

Stata ile Regresyon Analizi

Arş. Gör. Selçuk GEMİCİOĞLU

Aralık 2019

İçindekiler

1	Tek Değişkenli Regresyon Analizi	2
1.1	Tek Değişkenli Regresyon Analizine İlişkin Stata Çıktısının Tanıtımı	2
1.2	Tek Değişkenli Regresyon Analizine İlişkin Stata Çıktısının Yorumlanması	4
2	Diğer Testler	9
2.1	Hata Terimleri İçin Normallik Testi	9
2.2	Yapısal Farklılaşma için Chow Testi	11
3	Çok Değişkenli Regresyon Analizi	12
3.1	Çok Değişkenli Regresyon Analizine İlişkin Stata Çıktısının Yorumlanması	12
4	Ek	16
4.1	F ve t Dağılım Tabloları	16

1 Tek Değişkenli Regresyon Analizi

Regresyon analizi bağımlı değişken ile bir veya daha fazla bağımsız değişken arasındaki ilişkiyi inceleyen bir analiz yöntemidir. Analiz bir bağımsız değişkenle gerçekleşirse **tek değişkenli regresyon analizi** olarak adlandırılır. Bu bölümde **En Küçük Kareler (EKK) Yöntemi** ile tek değişkenli regresyon analizinin nasıl yapılacağı ve elde edilen Stata çıktılarının nasıl yorumlanacağı anlatılacaktır ¹.

1.1 Tek Değişkenli Regresyon Analizine İlişkin Stata Çıktısının Tanıtımı

Bir önceki dersten hatırlayacağınız üzere regresyon analizine başlamadan önce çalışma klasörünü tanımlamanız ve ardından veri setini Stata'ya aktarmanız gerekmektedir. Analizde kullanılacak veri seti **xls (excel)** uzantılı bir dosyada yer almakta ve 1974-2006 dönemine ait ABD'de **altın fiyatları, tüketici fiyat endeksi (tüfe)** ile **New York borsası endeksine (nybe)** ilişkin bilgiler içermektedir.

Regresyon analizine başlamak için aşağıdaki kod yardımıyla çalışma klasörünüzü tanımlayınız ve veri setini Stata'ya aktarınız.

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

Stata'da **EKK** yöntemi ile tahmin yapmak için **regress** komutu kullanılmaktadır. Stata, **regress** komutundan sonra yazılacak ilk değişkeni bağımlı değişken olarak algılamakta ve bu değişkenden sonra yazılacak tüm değişkenleri bağımsız değişken olarak kabul etmektedir. Şimdi bağımlı değişkenin **altın fiyatı**, bağımsız değişkenin ise **tüfe** olduğu bir model kuralım ve bu modeli aşağıdaki kod yardımıyla tahmin edelim.

```
. regress altin_fiyati tufe
```

Single-user 8-core Stata perpetual license:
Serial number: 10699993
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("Sayfa1") firstrow
. 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
				Adj R-squared	0.1493
				Root MSE	103.07

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
altin_fiyati	1.03943	.4037822	2.57	0.015	.2149108 1.861949
_cons	215.2856	54.4685	3.95	0.000	104.1964 326.3748

Command

Properties

Variables

Name

Label

Type

Format

Value label

Notes

Data

Filename

Label

Notes

Variables

4

Observations

33

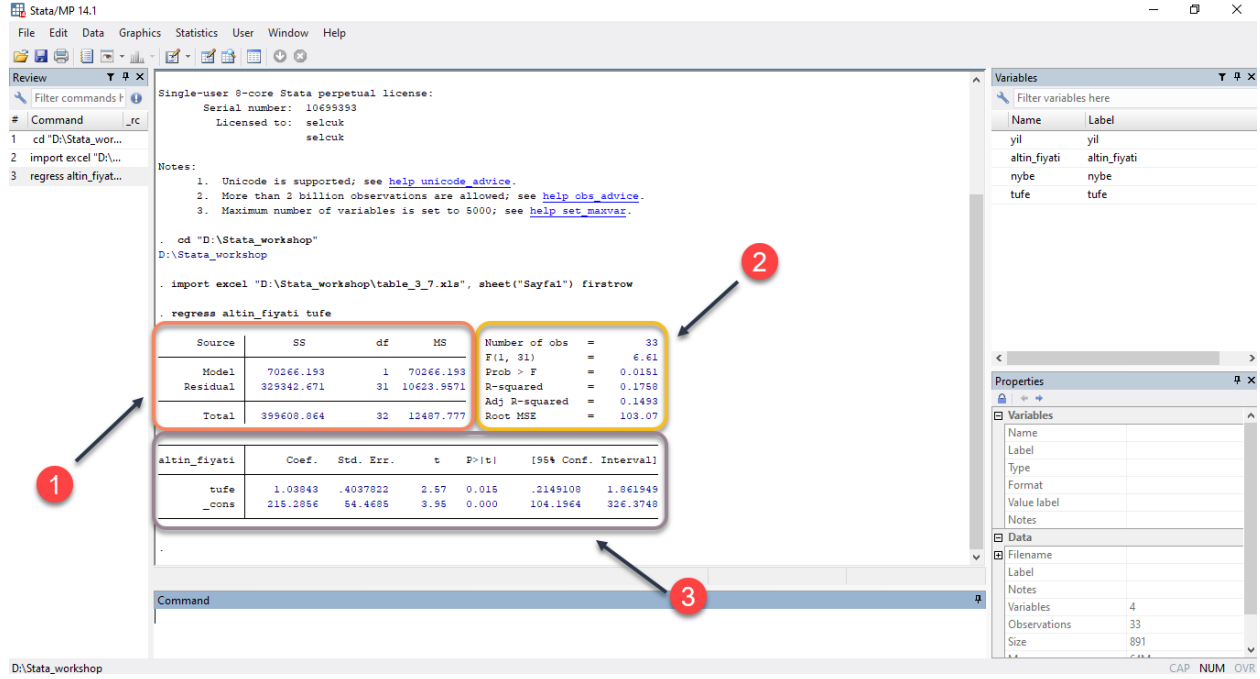
Size

891

CAP NUM OVR

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.

Modelin tahmininden sonra Stata'nın sonuç ekranında yukarıdaki gibi bir çıktı elde edilecektir. Bu çıktı 1- Kareler toplamı ve serbestlik derecelerine, 2- Modelin geneline ve 3- Parametre tahminlerine ilişkin bilgiler verildiği üç alandan oluşmaktadır.



1- Kareler Toplamları ve Serbestlik Derecelerine İlişkin Bilgiler

Bu bölümde bağımlı değişkendeki değişimin kaynağı ile ilgili bilgiler verilmektedir. Bağımlı değişkendeki toplam değişim (**Total**), açıklayıcı değişkenler tarafından açıklanan (**Model**) ve açıklayıcı değişkenler tarafından açıklanamayan (**Residual**) kısım olmak üzere iki parçaya ayrılmıştır. Burada (**SS**) kareler toplamını, (**df**) serbestlik derecesini (**MS**) ise kareler toplamının serbestlik derecesine bölünmesi ile bulunan ortalama kareler toplamını vermektedir.

(**SS**) sütunu ile (**Total**) satırının kesiştiği yer **Bütün Kareler Toplamı (BKT)**, (**Model**) satırının kesiştiği yer **Açıklanan Kareler Toplamı (AKT)** ve (**Residual**) satırının kesiştiği yer ise **Kalıntı Kareler Toplamı (KKT)**'ni vermektedir. Örneğin bu bilgilerden faydalananarak **R-squared** ve **Adj R-squared** bilgilerine ulaşılabilir. **R-squared**, aşağıdaki formüllerle hesaplanmaktadır.

$$R^2 = \frac{AKT}{BKT}$$

$$R^2 = 1 - \frac{KKT}{BKT}$$

Bu formüller ve Stata'da çıktısındaki bilgiler kullanılarak R^2 ;

$$R^2 = \frac{70266,193}{399608,864} = 0,1758$$

$$R^2 = 1 - \frac{329342,671}{399608,864} = 0,1758$$

bulunmuştur. Modelin geneline ilişkin bilgilere bakıldığında aynı R^2 değerine ulaşıldığı görülmektedir. **Düzeltilmiş R^2 (Adj R-squared)**'yi, ders notlarında yer alan formülü ve buradaki bilgileri kullanarak bulabilirsiniz. Doğru olup olmadığını modelin geneline ilişkin bilgiler bölümüne bakarak kontrol edebilirsiniz.

2- Modelin Geneline İlişkin Bilgiler

Bu alanda sırası ile regresyon analizinde kullanılan gözlem sayısı (**Number of obs**), modelin bir bütün olarak anlamlı olup olmadığını test etmek için kullanılan F istatistiği (**F(1, 31)**), modeldeki tüm katsayıların sıfıra eşit olduğu boş hipotezini test etmek için kullanılan F istatistiğine ilişkin olasılık değeri (**Prob > F**), modelin açıklama gücünü gösteren R^2 (**R-squared**) ve Düzeltilmiş R^2 (**Adj R-squared**) ve son olarak hata terimlerine ait ortalama kareler toplamının karekökü (**Root MSE**) yer almaktadır.

3- Parametre Tahminlerine İlişkin Bilgiler

Burada açıklayıcı değişkenlerin katsayıları (**Coef.**), bu katsayılarla ilişkin standart hatalar (**Std. Err.**), herhangi bir katsayının sıfırdan farklı olup olmadığını test etmek için kullanılan t istatistiği (**t**), yine herhangi bir katsayının sıfıra eşit olduğu boş hipotezini test etmek için kullanılan çift taraflı olasılık değeri (**P>|t|**) ve %95 güven aralığı değerleri (**[95% Conf. Interval]**) yer almaktadır.

1.2 Tek Değişkenli Regresyon Analizine İlişkin Stata Çıktısının Yorumlanması

İlgili model EKK yöntemi ile tahmin edildikten sonra, modelin geneline ve parametre tahminlerine ilişkin bilgilerin yorumlanması gerekmektedir.

1.2.1 Modelin Geneline İlişkin Bilgilerin Yorumlanması

a- F İstatistiği: F istatistiği değeri görüleceği üzere $F_h(1, 31) = 6,61$ bulunmuştur. Bu değer, F tablo değeri ile karşılaştırılmalıdır. $F_{tab} = F_{\alpha}(k-1, n-k)$. k değişken sayısı (sabit terim dahil), n ise gözlem sayısıdır. Eğer $F_h > F_{tab}$ ise H_0 reddedilir: α hata payıyla modeldeki açıklayıcı değişkenlerin tümü birden bağımlı değişkeni açıklayabilmektedir. Başka bir deyişle modelin R^2 değeri sıfırdan farklıdır. Burada $\alpha = 0,05$ kabul edilmiştir. Buna göre **Ek**'te yer alan F dağılım tablosuna bakıldığında $F_{0,05}(1, 31) = 4,16$ değerini almaktadır ve

$$F_h(1, 31) = 6,61 > F_{0,05}(1, 31) = 4,16$$

olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Yani 0,05 hata payıyla modeldeki açıklayıcı değişkenlerin tümü birden bağımlı değişkeni açıklayabilmektedir.

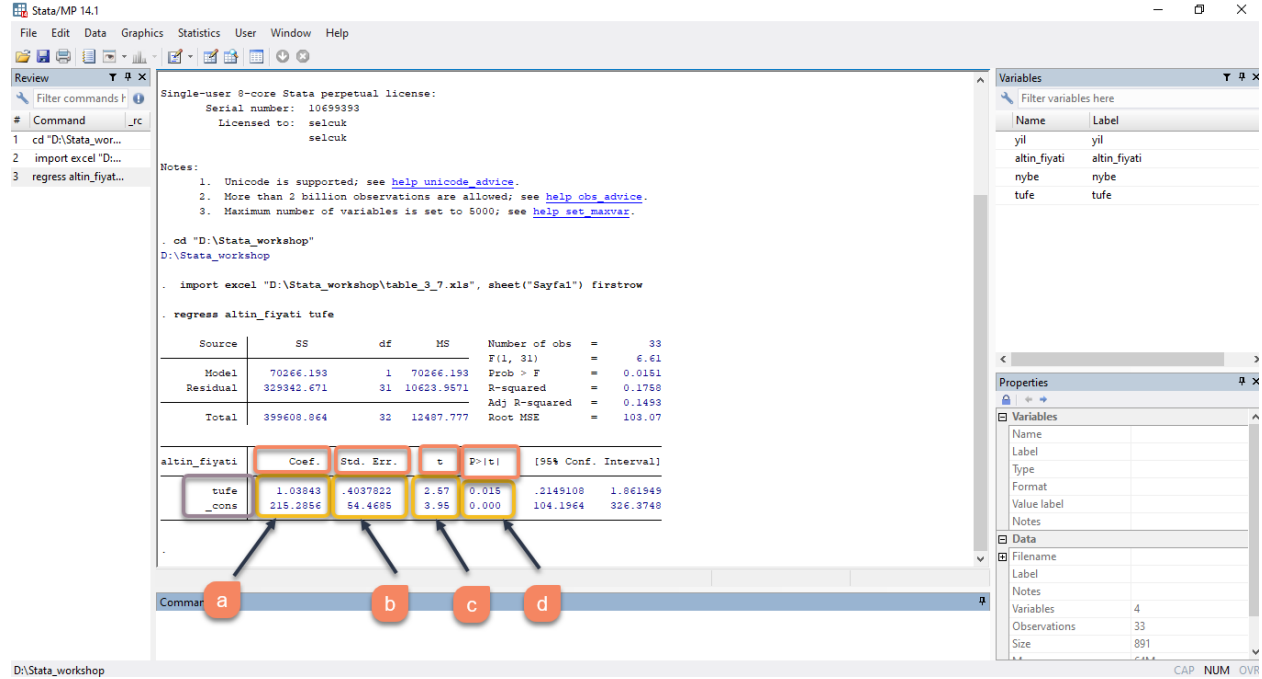
b- Prob > F: F istatistiğine ilişkin olasılık değeri $p = 0,0151$ bulunmuştur. Bu olasılık değeri eğer 0,05'ten küçük ise modeldeki tüm katsayıların sıfıra eşit olduğu H_0 hipotezi reddedilir.

$$0,05 > p = 0,0151$$

olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Yine modeldeki açıklayıcı değişkenlerin tümünün birden bağımlı değişkeni açıklayabileceğini söyleyebiliriz.

c- R-squared (R^2): R^2 , modelin açıklama gücünü gösteren bir büyüklüktür ve 0,1758'e eşit olduğu görülmektedir. Bu, bağımlı değişkendeki değişimin %17,58'lik kısmının bağımsız değişkenler tarafından açıklandığı anlamına gelmektedir.

1.2.2 Parametre Tahminleri ile İlgili Bilgilerin Yorumlanması



Yukarıdaki stata çıktısında görüleceği üzere bu modelin tahmin sonucu aşağıdaki gibidir.

$$\hat{Y}_t = \beta_1 + \beta_2 X_t$$

$$\text{altinfiyati}_t = 215,285 + 1,038 \text{tufe}_t$$

a- Coef.: Açıklayıcı değişkenlere ait katsayıların ve sabit terimin tahmin edilen değerlerini vermektedir. Stata çıktısında görüleceği üzere **tufe** değişkeninin katsayısı 1,038 bulunmuştur. Yani diğer tüm açıklayıcı değişkenler sabit iken tufe’de yaşanan 1 birimlik artış, altın fiyatında 1,038 birimlik artışa neden olmaktadır.

Not: Bu modelde başka açıklayıcı değişken yoktur. Eğer modelde başka açıklayıcı değişkenler de olsaydı **“diğer tüm açıklayıcı değişkenler sabit iken”** ifadesi mutlaka kullanılmalıydı. Burada kullanılsa da olur fakat bu ifadeye aşına olmanız açısından kullanılmıştır.

Modelde **sabit terim (cons)** ise 215,285 bulunmuştur. Yani diğer tüm değişkenler sıfıra eşit iken altın fiyatı ortalamada 215,285’e eşittir.

b- Std. Err.: Katsayılara ilişkin standart hatalar t istatistiklerinin hesaplanmasında kullanılabilir. Örneğin **tufe** değişkeni için t istatistiği aşağıdaki formül ile hesaplanmaktadır.

Not: Katsayılara ilişkin standart hatalar yorumlanması gereken bir büyüklük değildir.

$$t_h = \frac{\hat{\beta}_2 - \beta_2}{\hat{\sigma}_{\beta_2}}$$

Burada $\hat{\beta}_2$; **tufe** değişkeninin katsayısını, β_2 ; **tufe** değişkeninin katsayısı için H_0 hipotezinde test edilmek istenen değeri ve $\hat{\sigma}_{\beta_2}$; **tufe** değişkeninin katsayısına ilişkin standart hatayı ifade etmektedir. $H_0 : \beta_2 = 0$ hipotezini test etmek istersek, **tufe** değişkeni için t istatistiği;

$$t_h = \frac{1.038 - 0}{0.4038} = 2,57$$

bulunmuştur. Bu değer **tufe** değişkeninin katsayısına ilişkin standart hata değeri ile aynı olduğunu Stata çıktısında göreceksiniz. Çünkü Stata’da her bir bağımsız değişken için t istatistikleri aynı süreçten geçmektedir.

Aynı şekilde sabit terim için burdaki adımları takip ederek t istatistiğini hesaplayabilirsiniz.

c- t: Stata çıktısında tüm katsayılar için hesaplanan t istatistik değerleri de yer almaktadır. Eğer bir katsayının sıfırdan farklı olup olmadığı test edilmek, başka bir deyişle anlamlılık testi yapılmak isteniyorsa o katsayıya ait hesaplanan t istatistiği $t_{tab} = t_{\alpha/2, n-k}$ tablo değeri ile karşılaştırılmalıdır.

Eğer $|t_h| > |t_{tab}|$ H_0 ret, H_1 hipotezi kabul edilir.

Eğer $|t_h| \leq |t_{tab}|$ ise H_0 kabul, H_1 hipotezi reddedilir.

Bu bilgiler altında **tufe** değişkeninin katsayısı için anlamlılık testi yaparsak, Stata çıktısında görüleceği üzere $t_h = 2,57$ ve **Ek**’te yer alan t dağılım tablosunda görüleceği üzere hata payı %5 için ($\alpha = 0,05$) $t_{tab} = t_{\alpha/2, n-k} = t_{tab} = t_{0,025, 33-2} = t_{0,025, 31} = 2,04$ ’tür.

$$H_0 : \beta_2 = 0$$

$$H_1 : \beta_2 \neq 0$$

$|t_h| = 2,57 > |t_{tab}| = 2,04$ olduğundan H_0 ret, H_1 hipotezi kabul edilir. Yani %5 hata payıyla **tufe** değişkeninin bağımlı değişken **altın fiyatı**’nı açıklamakta istatistiki olarak anlamlı katkısı vardır.

Sabit terim için anlamlılık testini ise burdaki adımları takip ederek yapabilirsiniz.

d- Prob > |t|: **tufe** değişkeninin katsayısının t istatistiğine ilişkin olasılık değeri $p = 0,015$ bulunmuştur. Bu olasılık değeri eğer 0,05’ten küçük ise bu katsayının sıfıra eşit olduğu H_0 hipotezi reddedilir.

$$0,05 > p = 0,015$$

olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Yine **tufe** değişkeninin bağımlı değişken **altın fiyatı**’nı açıklamakta istatistiki olarak anlamlı katkısı vardır diyebiliriz.

Stata çıktısını ve bu çıktının nasıl yorumlanacağını öğrendikten sonra bağımlı değişkenin **nybe**, bağımsız değişkenin ise **tufe** olduğu modeli tahmin ediniz.

`. regress nybe tufe`

Single-user 8-core Stata perpetual license:
Serial number: 10699393
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\tabl3_7.xls", sheet("Sayfal1") firstrow
. regress nybe tufe

Source	SS	df	MS	Number of obs	F(1, 31)	Prob > F	R-squared	Adj R-squared	Root MSE
Model	164846397	1	164846397	33	161.46	0.0000	0.8389	0.8337	1010.4
Residual	31650809.7	31	1020993.86						
Total	196497196	32	6140537.39						

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
nybe					
tufe	50.29715	3.958363	12.71	0.000	42.32406 59.37033
_cons	-3444.952	533.9663	-6.45	0.000	-4534.023 -2355.961

Command

D:\Stata_workshop

Variables

Name	Label
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe

Properties

Variables

Name	Label	Type	Format	Value label	Notes

Data

Filename	Label	Notes	Variables	Observations	Size
			4	33	891

CAP NUM OVR

Bu modelin tahmin sonucu aşağıdaki verilmiştir.

$$\hat{Y}_t = \beta_1 + \beta_2 X_t$$

$$\hat{nybe}_t = -3444,992 + 50,297tufe_t$$

Alıştırma 1: Bu modelin geneline ait bilgileri ve parametre tahminlerini yorumlayınız.

Şimdi yukarıda tahmin edilen her iki model için de aşağıda belirtilen tek taraflı hipotez testini gerçekleştiriniz. Tek taraflı hipotez testinde boş hipotez aşağıdaki gibi eşitsizlik şeklinde kurulur.

$$H_0 : \beta_2 \geq 1$$

$$H_1 : \beta_2 < 1$$

Testi gerçekleştirmek içinse aşağıdaki kod kullanılır.

```
. test _b[tufe] =1
. local sign_tufe2 = sign(_b[tufe]-1)
. display "Ho: coef >= 1  p-value = " 1- ttail(r(df_r),`sign_wgt2' sqrt(r(F)))
```

The screenshot shows the Stata/MP 14.1 interface. The main window displays the results of a regression model and a hypothesis test. The regression model is:

```

. *regress nybe tufe
. * Tek Taraflı t Testi
. test _b[tufe]=1
(1) tufe = 1
      F( 1, 31) = 0.01
      Prob > F = 0.9248
. local sign_tufe2 = sign(_b[tufe]-1)
. display "Ho: coef >= 1 p-value = " 1- ttail(r(df_r),`sign_wgt2' sqrt(r(F)))
Ho: coef >= 1 p-value = .53760584
. end of do-file

```

The regression results table is as follows:

	Model	70266.193	1	70266.193	Prob > F	=	0.0151
Residual	329342.671	31	10623.9571	R-squared	=	0.1758	
Total	399608.864	32	12487.777	Adj R-squared	=	0.1493	
				Root MSE	=	103.07	

The coefficient table is as follows:

	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

The Command window shows the following commands:

```

do "C:\Users\ge...
. *regress nybe tufe
. * Tek Taraflı t Testi
. test _b[tufe]=1
(1) tufe = 1
      F( 1, 31) = 0.01
      Prob > F = 0.9248
. local sign_tufe2 = sign(_b[tufe]-1)
. display "Ho: coef >= 1 p-value = " 1- ttail(r(df_r),`sign_wgt2' sqrt(r(F)))
Ho: coef >= 1 p-value = .53760584
. end of do-file

```

The Variables window shows the following variables:

Name	Label
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe

The Properties window shows the following properties:

Variable	Label	Type	Format	Value label	Notes
yl	yl	int	%10.0g		
altin_fiyati	altin_fiyati	int	%10.0g		
nybe	nybe	int	%10.0g		
tufe	tufe	int	%10.0g		

The Data window shows the following data:

Filename	Label	Notes	Variables	Observations	Size
			4	33	891

Görüleceği üzere t istatistiğine ilişkin olasılık değeri $p = 0,5376$ bulunmuştur. Bu değer 0,05'ten büyük olduğu için H_0 kabul edilir. Yani tüfe değişkeninin katsayısı 1 eşit veya 1'den büyüktür.

İkinci model için de aynı hipotezi test ediniz.

```

. test _b[tufe] =1
. local sign_tufe2 = sign(_b[tufe]-1)
. display "Ho: coef >= 1 p-value = " 1- ttail(r(df_r),`sign_wgt2' sqrt(r(F)))

```

Stata/MP 14.1

File Edit Data Graphics Statistics User Window Help

Review

Filter commands

Command

```

1 do "C:\Users\ge...
2 regress nybe tufe
3 test _b[tufe]=1
4 local sign_tufe2 = sign(_b[tufe]-1)
5 display "Ho: coef >= 1"

```

end of do-file

regress nybe tufe

Source	SS	df	MS	Number of obs =	33
Model	164846387	1	164846387	F(1, 31)	= 161.46
Residual	31650909.7	31	1020993.96	Prob > F	= 0.0000
Total	196497196	32	6140537.39	R-squared	= 0.8389
				Adj R-squared	= 0.8337
				Root MSE	= 1010.4

	nybe	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
tufe		50.29719	3.958363	12.71	0.000	42.22406 58.37033
_cons		-3444.952	533.9663	-6.45	0.000	-4534.023 -2355.961

test _b[tufe]=1

(1) tufe = 1

F(1, 31) = 161.46

Prob > F = 0.0000

local sign_tufe2 = sign(_b[tufe]-1)

display "Ho: coef >= 1 p-value = "1- ttail(r(df_r), 'sign_wgt2' sqrt(r(F)))

Ho: coef >= 1 p-value = 1

Command

Properties

Variables

Name	Label
nybe	nybe
tufe	tufe

Filename

Label

Notes

Variables

4

Observations

33

Size

891

Di\Stata_workshop

CAP NUM OVR

Yine görüleceği üzere t istatistiğine ilişkin olasılık değeri $p = 1$ bulunmuştur. Bu değer 0,05'ten büyük olduğu için H_0 kabul edilir. Yani tüfe değişkeninin katsayısı 1'e eşit veya 1'den büyüktür.

2 Diğer Testler

Önceki bölümlerde F ve t testlerinin nasıl yapıldığı ve elde edilen sonuçların nasıl yorumlandığı ayrıntılı bir şekilde anlatılmıştır. Bu bölümde ise hata terimleri için normallik testi ve Chow yani yapısal farklılaşma testinin nasıl yapılacağı ve yorumlanacağı anlatılacaktır.

2.1 Hata Terimleri İçin Normallik Testi

Hata terimlerinin normal dağılıp dağılmadığını test etmek için ders notları ile aynı doğrultuda Jarque-Bera testi kullanılacaktır. Stata'da bu testi yapmak için hazır bir komut bulunmamaktadır. Fakat daha önce bahsettığımız üzere bu ihtiyacı giderecek bir başkası tarafından yazılan komutlar indirilerek kullanılabilir.

Stata menüsünden **Help > Search > Keywords** sekmesine **Jarque-Bera** yazınız > **Ok** basınız > **jb from yazan mavi internet adresinin üzerine tıklayınız > click to here install** sekmesine tıklayınız > **açık olan ekranın üst sağ köşesindeki çarpıya basıp kapatınız** adımlarını takip ederek **jb** komutunu indirebilirsiniz.

Komutu indirdikten sonra yapmamız gereken tahmin edilen modelden hata terimlerini çekmektir. Bunu yapmak için aşağıdaki komut kullanılır.

```
. predict residual, residuals
```

Stata/MP 14.1

File Edit Data Graphics Statistics User Window Help

Review Filter commands

Command

```

1 cd "D:\Stata_workshop"
2 import excel "D:\Stata_workshop\table_3_7.xls", sheet("Sayfal") firstrow
3 regress altin_fiyati tufe
4 predict residual, residuals

```

Serial number: 10699393
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"

. 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	R-squared	Adj R-squared	Root MSE
Model	70266.193	1	70266.193	33	6.61	0.0161	0.1758	0.1493	103.07
Residual	329342.671	31	10623.9571						
Total	399608.864	32	12487.777						

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

. predict residual, residuals

Command

D:\Stata_workshop

Variables

Name	Label
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Properties

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Notes

Variables

Name	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe
residual	Residuals

Data

Filename	Label
tufe	tufe
yl	yl
altin_fiyati	altin_fiyati
nybe	nybe
tufe	tufe

2.2 Yapısal Farklılaşma için Chow Testi

Stata'da Chow testi yapmak için yine hazır bir komut bulunmamaktadır. Fakat bu test birkaç adımda yapılabilmektedir. Varsayalım ki incelenen ekonomide 1989 yılında bir yapısal değişikliğin yaşanıp yaşanmadığını test etmek istiyoruz.

Öncelikle 1989 yılı ve sonrası için 1 değerini, öncesi içinse 0 değerini alan **d** isimli bir kukla değişken oluşturunuz. Bu oluşturduğumuz kukla değişkeni modeldeki tufe değişkeni ile çarpıp **dtufe** adında yeni bir değişken daha oluşturunuz. Ardından oluşturduğumuz bu iki değişkeni modele ekleyerek modeli tahmin ediniz. Buradaki işlemleri aşağıdaki kodları kullanarak yapabilirsiniz.

```
. gen d = 1 if yıl >= 1989
. replace d = 0 if yıl < 1989
. gen dtufe = d * tufe
. regress altın_fiyatı tufe d dtufe
```

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

```
. cd "D:\Stata_workshop"
. import excel "D:\Stata_workshop\tabl_3_7.xls", sheet("Sayf1") firstrow
. gen d = 1 if yıl >= 1989
. replace d = 0 if yıl < 1989
. gen dtufe = d * tufe
. regress altın_fiyatı tufe d dtufe
```

The Results window displays the following statistics:

Source	SS	df	MS	F(3, 29)	Prob > F	R-squared	Adj R-squared	Root MSE
Model	171343.211	3	57114.4037	7.26	0.0009	0.4288	0.3697	88.72
Residual	228265.653	29	7871.22942					
Total	399608.864	32	12487.777					

The Coefficients table shows the following values:

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
tufe	4.350036	.9941949	4.38	0.000	2.316679 6.383393
d	253.0069	179.6652	1.42	0.167	-112.3946 618.4392
dtufe	-9.390495	1.374627	-2.46	0.020	-6.191922 -.5690672
_cons	-45.15911	87.52741	-0.51	0.611	-234.9508 134.6726

The Variables list on the right shows the following variables:

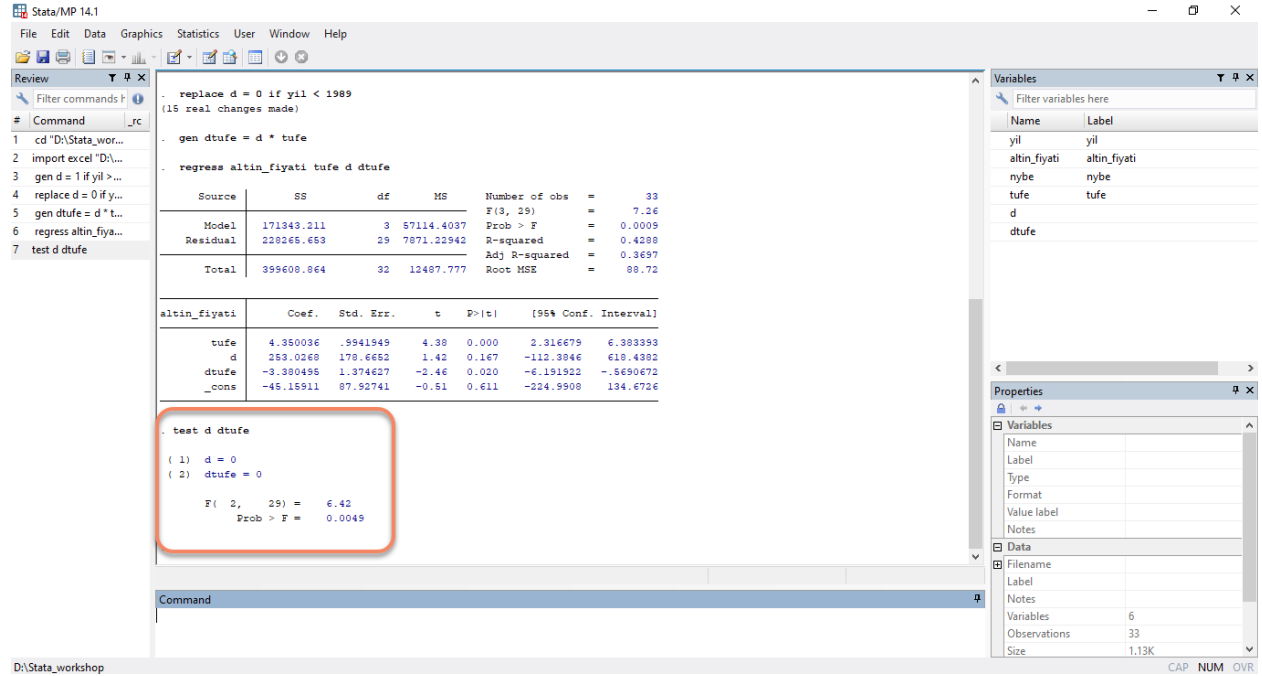
Name	Label
yıl	yıl
altın_fiyatı	altın_fiyatı
nybe	nybe
tufe	tufe
d	
dtufe	

The Properties window shows the following data summary:

Variable	Value
Variables	6
Observations	33
Size	1.13K

Şimdi her iki dönem için (1989 öncesi ve sonrası) katsayıların birbirine eşit olduğu H_0 test etmek için aşağıdaki kodu kullanabilirsiniz.

```
. test d dtufe
```



Hesaplanan F istatistiği görüleceği üzere $F(2, 29) = 6,42$ bulunmuştur. F tablo değeri ise $F_{0,05}(2, 29) = 3,33$ 'tür. $F_h > F_{tab}$ olduğundan %5 hata payı ile H_0 reddedilir. Aynı zamanda hesaplanan F istatistiğine ilişkin olasılık değeri $p = 0,0049$ bulunmuştur. Bu değer 0,05'ten küçük olduğu için her iki dönem için katsayıların eşit olduğu boş hipotezi reddedilir. Yani %5 hata payı ile iki dönem arasında yapısal farklılık vardır.

3 Çok Değişkenli Regresyon Analizi

Analiz birden fazla bağımsız değişken ile gerçekleşirse **çok değişkenli regresyon analizi** olarak adlandırılır. Bu bölümde yine EKK yöntemi kullanılarak çok değişkenli regresyon analizinin nasıl yapılacağı ve elde edilen Stata çıktıların nasıl yorumlanacağı anlatılacaktır. Ayrıca bir önceki bölümde stata çıktısı ayrıntılı bir şekilde tanıtıldığı için bu bölümde tekrardan stata çıktısı tanıtımı yapılmayacaktır.

3.1 Çok Değişkenli Regresyon Analizine İlişkin Stata Çıktısının Yorumlanması

Bu bölümde kullanılacak veri seti 1980-1998 dönemine ait ABD'de **M2 para talebi (m)**, **gayri safi yurtiçi hasıla (gsyh)**, **tüketici fiyat endeksi (tufe)**, **uzun dönem faiz oranı (udfo)** ve **kısa dönem faiz oranı (kdfo)** bilgilerini içermektedir.

Yine analize başlamadan önce çalışma klasörünüzü tanımlayınız ve veriyi Staya'ya aktarınız.

```
. cd "D:\Stata_workshop"
. import excel "D:\Stata_workshop\table_7_10.xls", sheet("Sayfa1") firstrow
```

Bağımlı değişkenin **m**, bağımsız değişkenlerin ise **gsyh** ve **kdfo** olduğu modeli EKK yöntemi ile tahmin ediniz. Aynı modeli **kdfo** yerine **udfo**'yu kullanarak yeniden tahmin ediniz. Fakat tahmin aşamasına geçmeden önce **m** ve **gsyh**'yi **tufe**'ye bölerek cari büyüklükleri reel büyüklüklere dönüştürünüz. Ardından modelin katsayılarında doğrusal olması için modele logaritmik dönüşüm uygulayınız.

m ve **gsyh**'yi reel hale dönüştürmek ve modelde kullanılacak değişkenlerin doğal logaritmasını almak için aşağıdaki kodları kullanabilirsiniz.

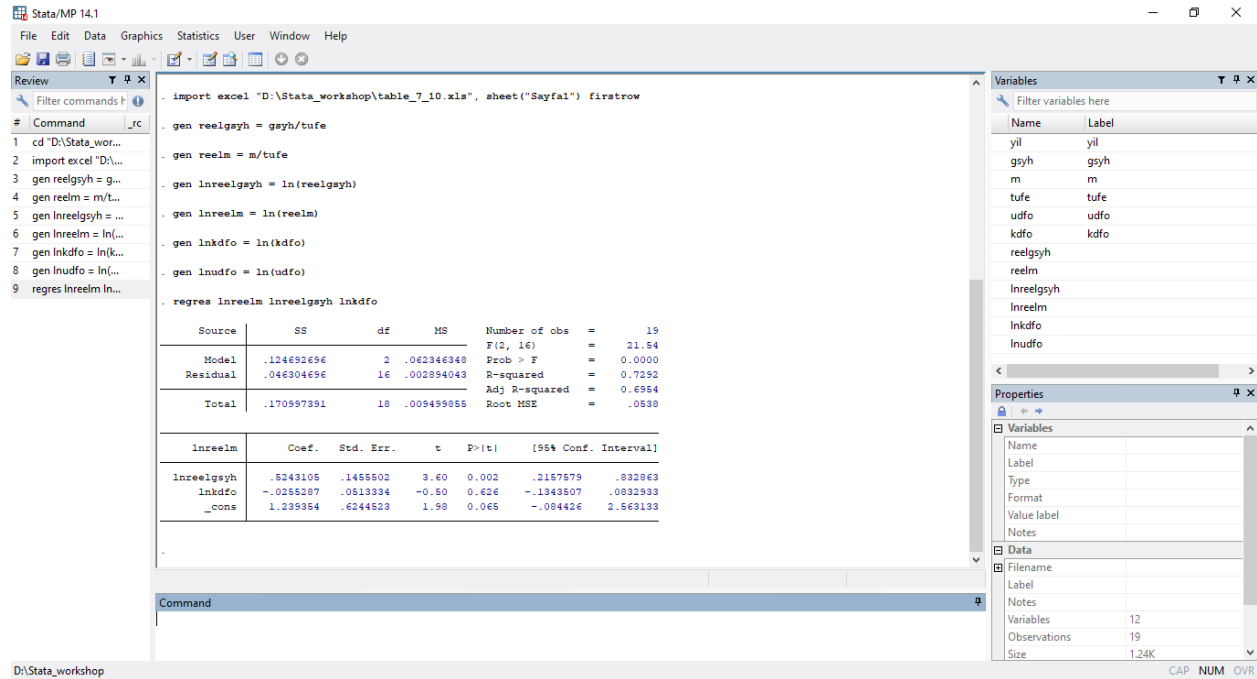
```

. gen reelgsyh = gsyh/tufe          /* Reel gsyh'yi oluşturduk */
. gen reelm = m/tufe                /* Reel m'yi oluşturduk */
. gen lnreelgsyh = ln(reelgsyh)     /* Reel gsyh'nin doğal logaritmasını aldık */
. gen lnreelm = ln(reelm)           /* Reel m'nin doğal logaritmasını aldık */
. gen lnkdfo = ln(kdfo)             /* kdfo'nun doğal logaritmasını aldık */
. gen lnudfo = ln(udfo)             /* udfo'nun doğal logaritmasını aldık */

```

Önce **lnreelgsyh**'nin ve **lnkdfo**'nun açıklayıcı değişken olarak kullanıldığı modeli tahmin ediniz.

```
. regress lnreelm lnreelgsyh lnkdfo
```



Yukarıda görüleceği üzere tahmin sonucu;

$$\hat{Y}_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t}$$

$$\lnreelm_t = 1,234 + 0,5243 \lnreelgsyh_t - 0,0255 \lnkdfo_t$$

bulunmuştur.

Modelin Değerlendirilmesi

Modelin bir bütün olarak anlamlı olup olmadığını değerlendirmek için kullanılan F istatistiği $F(2, 16) = 21,54$, F tablo değeri ise $F_{0,05}(2, 16) = 3,63$ bulunmuştur.

$$F_h(2, 16) = 21,54 > F_{0,05}(2, 16) = 3,63$$

olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Yani 0,05 hata payıyla modeldeki açıklayıcı değişkenlerin tümü birden bağımlı değişkeni açıklayabilmektedir.

F istatistiğine ilişkin olasılık değeri ise $p = 0,0000$ bulunmuştur. Bu olasılık değeri eğer 0,05'ten küçük ise modeldeki tüm katsayıların sıfıra eşit olduğu H_0 hipotezi reddedilir.

$$0,05 > p = 0,0000$$

olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Yine modeldeki açıklayıcı değişkenlerin tümünün birden bağımlı değişkeni açıklayabileceğini söyleyebiliriz.

R^2 'nin 0,7292'ye eşit olduğu görülmektedir. Bu, modelin %72,92'lik kısmının açıklayıcı değişkenler tarafından açıklandığı anlamına gelmektedir.

Katsayıların Yorumu

Modelin **sabit terimi** 1,234'tür. Diğer tüm açıklayıcı değişkenler sıfıra eşitken reel para talebi 1,234 değerini almaktadır.

Eğim katsayılarından biri olan **lnreelgsh** değişkeninin katsayısı 0,5243 bulunmuştur. Diğer tüm açıklayıcı değişkenler sabitken reel gsh'daki %1'lik artış reel para talebinde %0,5243'lük bir artışa neden olacaktır. Aynı zamanda bu katsayı para talebinin gelire göre esnekliğini vermektedir.

Diğer eğim katsayısı olan **lnkdfo**'nun katsayısı ise -0,0255'tir. Diğer tüm açıklayıcı değişkenler sabitken kdfo'daki %1'lik artış reel para talebinde %0,0255'lik bir azalışa neden olacaktır. Bu katsayı para talebinin kısa dönem faiz oranına göre esnekliğini vermektedir.

Not: Bu model çift taraflı logaritmik bir model olduğu için açıklayıcı değişkenlerdeki %'lik değişim bağımlı değişkende %'lik değişime neden olmaktadır.

Katsayıların İstatistiksel Olarak Anlamlılıklarının Değerlendirilmesi

Sabit terim için hesaplanan t istatistiğinin 1,98 olduğu görülmektedir. Hata payı %5 için ($\alpha = 0,05$) $t_{tab} = t_{\alpha/2, n-k} = t_{tab} = t_{0,025, 19-3} = t_{0,025, 16} = 2,12$ 'ye eşittir.

$$H_0 : \beta_0 = 0$$

$$H_1 : \beta_0 \neq 0$$

$|t_h| = 1,98 \leq |t_{tab}| = 2,11$ olduğundan H_0 kabul, H_1 hipotezi reddedilir. Yani %5 hata payıyla **sabit terim** istatistiksel olarak anlamlı değildir.

lnreelgsh değişkeninin katsayısına ilişkin için hesaplanan t istatistiği 3,60'tır. Yukarıda görüleceği üzere t_{tab} değeri 2,12 bulunmuştur.

$$H_0 : \beta_1 = 0$$

$$H_1 : \beta_1 \neq 0$$

$|t_h| = 3,60 > |t_{tab}| = 2,12$ olduğundan H_0 ret, H_1 hipotezi kabul edilir. Yani %5 hata payıyla **lnreelgsh** değişkeninin bağımlı değişken **lnreelm**'yi açıklamakta istatistiki olarak anlamlı katkısı vardır.

lnkdfo değişkeninin katsayısına ilişkin hesaplanan t istatistiği -0,50'ye eşitken t_{tab} değeri 2,12'dir.

$$H_0 : \beta_2 = 0$$

$$H_1 : \beta_2 \neq 0$$

$|t_h| = 0,50 \leq |t_{tab}| = 2,11$ olduğundan H_0 kabul, H_1 hipotezi reddedilir. Yani %5 hata payıyla **lnkdfo** bağımlı değişken **lnreelm**'yi açıklamakta istatistiki bakımdan anlamlı değildir.

Sabit ve eğim katsayılarının istatistiksel olarak anlamlılıklarının test edilmesinin diğer yolu bu katsayılarla ilişkin olasılık değerlerinin %5 hata payına göre değerlendirilmesidir. Bu bağlamda **sabit terim** ve **lnkdf0** değişkeninin katsayısına ilişkin olasılık değerleri sırası ile 0,065 ve 0,626 bulunmuştur. Her iki olasılık değeri 0,05'ten büyük olduğu için bu katsayılar istatistiki bakımdan anlamlı değildir. **lnreelgsyh** değişkeninin katsayısına ilişkin olasılık değeri ise 0,002 bulunmuştur ve bu değer 0,05'ten küçük olduğu için **lnreelgsyh** değişkeninin bağımlı değişken **lnreelm**'yi açıklamakta istatistiki olarak anlamlı katkısı vardır.

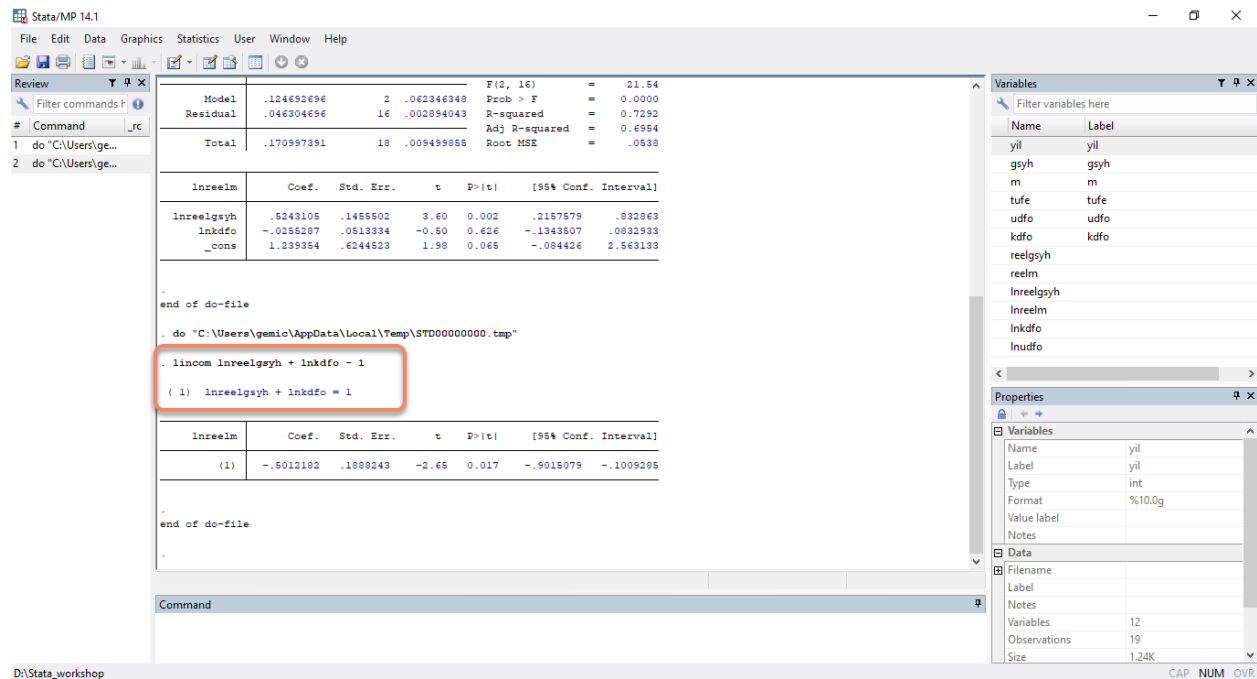
Çok değişkenli regresyon analizinde karşımıza çıkabilecek olası bir durum ise katsayıların doğrusal birleşimlerinin test edilmek istenmesidir. Örneğin **lnreelgsy** ve **lnkdfo**'nun katsayılarının toplamının 1'e eşit olup olmadığını test etmek isterseniz boş ve alternatif hipotez aşağıdaki gibi olacaktır.

$$H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 1$$

$$H_1 : \beta_1 + \beta_2 \neq 1$$

Stata’da bu hipotezi test etmek için aşağıdaki kodu kullanabilirsiniz.

```
. lincom lnreelgysh + lnkdfo - 1
```



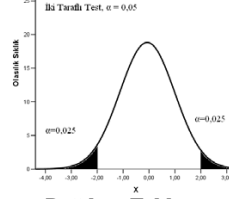
göreceği üzere hesaplanan t istatistiği $t_h = -2,65$ bulunmuştur. $\alpha = 0,05$ için $t_{tab} = t_{\alpha/2, n-k} = t_{tab} = t_{0,025, 19-3} = t_{0,025, 16} = 2,09$ 'dur.

$|t_h| > |t_{tab}|$ olduğu için H_0 ret, H_1 hipotezi kabul edilir. Yani **lnreelgsyh** ve **lnkdfo**'nun katsayıları toplamı 1'e eşit değildir.

Alıştırma 2: Bu model için Jarque-Bera ve Chow testlerini yapınız.

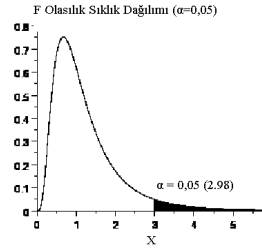
4 Ek

4.1 F ve t Dağılım Tabloları



t Dağılımı Tablosu

n-k	0.10	0.05	0.025	0.01	0.005	0.001
1	3.078	6.314	12.706	31.821	63.657	318.313
2	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925	22.327
3	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841	10.215
4	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604	7.173
5	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032	5.893
6	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707	5.208
7	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499	4.782
8	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355	4.499
9	1.383	1.833	2.262	2.821	3.250	4.296
10	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169	4.143
11	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106	4.024
12	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055	3.929
13	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012	3.852
14	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977	3.787
15	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947	3.733
16	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921	3.686
17	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898	3.646
18	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878	3.610
19	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861	3.579
20	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845	3.552
21	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831	3.527
22	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819	3.505
23	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807	3.485
24	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797	3.467
25	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787	3.450
26	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779	3.435
27	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771	3.421
28	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763	3.408
29	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756	3.396
30	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750	3.385
31	1.309	1.696	2.040	2.453	2.744	3.375
32	1.309	1.694	2.037	2.449	2.738	3.365
33	1.308	1.692	2.035	2.445	2.733	3.356
34	1.307	1.691	2.032	2.441	2.728	3.348
35	1.306	1.690	2.030	2.438	2.724	3.340
36	1.306	1.688	2.028	2.434	2.719	3.333
37	1.305	1.687	2.026	2.431	2.715	3.326
38	1.304	1.686	2.024	2.429	2.712	3.319
39	1.304	1.685	2.023	2.426	2.708	3.313
40	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704	3.307
50	1.299	1.676	2.009	2.403	2.678	3.261
60	1.296	1.671	2.000	2.390	2.660	3.232
80	1.292	1.664	1.990	2.374	2.639	3.195
100	1.290	1.660	1.984	2.364	2.626	3.174
∞	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576	3.090



F Dağılımı: 5% Anlamlılık düzeyi ve N1 Pay, N2 Payda Serbestlik Dereceli

N2↓ N1→	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	161.45	199.50	215.71	224.58	230.16	233.99	236.77	238.88	240.54	241.88
2	18.51	19.00	19.16	19.25	19.30	19.33	19.35	19.37	19.39	19.40
3	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.89	8.85	8.81	8.79
4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04	6.00	5.96
5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82	4.77	4.74
6	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	4.10	4.06
7	5.59	4.74	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.73	3.68	3.64
8	5.32	4.46	4.07	3.84	3.69	3.58	3.50	3.44	3.39	3.35
9	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37	3.29	3.23	3.18	3.14
10	4.97	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07	3.02	2.98
11	4.84	3.98	3.59	3.36	3.20	3.10	3.01	2.95	2.90	2.85
12	4.75	3.89	3.49	3.26	3.11	3.00	2.91	2.85	2.80	2.75
13	4.67	3.81	3.41	3.18	3.03	2.92	2.83	2.77	2.71	2.67
14	4.60	3.74	3.34	3.11	2.96	2.85	2.76	2.70	2.65	2.60
15	4.54	3.68	3.29	3.06	2.90	2.79	2.71	2.64	2.59	2.54
16	4.49	3.63	3.24	3.01	2.85	2.74	2.66	2.59	2.54	2.49
17	4.45	3.59	3.20	2.97	2.81	2.70	2.61	2.55	2.49	2.45
18	4.41	3.56	3.16	2.93	2.77	2.66	2.58	2.51	2.46	2.41
19	4.38	3.52	3.13	2.90	2.74	2.63	2.54	2.48	2.42	2.38
20	4.35	3.49	3.10	2.87	2.71	2.60	2.51	2.45	2.39	2.35
21	4.33	3.47	3.07	2.84	2.69	2.57	2.49	2.42	2.37	2.32
22	4.30	3.44	3.05	2.82	2.66	2.55	2.46	2.40	2.34	2.30
23	4.28	3.42	3.03	2.80	2.64	2.53	2.44	2.38	2.32	2.28
24	4.26	3.40	3.01	2.78	2.62	2.51	2.42	2.36	2.30	2.26
25	4.24	3.39	2.99	2.76	2.60	2.49	2.41	2.34	2.28	2.24
26	4.23	3.37	2.98	2.74	2.59	2.47	2.39	2.32	2.27	2.22
27	4.21	3.35	2.96	2.73	2.57	2.46	2.37	2.31	2.25	2.20
28	4.20	3.34	2.95	2.71	2.56	2.45	2.36	2.29	2.24	2.19
29	4.18	3.33	2.93	2.70	2.55	2.43	2.35	2.28	2.22	2.18
30	4.17	3.32	2.92	2.69	2.53	2.42	2.33	2.27	2.21	2.17
31	4.16	3.31	2.91	2.68	2.52	2.41	2.32	2.26	2.20	2.15
32	4.15	3.30	2.90	2.67	2.51	2.40	2.31	2.24	2.19	2.14
33	4.14	3.29	2.89	2.66	2.50	2.39	2.30	2.24	2.18	2.13
34	4.13	3.28	2.88	2.65	2.49	2.38	2.29	2.23	2.17	2.12
35	4.12	3.27	2.87	2.64	2.49	2.37	2.29	2.22	2.16	2.11
36	4.11	3.26	2.87	2.63	2.48	2.36	2.28	2.21	2.15	2.11
37	4.11	3.25	2.86	2.63	2.47	2.36	2.27	2.20	2.15	2.10
38	4.10	3.25	2.85	2.62	2.46	2.35	2.26	2.19	2.14	2.09
39	4.09	3.24	2.85	2.61	2.46	2.34	2.26	2.19	2.13	2.08
40	4.09	3.23	2.84	2.61	2.45	2.34	2.25	2.18	2.12	2.08
50	4.03	3.18	2.79	2.56	2.40	2.29	2.20	2.13	2.07	2.03
60	4.00	3.15	2.76	2.53	2.37	2.25	2.17	2.10	2.04	1.99
80	3.96	3.11	2.72	2.49	2.33	2.21	2.13	2.06	2.00	1.95
100	3.94	3.09	2.70	2.46	2.31	2.19	2.10	2.03	1.98	1.93

F Dağılımı (Devam)

N2\N1→	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1	242.98	243.91	244.69	245.36	245.95	246.46	246.92	247.32	247.7	248.0
2	19.41	19.41	19.42	19.42	19.43	19.43	19.44	19.44	19.44	19.45
3	8.76	8.75	8.73	8.72	8.70	8.69	8.68	8.68	8.67	8.66
4	5.94	5.91	5.89	5.87	5.86	5.84	5.83	5.82	5.81	5.80
5	4.70	4.68	4.66	4.64	4.62	4.60	4.59	4.58	4.57	4.56
6	4.03	4.00	3.98	3.96	3.94	3.92	3.91	3.90	3.88	3.87
7	3.60	3.58	3.55	3.53	3.51	3.49	3.48	3.47	3.46	3.45
8	3.31	3.28	3.26	3.24	3.22	3.20	3.19	3.17	3.16	3.15
9	3.10	3.07	3.05	3.03	3.01	2.99	2.97	2.96	2.95	2.94
10	2.94	2.91	2.89	2.87	2.85	2.83	2.81	2.80	2.79	2.77
11	2.82	2.79	2.76	2.74	2.72	2.70	2.69	2.67	2.66	2.65
12	2.72	2.69	2.66	2.64	2.62	2.60	2.58	2.57	2.56	2.54
13	2.64	2.60	2.58	2.55	2.53	2.52	2.50	2.48	2.47	2.46
14	2.57	2.53	2.51	2.48	2.46	2.45	2.43	2.41	2.40	2.39
15	2.51	2.48	2.45	2.42	2.40	2.39	2.37	2.35	2.34	2.33
16	2.46	2.43	2.40	2.37	2.35	2.33	2.32	2.30	2.29	2.28
17	2.41	2.38	2.35	2.33	2.31	2.29	2.27	2.26	2.24	2.23
18	2.37	2.34	2.31	2.29	2.27	2.25	2.23	2.22	2.20	2.19
19	2.34	2.31	2.28	2.26	2.23	2.22	2.20	2.18	2.17	2.16
20	2.31	2.28	2.25	2.23	2.20	2.18	2.17	2.15	2.14	2.12
21	2.28	2.25	2.22	2.20	2.18	2.16	2.14	2.12	2.11	2.10
22	2.26	2.23	2.20	2.17	2.15	2.13	2.11	2.10	2.08	2.07
23	2.24	2.20	2.18	2.15	2.13	2.11	2.09	2.08	2.06	2.05
24	2.22	2.18	2.16	2.13	2.11	2.09	2.07	2.05	2.04	2.03
25	2.20	2.17	2.14	2.11	2.09	2.07	2.05	2.04	2.02	2.01
26	2.18	2.15	2.12	2.09	2.07	2.05	2.03	2.02	2.00	1.99
27	2.17	2.13	2.10	2.08	2.06	2.04	2.02	2.00	1.99	1.97
28	2.15	2.12	2.09	2.06	2.04	2.02	2.00	1.99	1.97	1.96
29	2.14	2.10	2.08	2.05	2.03	2.01	1.99	1.97	1.96	1.95
30	2.13	2.09	2.06	2.04	2.02	2.00	1.98	1.96	1.95	1.93
31	2.11	2.08	2.05	2.03	2.00	1.98	1.97	1.95	1.93	1.92
32	2.10	2.07	2.04	2.02	1.99	1.97	1.95	1.94	1.92	1.91
33	2.09	2.06	2.03	2.00	1.98	1.96	1.94	1.93	1.91	1.90
34	2.08	2.05	2.02	2.00	1.97	1.95	1.93	1.92	1.90	1.89
35	2.08	2.04	2.01	1.99	1.96	1.94	1.92	1.91	1.89	1.88
36	2.07	2.03	2.00	1.98	1.95	1.93	1.92	1.90	1.88	1.87
37	2.06	2.03	2.00	1.97	1.95	1.93	1.91	1.89	1.88	1.86
38	2.05	2.02	1.99	1.96	1.94	1.92	1.90	1.88	1.87	1.85
39	2.04	2.01	1.98	1.95	1.93	1.91	1.89	1.88	1.86	1.85
40	2.04	2.00	1.97	1.95	1.92	1.90	1.89	1.87	1.85	1.84
50	1.99	1.95	1.92	1.90	1.87	1.85	1.83	1.81	1.80	1.78
60	1.95	1.92	1.89	1.86	1.84	1.82	1.80	1.78	1.76	1.75
80	1.91	1.88	1.85	1.82	1.79	1.77	1.75	1.73	1.72	1.70
100	1.89	1.85	1.82	1.79	1.77	1.75	1.73	1.71	1.69	1.68