared:  -0.001841
## F-statistic: 0.9338 on 4 and 140 DF,  p-value: 0.4463
icselmh2 <- lm(mh ~ reer + rk + ystar, data = veriler)
what3 <- residuals(icselmh2)
step33 <- lm(x ~ mh + ystar + reer + what3, data = veriler)
summary(step33)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = x ~ mh + ystar + reer + what3, data = veriler)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -26.0275  -7.6736   0.6633   6.1994  29.8257
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)   0.8951    0.8879   1.008   0.315
## mh            3.9264    4.0741   0.964   0.337
## ystar         -3.4799    5.5917  -0.622   0.535
## reer           0.2106    0.3417   0.616   0.539
## what3         -2.9202    4.0929  -0.713   0.477
##
## Residual standard error: 10.54 on 140 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.06797,    Adjusted R-squared:  0.04134
## F-statistic: 2.552 on 4 and 140 DF,  p-value: 0.04172
```

Her modelde içsel olduğunu test edeceğimiz değişkeni indirgenmiş formda yazdık.indirgenmiş formda yazdığımız içsel olduğunu düşündüğümüz değişkenlerin hata terimlerini tahmin edip, ana modellere phat1, phat2 ve phat3 olarak yeni bir değişken olarak ekleyip, bu değişkenlerin katsayılarının anlamlılığını test ettik.

1.model için:

Boş hipotezimiz yt değişkenin birinci modelde eksojen olduğu alternatif hipotezimiz ise yt nin eksojen olduğu üzerine kurulmuştur.

H_0 : y eksojen H_a : y endojen

prob(what1 için); 0.000000973 < 0.05 olduğu için H_0 reddedilir. y değişkeni mh modelinde içseldir.

2.model için:

H0 : mh eksojen Ha : mh endojen

prob=0.583 > 0.05 Ho kabul edilir. Mh değişkeni, Yt modelinde dışsaldır.

3.model için:

H0 : mh eksojen Ha : mh endojen

prob=0.477 > 0,05 ise Ho kabul edilir. Mh değişkeni x denkleminde dışsaldır. İktisadi olarak beklenmeyen sonuçlar ortaya çıktı. Bu nedenle biz modelimizin tahminine Mh ve Xt'yiçsel varsayarak devam edeceğiz.

BÖLÜM5:2 Aşamalı En Küçük Kareler

```
mh.lm <- lm(mh ~ reer + rk + ystar, data = veriler)
summary(mh.lm)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = mh ~ reer + rk + ystar, data = veriler)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -6.7893 -1.4391 -0.0572  1.1311  5.4414
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.27287    0.28253  -0.966   0.336
## reer         0.05202    0.08564   0.607   0.545
## rk           0.14447    0.12657   1.141   0.256
## ystar        1.24948    0.26361   4.740 0.00000517 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 2.266 on 141 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.1755, Adjusted R-squared:  0.1579
## F-statistic:    10 on 3 and 141 DF,  p-value: 0.000005089
```

```
veriler$phat1 <- mh.lm$fitted.values
ikiasamamh.lm <- lm(mh ~ phat1 + reer, data = veriler)
(ikiaekk1 <- summary(ikiasamamh.lm))
```

```
##
## Call:
## lm(formula = mh ~ phat1 + reer, data = veriler)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -6.7893 -1.4391 -0.0572  1.1311  5.4414
##
## Coefficients:
##              Estimate              Std. Error t value
## (Intercept) -0.0000000000000017518  0.18780233588970524083   0.000
## phat1        0.99999999999999966693  0.18205152722752138139   5.493
## reer        -0.00000000000000009357  0.07318291759546773079   0.000
##              Pr(>|t|)
## (Intercept)              1
## phat1          0.000000177 ***
```

```
## reer          1
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 2.258 on 142 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.1755, Adjusted R-squared:  0.1639
## F-statistic: 15.11 on 2 and 142 DF,  p-value: 0.000001122

y.lm <- lm(y ~ reer + rk + ystar, data = veriler)
summary(y.lm)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = y ~ reer + rk + ystar, data = veriler)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -23.7468  -4.7361  -0.6832   6.0404  22.5173
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.06398    1.20285   0.053   0.958
## reer        -0.03219    0.36460  -0.088   0.930
## rk           0.34545    0.53886   0.641   0.523
## ystar        1.17529    1.12232   1.047   0.297
##
## Residual standard error: 9.646 on 141 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.0169, Adjusted R-squared: -0.004014
## F-statistic: 0.8081 on 3 and 141 DF,  p-value: 0.4914
```

```
veriler$phat2 <- y.lm$fitted.values
ikiasamay.lm <- lm(y ~ phat2 + rk, data = veriler)
(ikiaekk2 <- summary(ikiasamay.lm))
```

```
##
## Call:
## lm(formula = y ~ phat2 + rk, data = veriler)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -23.7468  -4.7361  -0.6832   6.0404  22.5173
##
## Coefficients:
##              Estimate      Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.00000000000000295  1.116723221938501931   0.000   1.000
## phat2        0.99999999999999669  0.950912174445740832   1.052   0.295
## rk           0.000000000000001453  0.655096079134790843   0.000   1.000
##
## Residual standard error: 9.612 on 142 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.0169, Adjusted R-squared:  0.003056
## F-statistic: 1.221 on 2 and 142 DF,  p-value: 0.2981
```

```
x.lm <- lm(x ~ reer + rk + ystar, data = veriler)
summary(x.lm)
```

```
##
```

```
## Call:
## lm(formula = x ~ reer + rk + ystar, data = veriler)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -25.4756  -8.3593   0.3951   6.2396  30.2634
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  -0.1763     1.3397  -0.132   0.895
## reer          0.4149     0.4061   1.022   0.309
## rk           0.5672     0.6002   0.945   0.346
## ystar        1.4261     1.2500   1.141   0.256
##
## Residual standard error: 10.74 on 141 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.02402,    Adjusted R-squared:  0.003258
## F-statistic: 1.157 on 3 and 141 DF,  p-value: 0.3285
```

```
veriler$phat3 <- x.lm$fitted.values
ikiasamax.lm <- lm(x ~ phat3 + ystar + reer, data = veriler)
(ikiaekk3 <- summary(ikiasamax.lm))
```

```
##
## Call:
## lm(formula = x ~ phat3 + ystar + reer, data = veriler)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -25.4756  -8.3593   0.3951   6.2396  30.2634
##
## Coefficients:
##              Estimate      Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 0.000000000000030979  1.2073142213940839529   0.000   1.000
## phat3       0.999999999999966693  1.0580088929872228931   0.945   0.346
## ystar       0.0000000000000057681  2.2367448092422641537   0.000   1.000
## reer        0.000000000000007249  0.4175132150008312726   0.000   1.000
##
## Residual standard error: 10.74 on 141 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.02402,    Adjusted R-squared:  0.003258
## F-statistic: 1.157 on 3 and 141 DF,  p-value: 0.3285
```

İki aşamalı ekk değerlerini tahmin edebilmek için, denklemlerde içsel olduğu halde sağ tarafta bulunan değişkenler indirgenmiş formda ekk ile tahmin edilip, bulunan değerleri ana modellere(yapısal formdaki) tahmin şeklinde eklenip, bu modellerde 2 aşamalı ekk yöntemi ile katsayı değerleri tahmin edilmiştir.2AEKK yapılabilmesi için tam veya aşırı ayırt edilmiş olması gerekir.Küçük örneklerde dikkatli olunmalıdır.2AEKK sonuçları tutarlıdır fakat bu sonuçlar her zaman sapmazsızlık ve minimum varyans özelliğini sağlayamazlar.

1. modelde içsel olduğunu düşündüğümüz y değişkeninin tahmin değeri phat1 olarak tanımlanmış ve m denklemine eklenmiştir. Daha sonra m denklemine 2 aşamalı en küçük kareler yöntemi uygulanmıştır.Bu işlem her modele ayrı ayrı uygulanmıştır. iki aşamalı ekk ile yapılan katsayı tahmin değerlerinde ekk ile yapılan tahminlere göre R2 değerleri daha açıklayıcı çıksa da modellerde ibs ve dvs testleri henüz yapılmadığı için tahminlerin tutarsız olduğundan şüphelenilmektedir.

BÖLÜM 6: SORUNLARIN TESPİTİ

6.1 İçsel Bağntı Sorunu

Otokorelasyon sorunu, hata terimlerinin ardışık olarak birbiriyle ilişkili olması durumudur. İçsel bağıntı sorunun olması katsayı Ekk tahminlerinin sapmalı olması olmasına sebep olur. Model asimtotik etkinlik özelliği kaybolur. Modelimizde aylık veriler kullandığımız için 12. dereceden ibs varlığını test ettik. bunun için de en genel bir test olan 5 aşamalı bg-lm testini kullandık. bu test, model 2 aşamalı ekk ile tahmin edildikten sonra, hata teriminin tahminin indirgenmiş formda yazılıp, tekrar ekk ile tahmin edilmesi sonucunda çıkan tahmin değerinin ‘p’ gecikme sayısı olmak üzere p katsayısı ile çarpılarak modele eklenmesiyle bulunur. en sonda elde edilen genişletilmiş modelin yeni hata terimi 2 aşamalı ekk ile tahmin edilip indirgenmiş formda yazılır. Boş hipotez rho değerinin sıfıra eşit olması ve 12. sıradan IBS olmadığı anlamına gelir. Alternatif hipotez ise rho değerinin sıfıra eşit olmadığı ve 12. sıradan içsel bağıntı sorununun olduğu durumu gösterir $n(R2y1-r2y2)$ değerinin hesaplanan kıkare değerinden büyük çıkmasıyla boş hipotez reddedilir. bu durum için boş hipotez gecikme sayısı olan p değerinin 0 olduğudur., yani ibs olmadığıdır.

```
bgtest(ikiaekk1, order = 12, data = veriler)
```

```
##
## Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 12
##
## data: ikiaekk1
## LM test = 34.674, df = 12, p-value = 0.0005277
```

```
bgtest(ikiaekk2, order = 12, data = veriler)
```

```
##
## Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 12
##
## data: ikiaekk2
## LM test = 105.75, df = 12, p-value < 0.00000000000000022
```

```
bgtest(ikiaekk3, order = 12, data = veriler)
```

```
##
## Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 12
##
## data: ikiaekk3
## LM test = 66.164, df = 12, p-value = 0.00000000166
```

3 modelde de 12. sıradan içsel bağıntı sorunu bulunmaktadır. İçsel bağıntı sorunun çözümü için C-O dönüştürmesi ya da 2 aşamalı durbin watson dönüştürmesi yapılabilir.

2 aşamalı durbin watson dönüştürmesi

Modellerde 12. sıradan içsel bağıntı olduğundan sorunun giderilmesi için dönüştürme yapılması gerekir.

Modelin 12. sıradan gecikmelileri alınır.

$$mh_{t-12} = \theta_0 + \theta_1 y_{t-12} + \theta_2 reer_{t-12} + \epsilon_{1t-12}$$

$$y_{t-12} = \theta_0 + \theta_1 mh_{t-12} + \theta_2 rk_{t-12} + \epsilon_{2t-12}$$

$$x_{t-12} = \theta_0 + \theta_1 mh_{t-12} + \theta_2 reer_{t-12} + \theta_3 rk_{t-12} + \epsilon_{3t-12}$$

Daha sonra ρ_1 katsayısı ile çarpılarak mh_t modelinden çıkarılır. Dönüştürmede katsayıların hepsinin aynı anda işleme tabi tutulması gerekir.

$$\begin{aligned}
&= \theta_0(1 - \rho_{12}) \\
&+ \theta_1(y - \rho_{12}y_{t-12}) \\
&+ \theta_2(reer - \rho_{12}reer_{t-12}) \\
&+ \epsilon_{1t} - \rho_{12}\epsilon_{1t-12} \\
&= \theta_0(1 - \rho_{12}) \\
&+ \theta_1(mh - \rho_{12}mh_{t-12}) \\
&+ \theta_2(rk - \rho_{12}rk_{t-12}) \\
&+ \epsilon_{2t} - \rho_{12}\epsilon_{2t-12} \\
&= \theta_0(1 - \rho_{12}) \\
&+ \theta_1(mh - \rho_{12}mh_{t-12}) \\
&+ \theta_2(reer - \rho_{12}reer_{t-12}) \\
&+ \theta_3(rk - \rho_{12}rk_{t-12}) \\
&+ \epsilon_{3t} - \rho_{12}\epsilon_{3t-12}
\end{aligned}$$

Bu model 2 aşamalı EKK yöntemiyle tahmin edilir ve ρ katsayılarının tahmin değerlerine ulaşılır. $\hat{\rho}$ değerleri ile değişkenlerin gecikmelileri çarpılır. Buradan da değişkenlerin yıldızlı hallerine ulaşılır ve değişkenlerin yıldızlı halleriyle yeni bir model oluşturulur. Bu yeni oluşturulan model EKK ile tahmin edilerek sorunun giderilip giderilmediği yeniden test edilir.

```
yt <- lm(y ~ reer + rk + ystar, data = veriler)
summary(ikiaekk1)
```

```
##               Length Class  Mode
## call           3      -none- call
## terms           3      terms  call
## residuals     145     -none- numeric
## coefficients    12     -none- numeric
## aliased         3      -none- logical
## sigma           1      -none- numeric
## df              3      -none- numeric
## r.squared       1      -none- numeric
## adj.r.squared   1      -none- numeric
## fstatistic      3      -none- numeric
## cov.unscaled    9      -none- numeric
```

```
ytahminmh <- predict(yt)
ikiadurbinmh <- lm(mh ~ + lag(mh, 12) + ytahminmh + lag(y, 12) + reer + lag(reer, 12), data = veriler)
summary(ikiadurbinmh)
```

```
## Warning in summary.lm(ikiadurbinmh): essentially perfect fit: summary may
## be unreliable
```

```
##
```

```
## Call:
```

```
## lm(formula = mh ~ +lag(mh, 12) + ytahminmh + lag(y, 12) + reer +
##     lag(reer, 12), data = veriler)
```

```
##
```

```
## Residuals:
```

```
##              Min              1Q              Median
## -0.0000000000000068301 -0.000000000000000179  0.0000000000000000608
##              3Q              Max
##   0.0000000000000001308   0.0000000000000005868
```

```
##
```

```
## Coefficients: (1 not defined because of singularities)
```

```
##              Estimate              Std. Error
## (Intercept)  0.0000000000000009220  0.00000000000000061339
## lag(mh, 12)  0.99999999999999988978  0.000000000000000022921
## ytahminmh    -0.00000000000000015319  0.000000000000000048208
## lag(y, 12)   -0.00000000000000001885  0.000000000000000005417
## reer         -0.000000000000000021037  0.000000000000000021579
## lag(reer, 12)              NA              NA
```

```
##              t value              Pr(>|t|)
## (Intercept)          0.150              0.881
## lag(mh, 12)  43628488774396384.000 <0.0000000000000002 ***
## ytahminmh         -0.318              0.751
## lag(y, 12)        -0.348              0.728
## reer             -0.975              0.331
## lag(reer, 12)              NA              NA
```

```
## ---
```

```
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
##
```

```
## Residual standard error: 0.0000000000000006176 on 140 degrees of freedom
```

```
## Multiple R-squared:  1, Adjusted R-squared:  1
```

```
## F-statistic: 5.752e+32 on 4 and 140 DF, p-value: < 0.000000000000000022
```

```
rho1 <- summary(ikiadurbinmh)$coefficients[2,1]
```

```
## Warning in summary.lm(ikiadurbinmh): essentially perfect fit: summary may
## be unreliable
```

```
ytstar <- veriler$y - rho1 * lag(veriler$y)
mhstar <- veriler$mh - rho1 * lag(veriler$mh)
reerstar <- veriler$reer - rho1 * lag(veriler$reer)
sonmhstar <- data.frame(mhstar = mhstar[1:133], ytstar = ytstar[1:133], reerstar = reerstar[1:133])
ikiadurbinmh2 <- lm(mhstar ~ ytstar + reerstar, data = sonmhstar)
summary(ikiadurbinmh2)
```

```
##
```

```
## Call:
```

```
## lm(formula = mhstar ~ ytstar + reerstar, data = sonmhstar)
```

```
##
```

```
## Residuals:
##              Min              1Q              Median
## -0.000000000000000178037 -0.00000000000000022706  0.0000000000000002122
##              3Q              Max
##   0.00000000000000023237   0.00000000000000089031
##
## Coefficients:
##              Estimate              Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 0.0000000000000000606 0.0000000000000003718   0.163   0.871
## ystar      0.02314060759558515812 0.02334873518115738664   0.991   0.323
## reerstar    0.00687591022098067457 0.09720194665556255997   0.071   0.944
##
## Residual standard error: 0.0000000000000004272 on 130 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.007512, Adjusted R-squared:  -0.007757
## F-statistic: 0.492 on 2 and 130 DF, p-value: 0.6126
```

```
mht <- lm(mh ~ reer + rk + ystar, data = veriler)
summary(ikiaekk2)
```

```
##              Length Class  Mode
## call          3      -none- call
## terms          3      terms call
## residuals     145     -none- numeric
## coefficients   12     -none- numeric
## aliased        3     -none- logical
## sigma          1     -none- numeric
## df             3     -none- numeric
## r.squared       1     -none- numeric
## adj.r.squared   1     -none- numeric
## fstatistic      3     -none- numeric
## cov.unscaled    9     -none- numeric
```

```
mhtahminy <- predict(mht)
ikiadurbiny <- lm(y ~ + lag(y, 12) + mhtahminy + lag(mh, 12) + rk + lag(rk, 12), data = veriler)
summary(ikiadurbiny)
```

```
## Warning in summary.lm(ikiadurbiny): essentially perfect fit: summary may be
## unreliable
```

```
##
## Call:
## lm(formula = y ~ +lag(y, 12) + mhtahminy + lag(mh, 12) + rk +
##      lag(rk, 12), data = veriler)
##
```

```
## Residuals:
##              Min              1Q              Median
## -0.000000000000000209753 -0.0000000000000000601  0.0000000000000001827
##              3Q              Max
##   0.00000000000000003194   0.00000000000000028779
##
## Coefficients: (1 not defined because of singularities)
##              Estimate              Std. Error
## (Intercept) 0.0000000000000001475184 0.0000000000000002245357
## lag(y, 12)  0.9999999999999997779554 0.0000000000000000162646
## mhtahminy   -0.0000000000000000932009 0.0000000000000001813037
## lag(mh, 12) 0.000000000000000043358 0.0000000000000000692575
```

```
## rk          -0.000000000000000005951  0.0000000000000000954703
## lag(rk, 12)          NA          NA
##              t value          Pr(>|t|)
## (Intercept)          0.657          0.512
## lag(y, 12) 61483200169849720.000 <0.0000000000000002 ***
## mhtahminy          -0.514          0.608
## lag(mh, 12)          0.063          0.950
## rk          -0.006          0.995
## lag(rk, 12)          NA          NA
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.000000000000001855 on 140 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  1, Adjusted R-squared:  1
## F-statistic: 9.699e+32 on 4 and 140 DF, p-value: < 0.00000000000000022
rho2 <- summary(ikiadurbiny)$coefficients[2,1]

## Warning in summary.lm(ikiadurbiny): essentially perfect fit: summary may be
## unreliable

ytstar <- veriler$y - rho2 * lag(veriler$y)
mhstar <- veriler$mh - rho2 * lag(veriler$mh)
rkstar <- veriler$rk - rho2 * lag(veriler$rk)
sonystar <- data.frame(mhstar = mhstar[1:133], ytstar = ytstar[1:133], rkstar = rkstar[1:133])
ikiadurbiny2 <- lm(ytstar ~ mhstar + rkstar, data = sonystar)
summary(ikiadurbiny2)

##
## Call:
## lm(formula = ytstar ~ mhstar + rkstar, data = sonystar)
##
## Residuals:
##              Min              1Q              Median
## -0.00000000000000039220 -0.0000000000000007800 -0.000000000000000466
##              3Q              Max
##  0.0000000000000009098  0.00000000000000038507
##
## Coefficients:
##              Estimate              Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.0000000000000003647  0.0000000000000002128  -1.714  0.08898
## mhstar      0.1502741214629869371  0.3272956138403333992   0.459  0.64690
## rkstar      1.5025487106756671984  0.5671935433815145089   2.649  0.00907
##
## (Intercept) .
## mhstar
## rkstar      **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.000000000000001567 on 130 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.05831, Adjusted R-squared:  0.04382
## F-statistic: 4.025 on 2 and 130 DF, p-value: 0.02014
mht <- lm(mh ~ reer + rk + ystar, data = veriler)
summary(ikiaekk3)
```

```
##           Length Class  Mode
## call           3    -none- call
## terms          3     terms call
## residuals     145    -none- numeric
## coefficients   16    -none- numeric
## aliased        4    -none- logical
## sigma         1     -none- numeric
## df            3     -none- numeric
## r.squared      1     -none- numeric
## adj.r.squared  1     -none- numeric
## fstatistic     3     -none- numeric
## cov.unscaled  16     -none- numeric

mhtahminx <- predict(mht)
ikiadurbinx <- lm(x ~ + lag(x, 12) + mhtahminx + lag(mh, 12) + reer + lag(reer, 12) + ystar + lag(ystar
summary(ikiadurbinx)

## Warning in summary.lm(ikiadurbinx): essentially perfect fit: summary may be
## unreliable

##
## Call:
## lm(formula = x ~ +lag(x, 12) + mhtahminx + lag(mh, 12) + reer +
##     lag(reer, 12) + ystar + lag(ystar, 12), data = veriler)
##
## Residuals:
##             Min               1Q               Median
## -0.00000000000000039583 -0.0000000000000004369 -0.0000000000000001342
##             3Q               Max
##  0.0000000000000002384  0.000000000000000251676
##
## Coefficients: (2 not defined because of singularities)
##              Estimate              Std. Error
## (Intercept)  -0.00000000000000014752  0.000000000000000019200
## lag(x, 12)    1.00000000000000022204  0.000000000000000001821
## mhtahminx     0.000000000000000102329  0.0000000000000000088342
## lag(mh, 12)  -0.00000000000000002377  0.000000000000000008634
## reer         0.00000000000000009076  0.000000000000000007372
## lag(reer, 12) NA                      NA
## ystar        -0.000000000000000120615  0.000000000000000120642
## lag(ystar, 12) NA                      NA
##              t value              Pr(>|t|)
## (Intercept)    -0.768              0.444
## lag(x, 12)     54917345087619304.000 <0.0000000000000002 ***
## mhtahminx       1.158              0.249
## lag(mh, 12)    -0.275              0.784
## reer           1.231              0.220
## lag(reer, 12)   NA                NA
## ystar          -1.000              0.319
## lag(ystar, 12) NA                NA
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.000000000000000227 on 139 degrees of freedom
## Multiple R-squared:      1, Adjusted R-squared:      1
```

```
## F-statistic: 6.472e+32 on 5 and 139 DF, p-value: < 0.00000000000000022
rho3 <- summary(ikiadurbinx)$coefficients[2,1]

## Warning in summary.lm(ikiadurbinx): essentially perfect fit: summary may be
## unreliable

ystarstar <- veriler$ystar - rho3 * lag(veriler$ystar)
mhstar <- veriler$mh - rho3 * lag(veriler$mh)
xstar <- veriler$x - rho3 * lag(veriler$x)
reerstar <- veriler$reer - rho3 * lag(veriler$reer)
sonxstar <- data.frame(mhstar = mhstar[1:133], xstar = xstar[1:133], ystarstar = ystarstar[1:133], reerstar = reerstar[1:133])
ikiadurbinx2 <- lm(xstar ~ mhstar + reerstar + ystarstar, data = sonxstar)
summary(ikiadurbinx2)

##
## Call:
## lm(formula = xstar ~ mhstar + reerstar + ystarstar, data = sonxstar)
##
## Residuals:
##              Min               1Q               Median               3Q              Max
## -0.00000000000000069911 -0.0000000000000013131  0.000000000000001351
##  0.0000000000000015147  0.0000000000000063207
##
## Coefficients:
##              Estimate              Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.000000000000002341  0.000000000000001980  -1.183  0.2392
## mhstar      1.0758832959310145050  0.4044576142499578530   2.660  0.0088
## reerstar    -0.2894750239719822704  0.4391584048265808615  -0.659  0.5110
## ystarstar   -0.0382368550731230911  1.1941880418464529967  -0.032  0.9745
##
## (Intercept)
## mhstar      **
## reerstar
## ystarstar
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.000000000000002276 on 129 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.06481, Adjusted R-squared:  0.04307
## F-statistic: 2.98 on 3 and 129 DF, p-value: 0.0339
```

6.2 Değişen Varyans Sorunu

white testi

Model 2 aşamalı ekk ile tahmin edilir. Hata teriminin tahminlerinin kareleri denklemi oluşturulur. Bu denkleme yapısal modeldeki değişkenler, kareleri, değişkenlerin birbirleri ile çarpımı eklenir. Oluşturulan model ekk ile tahmin edilir. R2 değeri ya da F istatistiği ile ana model ve yardımcı modelin rss değerlerinden boş hipotezi kabul ya da reddedimize karar veririz. Hesaplanan değer tablo değerinden büyükse boş hipotez reddedilir. Boş hipotezimiz yardımcı modelin değişkenlerinin katsayılarının sıfıra eşit olduğu yani, değişen varyans sorunu olmamasıdır. $n\hat{y}(R^{2y1-R^2y2})$ test istatistiği hesaplanarak $X^2(k-1)$ tablo değeri ile karşılaştırılabilir. K-1 Bize modelde sabit terim hariç değişken adedini veren serbestlik derecesidir. Bu testte p-value değerlerine bakarak sonuca ulaştık.

Ho : yardımcı model katsayıları = 0 ha : en az biri sıfır değil

```
bptest(ikiaekk1, ~ y + I(y^2) + reer + I(reer^2), data = veriler)
```

```
##
## studentized Breusch-Pagan test
##
## data: ikiaekk1
## BP = 4.6506, df = 4, p-value = 0.3251
```

```
bptest(ikiaekk2, ~ mh + I(mh^2) + rk + I(rk^2) + reer, data = veriler)
```

```
##
## studentized Breusch-Pagan test
##
## data: ikiaekk2
## BP = 10.849, df = 5, p-value = 0.05446
```

```
bptest(ikiaekk3, ~ ystar + I(ystar^2) + mh + I(mh^2) + reer + I(reer^2), data = veriler)
```

```
##
## studentized Breusch-Pagan test
##
## data: ikiaekk3
## BP = 2.233, df = 6, p-value = 0.8971
```

3 model için de white formunda dvs yoktur. Zaman serileri ile çalıştığımız için, white formunda dvs bulmamamız normal bir sonuçtur ve bakmamız gereken arch formunda dvs'dir.

Arch Formunda Değişen Varyans Testi

```
resids1 <- resid(ikiaekk1)
resids11 <- resids1^2
auxreg1 <- lm(resids11 ~ lag(resids11, 12))
summary(auxreg1)
```

```
## Warning in summary.lm(auxreg1): essentially perfect fit: summary may be
## unreliable
```

```
##
## Call:
## lm(formula = resids11 ~ lag(resids11, 12))
##
## Residuals:
##             Min               1Q               Median
## -0.0000000000000000282350 -0.00000000000000000679  0.000000000000000002359
##             3Q               Max
##  0.000000000000000004529  0.0000000000000000023885
##
## Coefficients:
##             Estimate             Std. Error
## (Intercept) -0.0000000000000000118015  0.0000000000000000024092
## lag(resids11, 12)  1.0000000000000000022204  0.0000000000000000002618
##             t value             Pr(>|t|)
## (Intercept)      -4.899             0.00000258 ***
## lag(resids11, 12) 38201354521136368.000 < 0.00000000000000002 ***
## ---
```



```

## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.000000000000002437 on 143 degrees of freedom
## Multiple R-squared:      1, Adjusted R-squared:      1
## F-statistic: 1.459e+33 on 1 and 143 DF,  p-value: < 0.000000000000000022
r2_1 <- summary(auxreg1)$r.squared

## Warning in summary.lm(auxreg1): essentially perfect fit: summary may be
## unreliable
t <- nrow(veriler)
test.stat1 <- t * r2_1
critical.value <- qchisq(0.95, df = 12)
test.stat1

## [1] 145
critical.value

## [1] 21.02607
resids2 <- resid(ikiaekk2)
resids22 <- resids2^2
auxreg2 <- lm(resids22 ~ lag(resids22, 12))
summary(auxreg2)

## Warning in summary.lm(auxreg2): essentially perfect fit: summary may be
## unreliable
##
## Call:
## lm(formula = resids22 ~ lag(resids22, 12))
##
## Residuals:
##           Min             1Q             Median
## -0.000000000000004676 -0.00000000000000849 -0.00000000000000353
##           3Q             Max
## -0.000000000000000007  0.0000000000000057279
##
## Coefficients:
##              Estimate             Std. Error
## (Intercept)  0.0000000000000377647  0.0000000000000050241
## lag(resids22, 12) 0.999999999999996669  0.0000000000000000329
##              t value             Pr(>|t|)
## (Intercept)      7.517      0.0000000000000563 ***
## lag(resids22, 12) 30398007358340116.000 < 0.00000000000000002 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.000000000000004874 on 143 degrees of freedom
## Multiple R-squared:      1, Adjusted R-squared:      1
## F-statistic: 9.24e+32 on 1 and 143 DF,  p-value: < 0.000000000000000022
r2_2 <- summary(auxreg2)$r.squared

## Warning in summary.lm(auxreg2): essentially perfect fit: summary may be
## unreliable

```

```

t <- nrow(veriler)
test.stat2 <- t * r2_2
critical.value <- qchisq(0.95, df = 12)
test.stat2

## [1] 145

critical.value

## [1] 21.02607

resids3 <- resid(ikiaekk3)
summary(resids3)

##      Min.   1st Qu.   Median     Mean   3rd Qu.     Max.
## -25.4756  -8.3593   0.3951   0.0000   6.2396  30.2634

resids33 <- resids3^2
summary(resids33)

##      Min.   1st Qu.   Median     Mean   3rd Qu.     Max.
##   0.0035  13.4139  53.3201 112.2251 151.1821 915.8739

auxreg3 <- lm(resids33 ~ lag(resids33, 12))
summary(auxreg3)

## Warning in summary.lm(auxreg3): essentially perfect fit: summary may be
## unreliable

##
## Call:
## lm(formula = resids33 ~ lag(resids33, 12))
##
## Residuals:
##              Min               1Q           Median
## -0.000000000000046715 -0.0000000000000103  0.00000000000000330
##              3Q               Max
##  0.00000000000000887  0.00000000000004269
##
## Coefficients:
##              Estimate             Std. Error
## (Intercept)  0.0000000000001888236 0.00000000000000421629
## lag(resids33, 12) 0.9999999999999988898 0.00000000000000002269
##              t value             Pr(>|t|)
## (Intercept)      4.478           0.0000153 ***
## lag(resids33, 12) 44071300002187008.000 < 0.00000000000000002 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.00000000000004047 on 143 degrees of freedom
## Multiple R-squared:      1, Adjusted R-squared:      1
## F-statistic: 1.942e+33 on 1 and 143 DF, p-value: < 0.000000000000000022

r2_3 <- summary(auxreg3)$r.squared

## Warning in summary.lm(auxreg3): essentially perfect fit: summary may be
## unreliable

```

```
t <- nrow(veriler)
test.stat3 <- t * r2_3
critical.value <- qchisq(0.95, df = 12)
test.stat3
```

```
## [1] 145
```

```
critical.value
```

```
## [1] 21.02607
```

Hata terimleri varyansı, önceki dönem hata terimleriyle korelasyon içerisinde çıktı. Arch formunda değişen varyans sorunu tespit edildi. $h_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_{12} = 0$ h_a : en az biri değil

Bu durumda test istatistikleri kritik değerlerden büyük olduğu için boş hipotez reddedilir. Sorunun kaynağı biliniyorsa modeli sorun olan değişkenin bilinmiyor ise hata teriminin standart sapmasına bölüyoruz.

Değişen Varyans Probleminin Çözümü: Düzeltilmiş Standart Hatalar

Düzeltilmemiş standart hataların daha küçük olduğu tespit edildi. Bu “Heteroskedasticity Consistent Covariances (White)” düzeltmesinin katsayılarla ait t-istatistiklerini düşürdüğü anlamına gelir. DVS’de kaynağı biliniyorsa, modelin her iki tarafını söz konusu kaynağın standart hatasına bölünerek model dömnüştürülebilir. Eğer kaynağı bilinmiyorsa hata terimi karelerinin kareköküne bölünerek de düzeltilebilir.

```
coeftest(myreg1, vcov = vcovHC(myreg1, type = "HC1"))
```

```
##
## t test of coefficients:
##
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.0048406  0.2080419  0.0233  0.9815
## y            0.0349443  0.0211198  1.6546  0.1002
## reer         -0.0103112  0.1007832 -0.1023  0.9187
```

```
coeftest(myreg2, vcov = vcovHC(myreg2, type = "HC1"))
```

```
##
## t test of coefficients:
##
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.078717  1.326488  0.0593  0.9528
## mh           0.482304  0.320877  1.5031  0.1351
## rk           0.360613  0.609023  0.5921  0.5547
## reer         -0.034754  0.352878 -0.0985  0.9217
```

```
coeftest(myreg3, vcov = vcovHC(myreg3, type = "HC1"))
```

```
##
## t test of coefficients:
##
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.79986  0.87101  0.9183 0.360019
## ystar        0.40413  1.35665  0.2979 0.766226
## mh           1.03294  0.37823  2.7310 0.007121 **
## reer         0.21573  0.32291  0.6681 0.505171
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

6.3 Reset Testi

Reset testi çoklu doğrusal regresyon modelinde tanımlama hatası sorunu olup olmadığını araştıran bir testtir. Modelin eksik belirlenmesi veya ölçme hatasının olması modelde tanımlama hatası olduğunu gösterir. Reset testi boş hipotezin reddi halinde ne yapılması gerektiğini söylemediği için yetersiz bir testtir. Reset testi fonksiyonel biçim testidir.

H_0 : tanımlama hatası yoktur H_a : tanımlama hatası vardır Sonuçlar incelendiğinde p-value değerleri yüzde beş anlamlılık düzeyinde 0.05 ten büyük olduğu için boş hipotez kabul edilecektir. Reset testi yapılırken sağ taraf değişkeninin ikinci üçüncü veya dördüncü dereceden kuvveti modele eklenerek test yapılabilir. En fazla dördüncü dereceden kuvveti eklenmektedir çünkü daha üst kuvvetler eklendiğinde serbestlik derecesini eritmektedir.

```
resettest(ikiadurbinmh2, power = 2, type = "fitted")
```

```
##
## RESET test
##
## data: ikiadurbinmh2
## RESET = 0.11979, df1 = 1, df2 = 129, p-value = 0.7298
```

```
resettest(ikiadurbiny2, power = 2, type = "fitted")
```

```
##
## RESET test
##
## data: ikiadurbiny2
## RESET = 0.011957, df1 = 1, df2 = 129, p-value = 0.9131
```

```
resettest(ikiadurbinx2, power = 2, type = "fitted")
```

```
##
## RESET test
##
## data: ikiadurbinx2
## RESET = 1.7632, df1 = 1, df2 = 128, p-value = 0.1866
```

6.4 Chow Yapısal Kırılma Testi

Yapısal kırılmanın var olup olmadığını araştırdığımız bir testtir. Bu test yapısal kırılmanın sabit terimden mi eğim katsayılarından mı kaynaklandığını bize söylemez. Chow testi yapılırken, ana model yapısal kırılmanın var olduğunu düşünülen yılın sonrası ve öncesi olmak üzere iki parçaya ayrılır ve bu modellerin RSS(hata terimi kareleri toplamı) elde edilerek test yapılır. Biz modelimizde ülkede krizin olduğunu düşündüğümüz 140. veri için yani ağustos 2018 verisi için test yaptık. P-value değerimiz %5 anlamlılık düzeyinde boş hipotezin kabul eden bir düzeydedir. H_0 = yapısal kırılma yoktur H_1 = yapısal kırılma vardır.

```
sctest(myreg1, type = "Chow", point = 140)
```

```
##
## M-fluctuation test
##
## data: myreg1
## f(efp) = 1.4805, p-value = 0.07304
```

```
sctest(myreg2, type = "Chow", point = 140)
```

```
##
## M-fluctuation test
##
```

```
## data: myreg2
## f(efp) = 0.86618, p-value = 0.9024
sctest(myreg3, type = "Chow", point = 140)
```

```
##
## M-fluctuation test
##
## data: myreg3
## f(efp) = 0.86246, p-value = 0.9062
```

2018 Ağustos ayında yapısal kırılma olup olmadığını test ettik. Fakat chow testi ile herhangi bir yapısal kırılmaya rastlanmamıştır.

2 AŞAMALI DURBİN YÖNTEMİYLE ÇÖZÜLEN MODELLERE BG-LM TESTİ

Boş hipotez ρ değerinin sıfıra eşit olması ve 12. sıradan IBS olmadığı anlamına gelir. Alternatif hipotez ise ρ değerinin sıfıra eşit olmadığı ve 12. sıradan içsel bağıntı sorununun olduğu durumu gösterir.

```
bgtest(mhstar ~ ytstar + reerstar, order = 12, data = sonmhstar)
```

```
##
## Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 12
##
## data: mhstar ~ ytstar + reerstar
## LM test = 53.028, df = 12, p-value = 0.0000004073
```

```
bgtest(ytstar ~ mhstar + rkstar, order = 12, data = sonystar)
```

```
##
## Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 12
##
## data: ytstar ~ mhstar + rkstar
## LM test = 76.946, df = 12, p-value = 0.0000000001573
```

```
bgtest(mhstar ~ mhstar + reerstar + ystarstar, order = 12, data = sonxstar)
```

```
## Warning in model.matrix.default(formula, data = data): the response
## appeared on the right-hand side and was dropped

## Warning in model.matrix.default(formula, data = data): problem with term 1
## in model.matrix: no columns are assigned

##
## Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 12
##
## data: mhstar ~ mhstar + reerstar + ystarstar
## LM test = 34.619, df = 12, p-value = 0.0005385
```

Katsayı İçin Testler ve Yorumlanması

2aekk, ekk ve dolaylı ekk sonuçlarına bakarken R^2 değerimizin bize anlamlı sonuçlar vermesi için sorunsuz modele ihtiyacımız vardır. İki aşamalı durbin yöntemiyle modelimizi çözdükten ve sorunsuz modeli elde ettikten sonra artık R^2 değerleriyle modelimizi yorumlayabiliriz. R^2 'nin zaman serilerinde 0.9 dan büyük olması iyi bir model olduğunu ifade eder. Bizim modelimizde R^2 değeri %5-6 bandındadır. Bu da çok düşük açıklama gücünü ifade eder. Modele yeni değişken ekleyerek modelin açıklama gücünü arttırabiliriz fakat bu durumda düzeltilmiş R^2 değerine bakmak gerekir. Mh modelimizdeki düzeltilmiş R^2 değeri sıfırdan küçük bir değer

almıştır bunun anlamı ise sağ taraf değişkeni Mh'nin örneklem ortalamasının Mh'deki değişimleri sol taraf değişkenlerinden daha iyi açıkladığını gösterir. Düzeltilmiş R^2 sıfıranın küçük ise sıfır gibi kabul edilir. İki aşamalı ekk sonucunda Mh modellerimizdeki katsayıların anlamlılığını test etmek için her birinin prob. değerine baktığımızda 5 anlamlılık düzeyinde katsayıların anlamsız olduğu sonucuna ulaşırız. Y modelinde ise prob değerine bakıp test ettiğimizde k değişkeni anlamlı iken mh değişkeni anlamlı değildir. Üçüncü modelde ise sadece mh değişkeni anlamlıdır. Yorum yaparken anlamlı değişkenler üzerinden yorum yapılmalıdır.

```
summary(ikiadurbinmh2)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = mhstar ~ ytstar + reerstar, data = sonmhstar)
##
## Residuals:
##             Min             1Q             Median
## -0.00000000000000178037 -0.0000000000000022706  0.0000000000000002122
##             3Q             Max
##  0.00000000000000023237  0.00000000000000089031
##
## Coefficients:
##             Estimate             Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 0.000000000000000606 0.0000000000000003718  0.163  0.871
## ytstar      0.02314060759558515812 0.02334873518115738664  0.991  0.323
## reerstar    0.00687591022098067457 0.09720194665556255997  0.071  0.944
##
## Residual standard error: 0.0000000000000004272 on 130 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.007512,    Adjusted R-squared:  -0.007757
## F-statistic: 0.492 on 2 and 130 DF,  p-value: 0.6126
```

```
summary(ikiadurbiny2)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = ytstar ~ mhstar + rkstar, data = sonystar)
##
## Residuals:
##             Min             1Q             Median
## -0.00000000000000039220 -0.0000000000000007800 -0.000000000000000466
##             3Q             Max
##  0.0000000000000009098  0.00000000000000038507
##
## Coefficients:
##             Estimate             Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.0000000000000003647  0.0000000000000002128  -1.714  0.08898
## mhstar      0.1502741214629869371  0.3272956138403333992  0.459  0.64690
## rkstar      1.5025487106756671984  0.5671935433815145089  2.649  0.00907
##
## (Intercept) .
## mhstar
## rkstar      **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.0000000000000001567 on 130 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.05831,    Adjusted R-squared:  0.04382
```

```
## F-statistic: 4.025 on 2 and 130 DF, p-value: 0.02014
summary(ikiadurbinx2)

##
## Call:
## lm(formula = xstar ~ mhstar + reerstar + ystarstar, data = sonxstar)
##
## Residuals:
##             Min             1Q             Median
## -0.0000000000000069911 -0.000000000000013131  0.000000000000001351
##             3Q             Max
##  0.0000000000000015147  0.0000000000000063207
##
## Coefficients:
##             Estimate             Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.000000000000002341  0.000000000000001980  -1.183  0.2392
## mhstar      1.0758832959310145050  0.4044576142499578530   2.660  0.0088
## reerstar    -0.2894750239719822704  0.4391584048265808615  -0.659  0.5110
## ystarstar   -0.0382368550731230911  1.1941880418464529967  -0.032  0.9745
##
## (Intercept)
## mhstar      **
## reerstar
## ystarstar
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.000000000000002276 on 129 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.06481, Adjusted R-squared:  0.04307
## F-statistic: 2.98 on 3 and 129 DF, p-value: 0.0339
```

Modelin Genel Anlamlılığının Yorumlanması

P-value değerlerine bakıldığında modellerimiz genel olarak anlamlıdır. Sanayi üretim endeksi ve ihracat modelleri için p-value değerlerimiz 0,05'ten küçüktür, bu modellerin modelin anlamlı olduğu sonucuna ulaşırız. Hammadde aramalı ithalatı modelimiz ise anlamsız çıkmıştır. Modellerimiz ekonometrik sorunlar çözüldükten sonra anlamlı hale gelmiştir fakat sağ taraf değişkenlerinin sol taraf değişkenlerini açıklama güçleri düşük olduğundan modele yeni değişken, gecikmeli değişken veya kukla değişken eklenerek modeldeki anlamlılık derecesi yükseltilebilir. Gecikmeli değişken eklenirken serbestlik derecesinin erimesi faktörü göz önüne alınmalıdır.

Değerlendirme ve Sonuç

İhracat arttırılmak istenirse hammadde aramalı ithalatındaki %1'lik artış ihracatı % 107.5'lik artış yaratacağı için bu değişken üzerinden artış yapılmalıdır. Sanayi üretim endeksi arttırılmak istenirse Reel kredi oranı arttırılarak bu sağlanmaya çalışılmalıdır çünkü reel kredi hacmindeki %1'lik sanayi üretimini %150 arttırır.

Referanslar

1) Mercan, Mehmet. "Kredi hacmindeki değişimlerin ekonomik büyümeye etkisi: Türkiye ekonomisi için sınır testi yaklaşımı." Bankacılar Dergisi.84 (2013): 54-71. 2) Takim, Abdullah. "Türkiye'de GSYİH ile ihracat arasındaki ilişki: granger nedensellik testi." Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi.14.2 (2010): 1-16. 3) Gül Ekrem, Ekinci Aykut, " Türkiye'de Reel Döviz Kuru ile İhracat ve İthalat Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1990 – 2006 « Dumlupınar Üniversitesi, Sosyal Bilimler Dergisi Sayı:16, Aralık 2006.

4)Gerni, Cevat-Ömer S. Emsen-Mustafa K. Değer (2008), “İthalata Dayalı İhracat ve Ekonomik Büyüme: 1980- 2006 Türkiye Deneyimi”, 2. Ulusal İktisat Kongresi, İzmir. 5).Uğur, A. (2008). Import and Economic Growth in Turkey: Evidence from Multivariate VAR Analysis. EAST-WEST Journal of Economics and Business Vol. XI – 2008:54-75, No 1 & No 2. 6) LEE, Jong-Wha (1995), “Capital Goods Imports and Long-Run Growth”, Journal of Development Economics, 48 (1): 91-110.

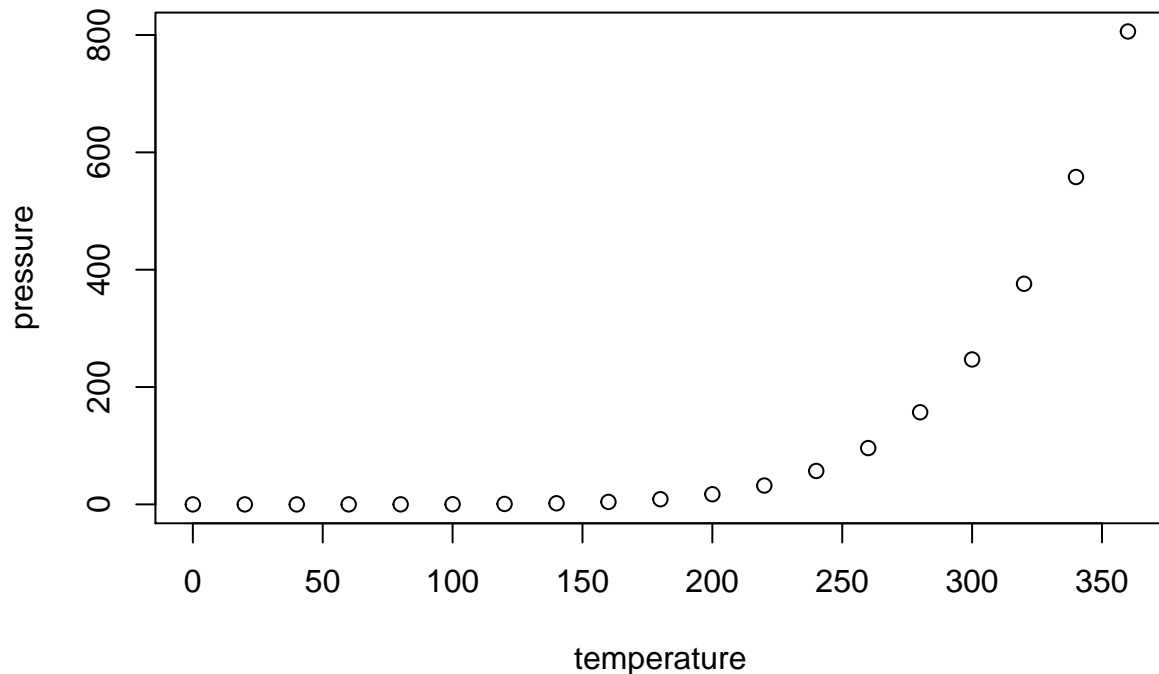
<https://stats.oecd.org/> (Erişim tarihi: 06.05.2019) <https://evds2.tcmb.gov.tr/> (Erişim tarihi:06.05.2019)
<http://eremrah.com/articles/index.html> (E.T:10.05.2019)

```
summary(cars)
```

```
##      speed      dist
##  Min.   : 4.0    Min.   :  2.00
## 1st Qu.:12.0    1st Qu.: 26.00
##  Median:15.0    Median : 36.00
##   Mean  :15.4    Mean   : 42.98
## 3rd Qu.:19.0    3rd Qu.: 56.00
##   Max.  :25.0    Max.    :120.00
```

Including Plots

You can also embed plots, for example:



Note that the `echo = FALSE` parameter was added to the code chunk to prevent printing of the R code that generated the plot.