

Tahmin Sonrası Testler

Arş. Gör. Selçuk GEMİCİOĞLU

Aralık 2019

İçindekiler

1 Çoklu Doğrusallık	2
1.1 Korelasyon Katsayısı	2
1.2 Varyans Şişirme Faktörü	3
2 Değişen Varyans Testi	4
2.1 Grafik İnceleme	4
2.2 White Testi	6
2.3 ARCH-LM Testi	6
2.4 Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GEKK)	7
3 Ardışık Bağımlılık Testi	10
3.1 Grafik İnceleme	10
3.2 Durbin-Watson Testi	12
3.3 Breusch-Godfrey LM Testi	13
4 EK	14

Bu derste **Çoklu Doğrusal bağıntı**, **Değişen Varyans** ve **Ardışık Bağımlılık** testlerinin Stata'da nasıl yapılacağı anlatılacaktır. Kolaylık olması açısından Değişen Varyans ve Ardışık Bağımlılık testleri daha önceki Stata derslerinde kullanılan veri setleri ile yapılacaktır ¹.

1 Çoklu Doğrusallık

Çoklu doğrusallık sorunu ekonometrik bir modelde açıklayıcı değişkenler arasındaki ilişkinin derecesi yüksek olduğunda ortaya çıkar. Burada çoklu doğrusallığın varlığı **Korelasyon Katsayıları** ve **Varyans Şişirme Faktörü** ile araştırılacaktır.

1.1 Korelasyon Katsayısı

Açıklayıcı değişkenler arasındaki ilişkinin derecesini gösteren korelasyon katsayısı 1'e eşit ise tam çoklu doğrusallık, 0.8 ve 1 arasında değer alıyorsa tam olmayan çoklu doğrusallık sorununun var olduğu anlamına gelmektedir.

Çoklu doğrusallığın varlığı 1960-1982 dönemi için ABD'de kişi başına tavuk eti talebi verileri kullanılarak araştırılacaktır. Veri setinde **y** kişi başına tavuk eti tüketimini, **x2** kişi başına harcanabilir geliri, **x3** tavuk eti fiyatını, **x4** domuz eti fiyatını, **x5** dana eti fiyatını ve **x6** ise domuz ve tavuk eti fiyatı için oluşturulan bileşik reel fiyatı ifade etmektedir.

```
. cd "D:\Stata_workshop"  
. import excel "D:\Stata_workshop\table_7_9.xls", sheet("Sayfa1") firstrow
```

Açıklayıcı değişkenler arasındaki ilişkinin derecesi korelasyon katsayıları ile incelenmektedir. Korelasyon katsayıları **corr** komutunu kullanarak elde edilebilmektedir.

```
. corr lnx2 lnx3 lnx4 lnx5 lnx6
```

¹Bu ders notu SBF Maliye Bölümü son sınıf öğrencileri için hazırlanmıştır. Ders notunda yer alan tüm hata ve yanlışların sorumluluğu bana aittir. Sorularınız ve değerli görüşleriniz için email adresi <sgemicioğlu@ankara.edu.tr>. Görüşmeler için adres, SBF Fazıl Kafadar Spor Salonu 2. kat 145 nolu oda.

Stata/MP 14.1

File Edit Data Graphics Statistics User Window Help

Review

```

. od "D:\Stata_workshop"
D:\Stata_workshop
. do "C:\Users\gem...
end of do-file
. do "C:\Users\gem...
end of do-file
. do "C:\Users\gem\AppData\Local\Temp\STD00000000.tmp"
. import excel "D:\Stata_workshop\table_7_9.xls", sheet("Sayfa1") firstrow
end of do-file
. corr lnx2 lnx3 lnx4 lnx5 lnx6
(obs=23)

```

	lnx2	lnx3	lnx4	lnx5	lnx6
lnx2	1.0000				
lnx3	0.9072	1.0000			
lnx4	0.5725	0.9468	1.0000		
lnx5	0.5750	0.9331	0.9543	1.0000	
lnx6	0.5869	0.9346	0.9815	0.9867	1.0000

Variables

Name	Label
year	year
lny	lny
lnx2	lnx2
lnx3	lnx3
lnx4	lnx4
lnx5	lnx5
lnx6	lnx6

Properties

Name	Label
lnx4	lnx4
Type	double
Format	%10.0g
Value label	
Notes	

Command

D:\Stata_workshop

Korelasyon katsayıları 0.9 ile 1 arasında değişen değerler almaktadır. Bu da tam olmayan çoklu doğrusallık sorununun olduğunu göstermektedir.

1.2 Varyans Şişirme Faktörü

Varyans şişirme faktörü çoklu doğrusallık sorununun varlığını araştırmak için kullanılan diğer bir yöntemdir. Her bir değişken için hesaplanan **VIF** değerleri 10'dan yüksek değer alırsa bu çoklu doğrusallık sorununun olduğunu gösterir.

VIF değerlerini elde etmek için önce ele alınan model tahmin edilir.

```
. regress y lnx2 lnx3 lnx4 lnx5 lnx6
```

Ardından **vif** komutu kullanılarak çoklu doğrusallık sorununun varlığı değerlendirilebilir.

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
ln6	138.42	0.007225
ln5	90.59	0.011038
ln4	77.96	0.012826
ln2	65.14	0.015351
ln3	19.33	0.051726
Mean VIF	78.29	

Görüleceği üzere tüm açıklayıcı değişkenler için hesaplanan **VIF** değerleri 10'dan büyük bulunmuştur. Bu da açıklayıcı değişkenler arasında çoklu doğrusallığın olduğunu göstermektedir.

2 Değişen Varyans Testi

Değişen varyans, hata terimlerinin varyanslarının birbirinden farklı olmasıdır: $Var(u_i) = E(u_i^2) \neq \sigma^2$. Değişen varyansın belirlenmesi için **Grafik İncelemesi**'ne gidilebileceği gibi **White** ve **ARCH-LM** testleri de kullanılabilir.

2.1 Grafik İnceleme

Değişen varyansın varlığını belirlemek için kullanılacak bir yöntem hata terimleri ile bağımlı değişkenin tahmini değerleri arasındaki ilişkinin incelenmesidir.

```
. cd "D:\Stata_workshop"
. import excel "D:\Stata_workshop\table_3_7.xls", sheet("Sayfa1") firstrow
```

İlk adımda model tahmin edilir.

```
. regress altin_fiyati tufe
```

İkinci adımda ise tahmin edilen modelden hata terimleri \hat{u}_t ve bağımlı değişkenin \hat{Y}_t tahmini değerleri çekilir. Burada hata terimlerinin tahmini değerlerinden **residual**, bağımlı değişkenin tahmini değerlerinden ise **dependent** adında değişkenler oluşturulmuştur.

```
. predict residual, residuals /* Hata terimlerinin tahmini değerlerini çektik */
. predict dependent /* Bağımlı değişkenin tahmini değerlerini çektik */
```

Stata/MP 14.1

File Edit Data Graphics Statistics User Window Help

Review

```

. cd "D:\Stata_workshop"
. import excel "D:\Stata_workshop\table_3_7.xls", sheet("Sayfal") firstrow
. regress altin_fiyati tufe

```

Source	SS	df	MS	Number of obs	F(1, 31)	Prob > F
Model	70266.193	1	70266.193	33	6.41	0.0151
Residual	329342.671	31	10623.9571			0.1758
Total	399608.864	32	12487.777			0.1493

altin_fiyati	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
tufe	1.03843	.4037822	2.57	0.015	.2149108 1.861949
_cons	215.2856	54.4685	3.95	0.000	104.1564 326.3748

```

. predict residual, residuals
. predict dependent
(option xb assumed; fitted values)

```

Command

D:\Stata_workshop

Son adımda dikey ekseninde hata terimlerinin tahmini değerlerinin karesi yatay ekseninde ise bağımlı değişkenin tahmini değerleri olacak şekilde grafik çizdirilir.

```

. gen residual2 = residual^2 /* Hata terimlerinin tahmini değerlerinin karesini oluşturduk */
. scatter residual2 dependent /* Grafiği çizdirdik */

```

Stata/MP 14.1

File Edit Data Graphics Statistics User Window Help

Review

```

. regress altin_fiyati tufe
. predict residual, residuals
. predict dependent
(option xb assumed; fitted values)
. gen residual2 = residual^2
. scatter residual2 dependent

```

Source	SS
Model	70266.193
Residual	329342.671
Total	399608.864

altin_fiyati	Coef.	Std. Err.
tufe	1.03843	.4037822
_cons	215.2856	54.4685

Command

D:\Stata_workshop

Graph - Graph

File Edit Object Graph Tools Help

Graph

residual2

Fitted values

Type

Format

Value label

Notes

Data

Filename

Yukarıdaki grafikte hata terimlerinin tahmini değerlerinin karesi ile bağımlı değişkenin tahmini değerleri arasında sistematik bir ilişki görünmemektedir. Yani değişen varyans yoktur.

2.2 White Testi

White testi asıl denklem ve bağımlı değişkeni, hata terimlerinin tahmini değerlerinin karesi açıklayıcı değişkenleri ise asıl denklemde kullanılan açıklayıcı değişkenlerin kendisi, karesi ve çarpımlarından oluşan bir yardımcı denklem ile gerçekleştirilir.

Not: Değişen varyans testlerini gerçekleştirmeden önce Stata'ya elimizdeki veri setinin zaman serisi olduğunu tanıtmamız gerekmektedir. Bunun için `tsset` komutu kullanılmaktadır.

```
. tsset yil
. regress altin_fiyati tufe
```

Ardından `estat imtest` komutu kullanılarak **White** testi gerçekleştirilir.

```
. estat imtest, white
```

The screenshot shows the Stata/MP 14.1 interface. The main window displays the command `. estat imtest, white` and the resulting test statistics. A table shows the decomposition of the IM-test into Heteroskedasticity, Skewness, and Kurtosis components. The total chi2(4) is 5.89 with a p-value of 0.2072. The Heteroskedasticity component has a chi2(2) of 3.04 and a p-value of 0.2183.

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	3.04	2	0.2183
Skewness	2.23	1	0.1353
Kurtosis	0.62	1	0.4315
Total	5.89	4	0.2072

H_0 hipotezi sabit varyansın varlığı olan White testi için hesaplanan $\chi_h^2(2) = 3.04$ bulunmuştur. Tablo $\chi_{tab}^2(2) = 5.991$ 'dir. $\chi_{tab}^2(2) > \chi_h^2(2)$ olduğundan H_0 hipotezi kabul edilir. Yani sabit varyans vardır başka bir deyişle değişen varyans yoktur. χ^2 değerine ilişkin olasılık değerine bakılarak da değişen varyansın varlığı değerlendirilebilir. Burada olasılık değeri $p = 0.2183$ çıkmıştır. Eğer bu değer anlamlılık düzeyi olan 0.05'ten küçük ise H_0 hipotezi reddedilir. $0.2183 > 0.05$ olduğu için H_0 hipotezi kabul edilir.

2.3 ARCH-LM Testi

Değişen varyansın varlığını tespit etmek için kullanılan bir diğer test ARCH-LM Testi'dir. Bu test yöntemi regresyon denkleminin yanında bağımlı değişkeni, hata terimlerinin tahmini değerlerinin karesi açıklayıcı değişkenleri ise hata terimlerinin tahmini değerlerinin gecikmeli değerlerinden oluşan bir denklem yardımıyla değişen varyansı test etmektedir.

```
. tsset yıl
. regress altın_fiyati tufe
```

Model tahmin edildikten sonra **estat archlm** komutu kullanılarak ARCH-LM testi gerçekleştirilir.

```
. estat archlm
```

The screenshot shows the Stata/MP 14.1 interface. The main window displays the results of a regression and an ARCH-LM test. The regression results are as follows:

Source	SS	df	MS	Number of obs	F	Prob > F	R-squared	Adj R-squared	Root MSE
Model	70266.193	1	70266.193	33	6.61	0.0151	0.1758	0.1493	103.07
Residual	329342.671	31	10623.9571						
Total	399608.864	32	12487.777						

The ARCH-LM test results are as follows:

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.453	1	0.5009

The test results indicate that the null hypothesis of no ARCH effects is accepted at the 0.05 level.

Yukarıda görüleceği üzere H_0 hipotezi değişen varyansın yokluğudur. Hata terimlerinin bir gecikmeli değeri için gerçekleştirilen değişen varyans testinin sonucunda ise hesaplanan $\chi_h^2(1) = 0.453$ bulunmuştur. Tablo $\chi_{tab}^2(1) = 3.841$ 'dir. $\chi_{tab}^2(1) > \chi_h^2(1)$ olduğundan H_0 hipotezi kabul edilir. Yani değişen varyans yoktur. χ^2 değerine ilişkin olasılık değerine bakılarak da değişen varyansın varlığı değerlendirilebilir. Burada olasılık değeri $p = 0.5009$ bulunmuştur. Eğer bu değer anlamlılık düzeyi olan 0.05'ten küçük ise H_0 hipotezi reddedilir. $0.5009 > 0.05$ olduğu için H_0 hipotezi kabul edilir.

2.4 Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GEKK)

Genelleştirilmiş En Küçük Kareler, değişen varyansın formunun tam olarak bilindiği takdirde, değişen varyans sorununu ortadan kaldırmak için kullanılan bir tahmin yöntemidir. GEKK yöntemi ile asıl denklemden dönüştürülmüş bir denklem elde edilir ve daha sonra bu dönüştürülmüş denklem EKK ile tahmin edilir. Dönüştürülmüş denkleme EKK uygulanması Ağırlıklı EKK (weighted least squares) olarak adlandırılır.

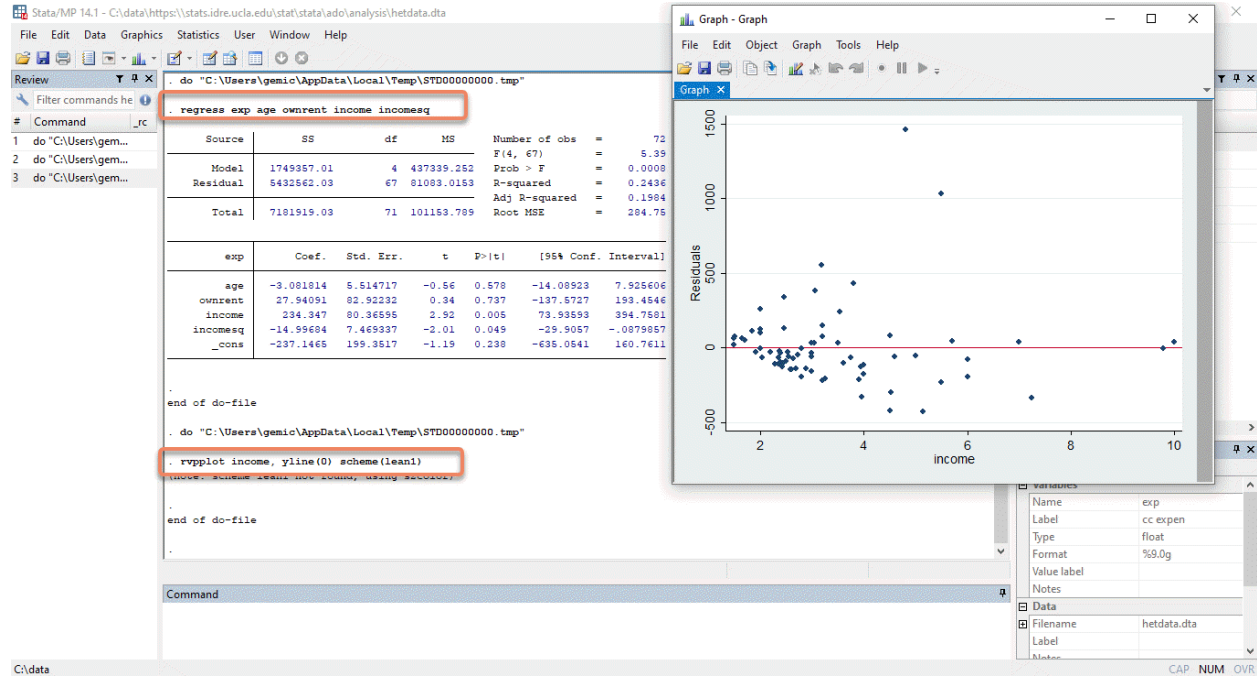
Ağırlıklı EKK, Stata'da **wls0** komutu kullanılarak uygulanabilmektedir. Bir önceki dersten hatırlayacağımız üzere **jb** komutu gibi bu komut da Stata'da gömülü bir komut değildir bu yüzden **jb** komutunu indirirken izlediğimiz adımların aynısını **wls0** komutunu indirmek için izleyiniz.

Bu komutu indirdikten sonra elimizde bulunmayan fakat internet ortamında yer alan bir veri seti kullanılacaktır. İnternet ortamında bulunan bir veri setini **use** komutu ile Stata'ya çekebiliriz.

```
. use https://stats.idre.ucla.edu/stat/stata/ado/analysis/hetdata, clear
```

Veri seti Stata'ya çekildikten sonra bağımlı değişkeni tüketim olan model EKK yöntemi ile tahmin edilir ve hata terimlerinin değişen varyansa sahip olup olmadığına grafik inceleme yöntemi ile karar verilir.

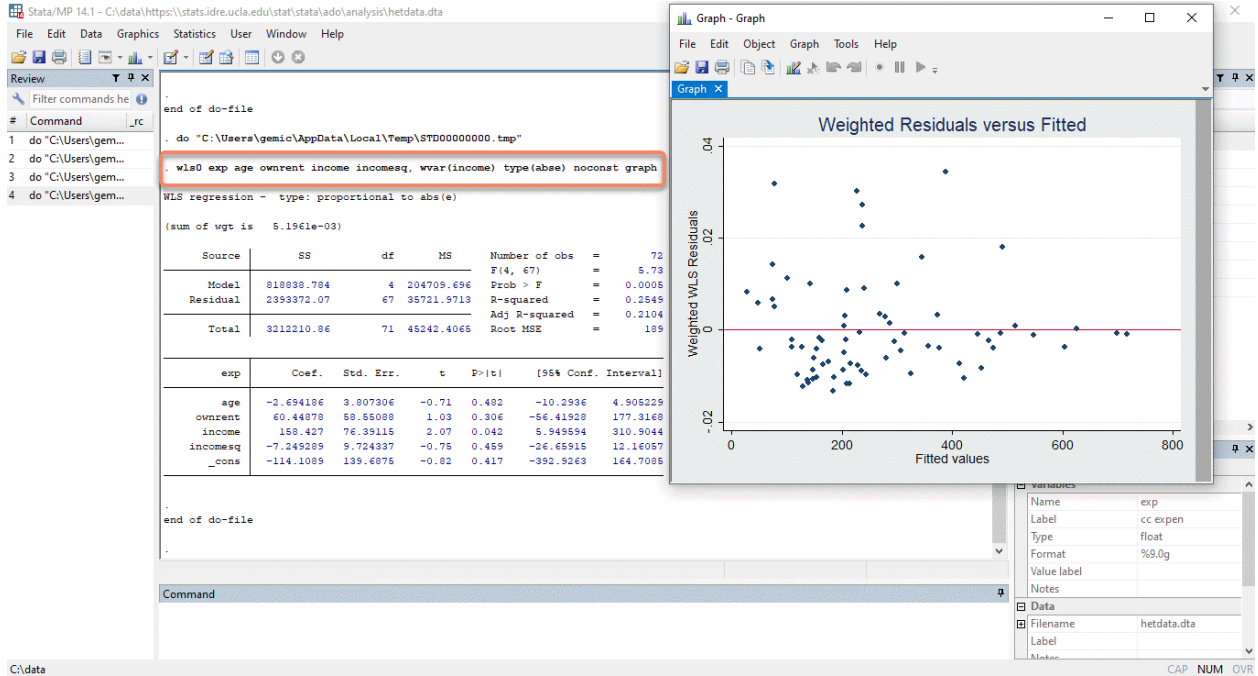
```
. regress exp age ownrent income incomesq
. rvpplot income, yline(0) scheme(lean1)
```



Gerçekleşen tüketim değerleriyle tahmini tüketim değerleri arasındaki fark, hata teriminin tahmini değerlerini vermektedir. Yukarıdaki grafikte dikey ekseninde hata teriminin tahmini değerleri yatay ekseninde ise gelir yer almaktadır. Net bir şekilde görüleceği üzere gelirdeki arttıkça hata teriminin tahmini değerleri büyümektedir. Bu durumda hata teriminin varyansı da giderek artmaktadır. Başka bir deyişle bu modelde değişen varyansın olduğu açıkça görülmektedir.

Değişen varyans sorununu çözmek için Ağırlıklı EKK yöntemi aşağıdaki komut yardımıyla gerçekleştirilir.

```
. wls0 exp age ownrent income incomesq, wvar(income) type(abse) noconst graph
```

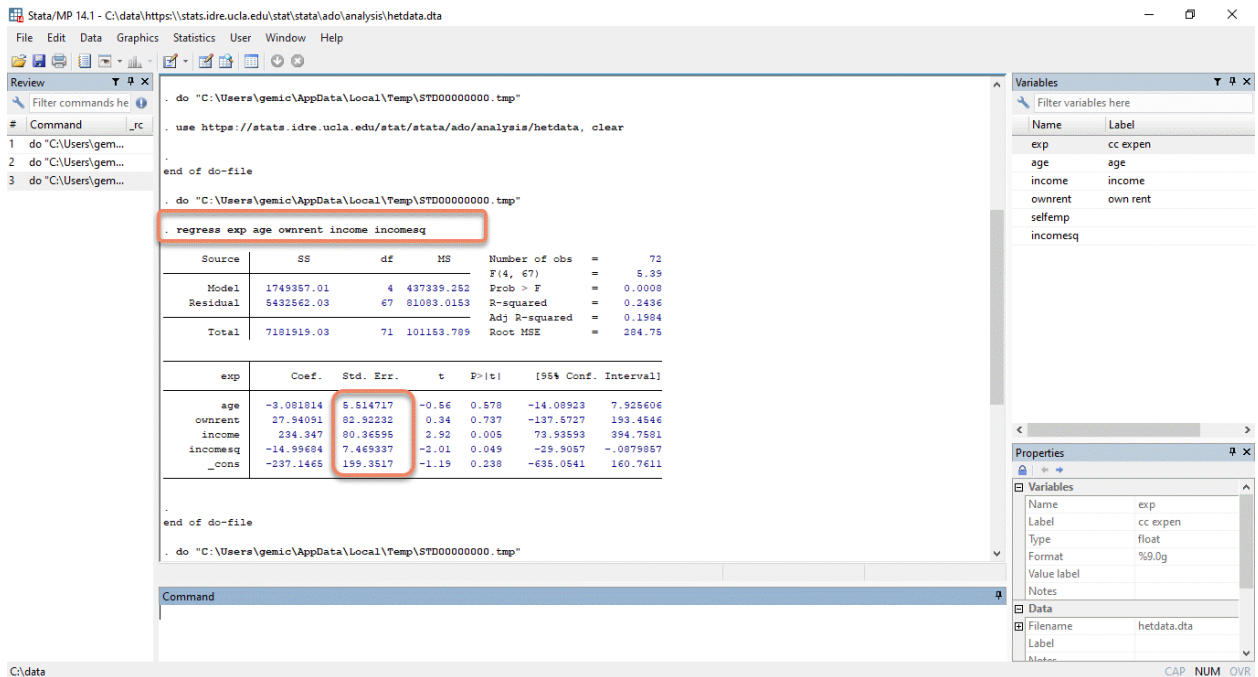
Bu modelde önce gelire göre ağırlıklar hesaplanmakta ardından hata terimlerinin tahmini değerleri elde edilmektedir. Son olarak bu hata terimleri hesaplanan ağırlıklar yardımıyla ağırlıklandırılmaktadır.

Değişen varyansın formunun tam olarak bilinmediği durumda White değişen varyansla tutarlı varyansları ve standart hataları kullanılır. EKK tahmini için kullanılan komutun sonuna “,” ve “,”den sonra **r** konularak White standart hataları elde edilir.

```

. regress exp age ownrent income incomesq
. regress exp age ownrent income incomesq, r

```



Stata/MP 14.1 - C:\data\https:\stats.idre.ucla.edu\stat\stata\ado\analysis\hetdata.dta

File Edit Data Graphics Statistics User Window Help

Review

end of do-file

```
. do "C:\Users\gemic\AppData\Local\Temp\STD00000000.tmp"
. regress exp age ownrent income incomesq, r
```

Linear regression

			Number of obs	=	72	
			F(4, 67)	=	12.51	
			Prob > F	=	0.0000	
			R-squared	=	0.2436	
			Root MSE	=	204.75	

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
age	-3.091814	3.422641	-0.90	0.371	-9.913484 3.749005
ownrent	27.94091	95.56573	0.29	0.771	-162.8091 218.6909
income	234.347	92.12261	2.54	0.013	50.46954 418.2245
incomesq	-14.99684	7.199027	-2.08	0.041	-29.36616 -.6275257
_cons	-237.1465	220.795	-1.07	0.287	-677.8551 203.5621

end of do-file

Command

C:\data

Variables

Name	Label
exp	cc expen
age	age
income	income
ownrent	own rent
selfemp	
incomesq	

Properties

Variables

Name	exp
Label	cc expen
Type	float
Format	%9.0g
Value label	
Notes	

Data

Filename hetdata.dta

Label

Notes

CAP NUM OVR

Değişen varyansın olduğu ilk model ile White standart hataların dikkate alındığı model karşılaştırıldığında her iki modele ait katsayıların aynı, fakat standart hataların ve varyansların farklı olduğu ortaya çıkmıştır.

3 Ardışık Bağımlılık Testi

Ardışık bağımlılığın nasıl tespit edileceği hakkında bilgi vermeye geçmeden önce ardışık bağımlılığın ne olduğunu tanımlayalım. Ardışık bağımlılık, hata terimleri arasında ilişki olması ($E(u_i, u_j) \neq 0, i \neq j$) durumudur. Burada ardışık bağımlılığın varlığı **Grafik İncelemesi** ve iki farklı ardışık bağımlılık testi kullanılarak araştırılacaktır. Bu testlerden ilki **Durbin-Watson**, ikincisi ise **Breusch-Godfrey LM** testidir.

3.1 Grafik İnceleme

Hata terimlerinin zaman içindeki seyri ardışık bağımlılığın varlığı hakkında bizlere bilgi verebilmektedir. Bu doğrultuda aşağıdaki adımlar takip edilerek hata terimlerinin zamana karşı grafiği çizdirilebilir.

```
. cd "D:\Stata_workshop"
. import excel "D:\Stata_workshop\table_3_7.xls", sheet("Sayfa1") firstrow
```

İlk olarak ele alınan model tahmin edilir.

```
. regress altin_fiyati tufe
```

Model tahmin edildikten sonra hata terimlerinin tahmini değerleri modelden çekilmelidir.

```
. predict residual, residuals /* Hata terimlerinin tahmini değerlerini çektik */
```

Serial number: 10659393
Licensed to: selcuk
selcuk

Notes:
1. Unicode is supported; see [help unicode advice](#).
2. More than 2 billion observations are allowed; see [help obs advice](#).
3. Maximum number of variables is set to 5000; see [help set maxvar](#).

```
. cd "D:\Stata_workshop"
D:\Stata_workshop
. import excel "D:\Stata_workshop\table_3_7.xls", sheet("Sayfal") firstrow
. regress altin_fiyati tufe
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =
Model	70266.193	1	70266.193	F(1, 31) = 6.61
Residual	329342.671	31	10623.9571	Prob > F = 0.0161
Total	399608.864	32	12407.777	R-squared = 0.1758
				Adj R-squared = 0.1493
				Root MSE = 103.07

```
altin_fiyati Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]
tufe 1.03843 .4037822 2.57 0.015 .2145108 1.861949
_cons 215.2856 54.4695 3.95 0.000 104.1964 326.3748
```

```
. predict residual, residuals
```

Şimdi hata terimlerinden oluşan **residual** isimli değişkeni kullanarak hata terimlerinin zamana karşı grafiği çizdirilebilir.

```
. scatter residual yil /* Grafiği çizdirdik */
```

```
. import excel "D:\Stata_workshop"
. tsset yil
time variable: yil, 1970
delta: 1 unit
. regress altin_fiyati tufe
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =
Model	70266.193	1	70266.193	F(1, 31) = 6.61
Residual	329342.671	31	10623.9571	Prob > F = 0.0161
Total	399608.864	32	12407.777	R-squared = 0.1758
				Adj R-squared = 0.1493
				Root MSE = 103.07

```
altin_fiyati Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]
tufe 1.03843 .4037822 2.57 0.015 .2145108 1.861949
_cons 215.2856 54.4695 3.95 0.000 104.1964 326.3748
```

```
. predict residual, residuals
. scatter residual yil
```

Eğer hata terimlerinin tahmini değerleri zaman içinde düz bir çizgiye benzer seyir izleyeydi ardışık bağımlılıktan bahsedemeyecektik fakat yukarıdaki grafikte görüleceği üzere hata terimlerinin tahmini değerleri zaman içinde sistematik bir seyir izlediği için hata terimleri arasında ardışık bağımlılık olduğu görülmektedir.

3.2 Durbin-Watson Testi

Durbin-Watson testi, hata terimlerinde birinci sıra **AR(1)** ardışık bağımlılık olup olmadığını kontrol etmek için kullanılan bir testtir.

Not: Bu testler bir takım varsayımlar altında çalışmaktadır ve bu varsayımlar ders notlarında yer almaktadır.

```
. cd "D:\Stata_workshop"
. import excel "D:\Stata_workshop\table_3_7.xls", sheet("Sayfa1") firstrow
```

Ardışık bağımlılık testlerini gerçekleştirmek için önce ele alınan model tahmin edilmelidir.

```
. tsset yil
. regress altin_fiyati tufe
```

Model tahmin edildikten sonra Durbin-Watson testini yapmak için **estat dwatson** komutu kullanılmaktadır.

```
. estat dwatson
```

The screenshot shows the Stata/MP 14.1 interface. The command window displays the following results:

```
. import excel "D:\Stata_workshop\table_3_7.xls", sheet("Sayfa1") firstrow
time variable: yil, 1974 to 2006
delta: 1 unit

. regress altin_fiyati tufe

Source      |      SS      |    df    |    MS      | Number of obs =   33
-----+-----|-----+-----|-----+-----|-----+-----|
Model       | 70266.193    |         1 | 70266.193  | F(1, 31)         =   6.61
Residual    | 329342.671   |        31 | 10623.9571 | Prob > F        =  0.0151
Total      | 399608.864   |        32 | 12487.777  | R-squared       =  0.1758
-----+-----|-----+-----|-----+-----|
altin_fiyati | Coef.  Std. Err.  t    P>|t|   [95% Conf. Interval]
-----+-----|-----+-----|-----+-----|
tufe         | 1.03843  .4037822  2.57  0.015  .2149108  1.861949
_cons       | 215.2856 54.4685   3.95  0.000  104.1964  326.3748

. estat dwatson
Durbin-Watson d-statistic( 2, 33) = .588708
```

Durbin-Watson d-istatistiği, $DW = 0.588$ bulunmuştur.

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : \rho \neq 0$$

Yukarıdaki hipotezi test etmek için hesaplanan DW değeri Durbin-Watson tablo değerleri ile karşılaştırılır. $\alpha = 0,05$, $k = 2$ ve $n = 33$ için Durbin-Watson tablosunda d istatistiğinin alt sınırı $d_L = 1.114$, üst sınırı ise $d_U = 1.358$ değerlerini almaktadır.

$0 \leq DW_h < d_L$ red alanıdır. Hesaplanan DW , $0 \leq 0.588 < 1.114$, red alanında yer aldığı için H_0 hipotezi reddedilir. Yani artı birinci derece de ardışık bağımlılık sorunu vardır.

3.3 Breusch-Godfrey LM Testi

Breusch-Godfrey LM testi, Durbin-Watson testindeki sınırlamaları aşan (bu sınırlamalar için ders notlarını inceleyiniz) daha yüksek derecede ve **AR** sürecinin yanında **MA** sürecini de dikkate alan bir testtir.

Bu testi gerçekleştirmek için yine öncelikle ele alınan modelin tahmin edilmesi gereklidir.

```
. tsset yil
. regress altin_fiyati tufe
```

Ardından `estat bgodfrey` komutu kullanılarak Breusch-Godfrey LM testini gerçekleştirebiliriz.

```
. estat bgodfrey
```

The screenshot shows the Stata/MP 14.1 interface. The Command window contains the following commands and output:

```
. predict residual, residuals
. scatter residual yil
. estat bgodfrey
```

The Results window displays the Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation results:

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	15.115	1	0.0001

Below the table, the null hypothesis is stated: H_0 : no serial correlation.

Yukarıda yer alan Stata çıktısında görüleceği üzere H_0 hipotezi ardışık bağımlılığın yokluğu olan Breusch-Godfrey LM testi, hata teriminin bir gecikmeli değeri için gerçekleştirilmiştir.

Hesaplanan $\chi_h^2(1) = 15.115$ bulunmuştur. Tablo $\chi_{tab}^2(1) = 3.841$ 'dir. $\chi_h^2 > \chi_{tab}^2$ olduğu için H_0 hipotezi reddedilir yani hata terimleri arasında ardışık bağımlılık vardır. χ^2 değerine ilişkin olasılık değerine bakılarak da ardışık bağımlılığın varlığı yorumlanabilir. Burada olasılık değeri olan $p = 0.001$ çıkmıştır. Eğer bu değer anlamlılık düzeyi olan 0.05'ten küçük ise H_0 hipotezi reddedilir. Bu doğrultuda $0.05 > 0.001$ olduğu için H_0 hipotezi reddedilir.

Kod içerisinde ardışık bağımlılık testinin hata teriminin kaçınıcı gecikmesi için yapılacağı belirtilmez ise Stata bunu otomatik olarak hata teriminin bir gecikmeli değeri için gerçekleştirir. Eğer aşağıdaki komutta olduğu gibi “,”den sonra hata teriminin kaçınıcı gecikme değeri için test yapılacağı belirtilirse Stata o gecikme değerini kullanarak testi gerçekleştirir. Buna ilaveten bu test yalnızca spesifik bir gecikme değerinin yanı sıra hata teriminin belirli aralıktaki gecikme değerleri için de gerçekleştirilebilir. Aşağıda ilk kod hata teriminin yalnızca 3. gecikme değeri için ardışık bağımlılık testi yaparken ikinci kod hata teriminin 1. 2. ve 3. gecikmeli değerleri için aynı anda testi gerçekleştirir.

```
. estat bgodfrey, lags(3)
. estat bgodfrey, lags(1/3)
```

Stata/MP 14.1

File Edit Data Graphics Statistics User Window Help

Review

Filter commands here

Command

1 cd "D:\Stata_work..."

2 import excel "D:\S..."

3 tsset yil

4 regress altin_fiyati...

5 predict residual, r...

6 scatter residual yil

7 estat bgodfrey

8 estat bgodfrey, s...

9 estat bgodfrey, la...

10 estat bgodfrey, la...

1 15.115 (1, 30) 0.0005

H0: no serial correlation

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
3	16.092	3	0.0011

H0: no serial correlation

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	15.115	1	0.0001
2	16.089	2	0.0003
3	16.092	3	0.0011

H0: no serial correlation

Command

Variables

Filter variables here

Name	Label
yil	yil
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Properties

Variables

Name	Label	Type	Format	Value label	Notes

Data

Filename

D:\Stata_workshop

CAP NUM OVR .dfl

Yine yukarıda görüleceği üzere hata teriminin 3. gecikme ve 1. ,2. ve 3. gecikmeli değerleri için H_0 hipotezi reddedilir.

4 EK

Aşağıda $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyi için Durbin Watson Tablosu yer almaktadır.

n\k	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
31	1.147	1.274	1.085 1.345	1.022 1.425	0.960 1.509	0.897 1.601	0.834 1.698	0.772 1.800	0.710 1.906	0.649 2.017	0.589 2.131
32	1.160	1.283	1.100 1.351	1.039 1.428	0.978 1.509	0.917 1.597	0.856 1.690	0.794 1.788	0.734 1.889	0.674 1.995	0.615 2.104
33	1.171	1.291	1.114 1.358	1.055 1.432	0.995 1.510	0.935 1.594	0.876 1.683	0.816 1.776	0.757 1.874	0.698 1.975	0.641 2.080
34	1.184	1.298	1.120 1.364	1.070 1.436	1.012 1.511	0.954 1.591	0.896 1.677	0.837 1.766	0.779 1.860	0.722 1.957	0.665 2.057
35	1.195	1.307	1.141 1.370	1.085 1.439	1.028 1.512	0.971 1.589	0.914 1.671	0.857 1.757	0.800 1.847	0.744 1.940	0.689 2.037
36	1.205	1.315	1.153 1.376	1.098 1.442	1.043 1.513	0.987 1.587	0.932 1.666	0.877 1.749	0.821 1.836	0.766 1.925	0.711 2.018
37	1.217	1.322	1.164 1.383	1.112 1.446	1.058 1.514	1.004 1.585	0.950 1.662	0.895 1.742	0.841 1.825	0.787 1.911	0.733 2.001
38	1.227	1.330	1.176 1.388	1.124 1.449	1.072 1.515	1.019 1.584	0.966 1.658	0.913 1.735	0.860 1.816	0.807 1.899	0.754 1.985
39	1.237	1.337	1.187 1.392	1.137 1.452	1.085 1.517	1.033 1.583	0.982 1.655	0.930 1.729	0.878 1.807	0.826 1.887	0.774 1.970
40	1.246	1.344	1.197 1.398	1.149 1.456	1.098 1.518	1.047 1.583	0.997 1.652	0.946 1.724	0.895 1.799	0.844 1.876	0.794 1.956
45	1.288	1.376	1.245 1.424	1.201 1.474	1.156 1.528	1.111 1.583	1.065 1.643	1.019 1.704	0.974 1.768	0.927 1.834	0.881 1.902
50	1.324	1.403	1.285 1.445	1.245 1.491	1.206 1.537	1.164 1.587	1.123 1.639	1.081 1.692	1.039 1.748	0.997 1.805	0.955 1.864
55	1.356	1.428	1.320 1.466	1.284 1.505	1.246 1.548	1.209 1.592	1.172 1.638	1.134 1.685	1.095 1.734	1.057 1.785	1.018 1.837
60	1.382	1.449	1.351 1.484	1.317 1.520	1.283 1.559	1.248 1.598	1.214 1.639	1.179 1.682	1.144 1.726	1.108 1.771	1.072 1.817
65	1.407	1.467	1.377 1.500	1.346 1.534	1.314 1.568	1.283 1.604	1.251 1.642	1.218 1.680	1.186 1.720	1.153 1.761	1.120 1.802
70	1.429	1.485	1.400 1.514	1.372 1.546	1.343 1.577	1.313 1.611	1.283 1.645	1.253 1.680	1.223 1.716	1.192 1.754	1.162 1.792
75	1.448	1.501	1.422 1.529	1.395 1.557	1.368 1.586	1.340 1.617	1.313 1.649	1.284 1.682	1.256 1.714	1.227 1.748	1.199 1.783
80	1.465	1.514	1.440 1.541	1.416 1.568	1.390 1.595	1.364 1.624	1.338 1.653	1.312 1.683	1.285 1.714	1.259 1.745	1.232 1.777
85	1.481	1.529	1.458 1.553	1.434 1.577	1.411 1.603	1.386 1.630	1.362 1.657	1.337 1.685	1.312 1.714	1.287 1.743	1.262 1.773
90	1.496	1.541	1.474 1.563	1.452 1.587	1.429 1.611	1.406 1.636	1.383 1.661	1.360 1.687	1.336 1.714	1.312 1.741	1.288 1.769
95	1.510	1.552	1.489 1.573	1.468 1.596	1.446 1.618	1.425 1.641	1.403 1.666	1.381 1.690	1.358 1.715	1.336 1.741	1.313 1.767
100	1.522	1.562	1.502 1.582	1.482 1.604	1.461 1.625	1.441 1.647	1.421 1.670	1.400 1.693	1.378 1.717	1.357 1.741	1.335 1.765
150	1.611	1.637	1.598 1.651	1.584 1.665	1.571 1.679	1.557 1.693	1.543 1.708	1.530 1.722	1.515 1.737	1.501 1.752	1.486 1.767
200	1.664	1.684	1.653 1.693	1.643 1.704	1.633 1.715	1.623 1.725	1.613 1.735	1.603 1.746	1.592 1.757	1.582 1.768	1.571 1.779