

## GİRİŞ

Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de orta vadede, dış ticaret açığını etkileyen makroekonomik faktörlerin belirlenmesi ve bu faktörler üzerinden temel ekonometrik sınamaların evIEWS programı aracılığı ile uygulamalı olarak gerçekleştirilmesidir.

Bu amaç doğrultusunda, birinci bölümde, öncelikle dış ticaret açığını etkileyen makroekonomik faktörlerin neler olabileceği üstünde durulacaktır. Bu bölümde, genel olarak cari işlemler açığı ve diğer makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkinin yapısı belirlenecektir. Ayrıca, yine bu bölümde, çalışmanın ileri safhalarında kuracağımız model için gerekli bağımsız değişkenlerin neler olabileceği de tartışılacaktır.

İkinci bölümde, dış ticaret açığına dair çoklu doğrusal model kurma çalışması yapılacaktır. Bu amaçla, bağımsız değişkenlerin tespiti ve model türlerinin tahmini konusunda çalışmaya yol göstermesi beklenen granger nedensellik testlerinden ve serpilme diyagramı yorumlarından faydalanılacaktır. Bu bölümde ayrıca nihai modelin istatistiksel varsayımları sağlayıp sağlamadığı üzerinde de durulacaktır.

Üçüncü bölümde gecikmeli model denemleri yapılacaktır. Bu bağlamda, birincil olarak, gecikmesi dağıtılmış regresyon modeli kurulacaktır. Hemen sonrasında Koyck ve Almonun gecikmeli model yaklaşımlarına değinilip, mevcut yöntemlerden faydalanarak model kurma çalışmaları tekrarlanacaktır.

Dördüncü bölümde, diğer sınama ve testler başlığı altında, gölge değişken ve trend değişkeni eklenmiş modeller denenecektir. Ayrıca bu bölümde ARCH-LM testi, Chow testi ve durağanlık sınamaları yapılacaktır.

Beşinci bölümde ABHO (Ardışık Bağılanımlı Hareketli Ortalama) modeli kurma çalışmaları yapılacaktır. Bu amaçla öncelikle kologram çizimleri yapılacaktır. Yapılan kologram

izimlerinden hareketle AB ve HO mertebeleri tahmin edilecek ve bu tahminlerin ışığında ABHO model denemeleri yapılacaktır.

Altıncı bölümde ise tüm alıřma boyunca edinilmiş bulgular özet halinde sunulacaktır.

## BÖLÜM 1

Bu bölümde öncelikle dış ticaret açığını belirleyen makroekonomik faktörlerin neler olabileceği tartışılacaktır. Yapılan tartışmaların sonunda ise ileride kurulacak modellerde bağımsız değişken olarak kullanabileceğimiz değişkenler tespit edilecektir.

### 1.1 Dış Ticaret Açığını Belirleyen Makroekonomik Faktörlerin Belirlenmesi :

Türkiye Ekonomisi'nde özellikle son yıllarda sıkça gündeme gelen ve en çok tartışılan konuların başında cari açık sorunu gelmektedir. Bunun başlıca nedeni, cari dengenin ekonominin en önemli ve hassas bileşenlerinden biri olduğu yönündeki genel kabuldür. Diğer bir ifade ile ödemeler dengesi ülke ekonomisinin aynası durumundadır. Cari dengeyi belirleyen dinamiklerin analizi, özünde bir ülkenin cari açık ve dış borç sürdürülebilirliği ile sermaye hareketleri özellikle sıcak para olarak da sıkça vurgulanan kısa vadeli sermaye hareketlerine ilişkin tartışmalarla doğrudan ilgilidir. Ayrıca cari açığın, özellikle gelişmekte olan ülke ekonomilerinde son yıllarda yaşanan döviz ve / veya finansal kaynaklı krizlerin en önemli tetikleyicileri arasında kabul edilmesi, konunun güncelliği ile önemini artırmaktadır.

### 1. 2 Cari İşlemler Açığı ve Diğer Makroekonomik Göstergeler Arasındaki Kurumsal İlişkinin Belirlenmesi :

Cari açık ile ilişkili en önemli makroekonomik göstergelerden biri bütçe açığıdır. Bütçe açığı ile cari işlemler açığı arasındaki ilişkinin teorik temelini milli gelir özdeşlikleri yansıtmaktadır buna göre:

$$MG = C + I + G + X - M = C + S + T \quad (1)$$

(1) numaralı eşitlik durumunda milli gelir akımına katkılar ile milli gelir akımından sızıntılar birbirine eşit olacaktır.

$$I + G + X = S + T + M \quad (2)$$

Burada C tüketim harcamalarını, I yatırım harcamalarını, G devletin mal ve hizmet alımlarını, X mal ve hizmet ihracatını, M mal ve hizmet ithalatını, S tasarrufları, T ise vergileri ifade etmektedir. (2) no lu özdeşlikten hareketle, bütçe açığı ile ticari açık arasındaki ilişkiyi şu şekilde belirtmek mümkündür:

$$X - M = (T - G) + (S - I) \quad (3)$$

$$TD = BD + SD \quad (4)$$

Burada TD mal ve hizmet ihracatı ile ithalatı arasındaki farkı yansıtan cari işlemler açığını, BD kamu gelirleri ile kamu harcamaları arasındaki farkı yansıtan bütçe açığını ve SD özel kesim tasarrufları ile yatırımları arasındaki farkı yansıtan tasarruf açığını temsil etmektedir. (3) numaralı özdeşlik, iki taraf arasındaki eşitliği göstermektedir. Özdeşliğin sol tarafında ticari açık, sağ tarafında bütçe ve tasarruf açıkları yer almaktadır. Açıklar arasındaki ilişkinin belirlenebilmesi, çift yönlü bir analizin yapılmasını gerektirmektedir. Bu analizlerden en çok kullanılanı da ikiz açık olarak isimlendirilen bütçe açığı ile ticari açık arasındaki ilişkidir. Keynesyen görüş, iki açık arasındaki ilişkiyi şu şekilde açıklar: Esnek döviz kuru ve sermaye hareketliliğinin geçerli olduğu bir ekonomide, kamu harcamalarının artması ulusal tasarrufları azaltacaktır. Ulusal tasarrufların azalması ise faiz oranlarını yükseltecektir. Faiz oranlarının yükselmesi, dış yatırımcıları çekerek ulusal paraya değer kazandıracaktır. Daha değerli hale gelen ulusal para ise ihracat aleyhine cari işlemler dengesinin bozulmasına neden olacak ve ticaret açığı meydana gelecektir. (Kamu harcamalarının artmasına bağlı olarak oluşan bütçe açığının cari işlemler dengesini olumsuz yönde etkilediği bu duruma “ikiz açık” adı verilmektedir). Kamu harcamalarının ve ticaret açığının artması ise ödemeler dengesini olumsuz yönde etkileyecektir.

Bir ülkenin ödemeler bilançosuna üç temel teorik yaklaşım vardır. Bunlardan birincisi esneklikler yaklaşımıdır. Bu yaklaşıma göre döviz kuru dış dengeyi belirleyen temel unsurdur ve dış açıkların giderilmesinde kur ayarlamaları etkili bir politika aracıdır. İkinci yaklaşım Keynesyen ikiz açık yaklaşımıdır. Bu yaklaşıma göre bütçe açıkları veya fazlaları dış dengeyi belirlemektedir ve dış açıkların kapatılmasında maliye politikası etkili bir politikadır. Üçüncü Yaklaşım Parasalcı yaklaşımıdır. Bu yaklaşıma göre ise cari açığın sebebi aşırı para arzıdır ve para politikası cari açıkları kapatmada en etkili iktisat politikasıdır.

Buna göre kurulacak modelde şu değişkenler olabilir:

- Faiz oranları
- Enflasyon oranı
- Kamu açıkları
- İthalat ve ihracat rakamları
- Gsyih değerleri
- Bütçe açığı / gsmh
- Döviz kuru

## **BÖLÜM 2**

Bu bölümde öncelikle granger nedensellik testini kullanarak daha sonra da nitel sınamalardan ( grafiksel gösterimlerden ) yararlanarak modelimizin bağımsız değişkenleri ve türü belirlenecektir. Daha sonrada ortaya çıkan modellerin test istatistikleri karşılaştırmalı ve tekil olarak kısaca yorumlanacaktır. Mevcut karşılaştırma ve yorumlardan hareketle bağımlı değişkenimizi açıklayan en uygun model belirlenecektir. Hemen ardından belirlenen modelin sabit varyans, çoklu doğrusallık, ardışık bağımlılık varsayımlarını sağlayıp sağlamadığı araştırılacaktır.

## 2.1. Granger Nedensellik Testleri:

Bu bölümde daha önce belirlediğimiz bağımsız değişkenlerle bağımlı değişkenimiz olan dış ticaret açığı arasındaki nedensellik ilişkileri granger nedensellik testi yardımıyla incelenmiştir. Eviews programı aracılığı ile yapılan test sonuçları aşağıdaki gibidir.

### Pairwise Granger Causality Tests

Date: 12/29/07 Time: 12:26

Sample: 1982 2005

Lags: 2

Null Hypothesis:	Sıra	F-Statistic	Probability
1. ACIK_GSMH does not Granger Cause DIS_TICARET_ACIK	1	135.685	0.28398
DIS_TICARET_ACIK does not Granger Cause ACIK_GSMH		100.255	0.00133
2. BUTCE_ACIK does not Granger Cause DIS_TICARET_ACIK	2	599.071	0.01073
DIS_TICARET_ACIK does not Granger Cause BUTCE_ACIK		0.28391	0.75633
3. DOLAR_ALIM does not Granger Cause DIS_TICARET_ACIK	3	514.970	0.01784
DIS_TICARET_ACIK does not Granger Cause DOLAR_ALIM		540.036	0.01529
4. DOLAR_SATIM does not Granger Cause DIS_TICARET_ACIK	4	514.803	0.01786
DIS_TICARET_ACIK does not Granger Cause DOLAR_SATIM		540.335	0.01526
5. ENFLASYON does not Granger Cause DIS_TICARET_ACIK	5	0.48933	0.62141

DIS_TICARET_ACIK does not Granger Cause ENFLASYON		109.624	0.35662
6. FAIZ_ORANI does not Granger Cause DIS_TICARET_ACIK	6	0.79192	0.46899
DIS_TICARET_ACIK does not Granger Cause FAIZ_ORANI		0.17187	0.84354
7. GELIR_BUTCE does not Granger Cause DIS_TICARET_ACIK	7	495.185	0.02020
DIS_TICARET_ACIK does not Granger Cause GELIR_BUTCE		186.739	0.18487
8. GIDER_BUTCE does not Granger Cause DIS_TICARET_ACIK	8	594.174	0.01105
DIS_TICARET_ACIK does not Granger Cause GIDER_BUTCE		453.091	0.02647
9. GSMH_DEF_ does not Granger Cause DIS_TICARET_ACIK	9	569.178	0.01282
DIS_TICARET_ACIK does not Granger Cause GSMH_DEF_		687.163	0.00650
10. IHRACAT does not Granger Cause DIS_TICARET_ACIK	10	122.524	0.00051
DIS_TICARET_ACIK does not Granger Cause IHRACAT		383.639	0.04217
11. IHRACAT_ does not Granger Cause DIS_TICARET_ACIK	11	262.062	0.10185
DIS_TICARET_ACIK does not Granger Cause IHRACAT_		0.19430	0.82521
12. ITHALAT does not Granger Cause DIS_TICARET_ACIK	12	122.524	0.00051
DIS_TICARET_ACIK does not Granger Cause ITHALAT		231.174	1.4E-05
13. ITHALAT_ does not Granger Cause DIS_TICARET_ACIK	13	0.23465	0.79337
DIS_TICARET_ACIK does not Granger Cause ITHALAT_		0.08832	0.91588

İlgili nedensellik analizlerimize sıra ile değinecek olursak:

**Birinci durum için,** bütçe açığı / gsmh oranı bağımsız değişkenimiz, bağımlı değişkenimiz olan dış ticaret açığının 0,05 anlamlılık seviyesinde nedeni olmadığı görülmektedir. İlgili analizde  $p = 0,28398$  çıkmış olup 0,05 den büyüktür. Bu durumda “ $H_0$ : Bütçe açığı / gsmh dış ticaret açığının nedeni değildir.” şeklindeki hipotezi kabul ederiz. Diğer taraftan dış ticaret açığının, bütçe açığı/gsmh oranının nedeni olduğu %5 ve %1 anlamlılık seviyelerinde söylenebilir.

**İkinci durum için,** bütçe açığı bağımsız değişkenimizin bağımlı değişkenimizin nedeni olduğu görülmektedir ( $p=0,01<0,05$ ). Bu durumda bütçe açığının dış ticaret açığının nedeni olmadığı yönündeki  $H_0$  hipotezini red ederiz. Bu durumda bütçe açığının dış ticaret açığının granger nedeni olduğu söylenebilir. Diğer taraftan dış ticaret açığının bütçe açığının granger nedeni olduğu söylenemez. Sınama için hesaplanana ilgili p değeri 0,75 olup %5 ve %1 anlamlılık seviyelerinden büyüktür.

**Üçüncü durum için,** dolar alım ve dış ticaret açığı arasında çift taraflı bir nedensellik olduğu görülmektedir. Bu durumda bu değişkenimizi modelde bulundurmamak sakıncalı olabilir.

**Dördüncü durum için,** dolar satım ve dış ticaret açığı arasında çift taraflı bir nedensellik olduğu görülmektedir. Bu durumda bu değişkenimizi modelde bulundurmamak sakıncalı olabilir.

**Beşinci durum için,** enflasyon-dış ticaret açığı veya dış ticaret açığı-enflasyon arasında herhangi bir nedensellik görülmemektedir.

**Altıncı durum için,** faiz oranı- dış ticaret açığı veya dış ticaret açığı-faiz oranı arasında herhangi bir nedensellik görülmemektedir.

**Yedinci durum için,** bütçe gelirlerinin dış ticaret açığının sebebi olduğu fakat tam tersinin yani dış ticaret açığının bütçe gelirlerinin sebebi olmadığı görülmektedir.

**Sekizinci durum için,** bütçe giderleri ile dış ticaret açığının karşılıklı olarak birbirlerinin sebepleri olduğunu görmekteyiz.

**Dokuzuncu durum için,** gsmh ile dış ticaret açığının karşılıklı olarak birbirlerinin sebepleri olduğunu görmekteyiz



**Onuncu durum için,** ihracatın 0.05 ve 0,01 anlamlık düzeyinde dış ticaret açığının nedeni olduğunu görüyoruz. 0,05 anlamlık düzeyinde dış ticaret açığı da ihracatın nedenidir. Fakat 0,01 anlamlılık düzeyinde dış ticaret açığı ihracatın nedeni değildir. Dolayısıyla 0,01 anlamlılık düzeyince nedensellik ilişkisi ihracattan dış ticaret açığına doğru tek yönlüdür.

**On birinci durum için,** ihracattaki % değişme ile bağımlı değişkenimiz arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi gözükmemektedir.

**On ikinci durum için,** ithalattan bağımlı değişkenimize doğru 0,01 ve 0,05 anlamlılık seviyelerinde tek taraflı bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir.

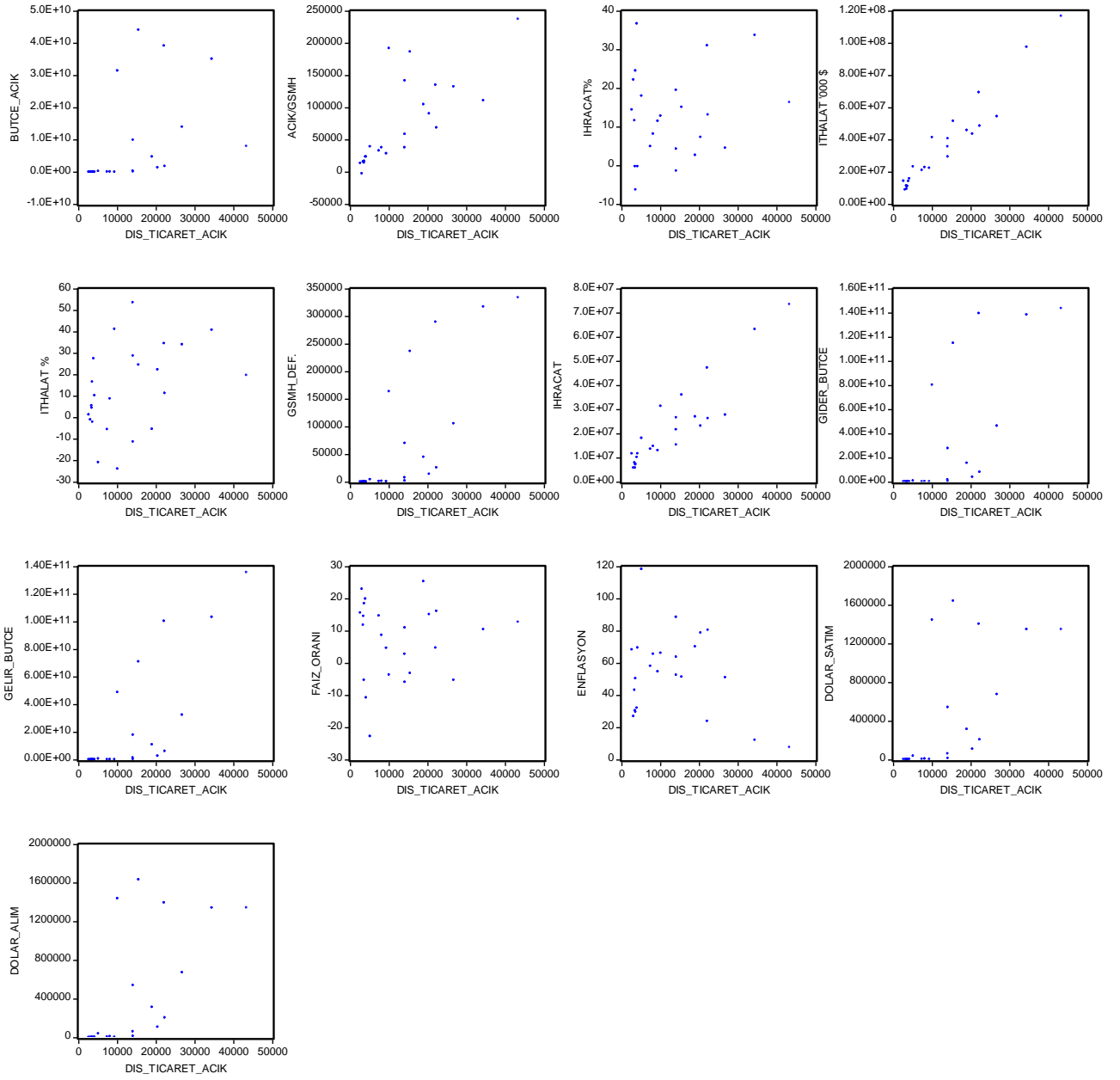
**On üçüncü durum için,** ithalattaki % değişim ile bağımlı değişkenimiz arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır.

*Daha önce belirlenmiş bağımsız değişkenlerden, bağımlı değişkenimiz olan dış ticaret açığına doğru olan tek taraflı ve anlamlı nedensellik ilişkileri kırmızı ile gösterilmiştir. Bu değişkenler model kurma çalışmamızda da kullanılacaktır.*

## **2.2. Serpilme Diyagramları :**

Serpilme diyagramları bağımsız değişkenlerle bağımlı değişken arasında ilişkinin yönün belirlenmesinde önemli rol oynamaktadır.Serpilme diyagramı çizimleri bağımlı değişkenle bağımsız değişkenler arasında lineer ve non-lineer ilişkileri net biçimde araştırmacılara sunabilmektedir.Değişkenlerimize dair yapılan serpilme diyagramı çizimleri aşağıdaki gibidir:

Tablo 2.2.1 Serpilme Diyagramları





Şekilde gösterilen grafikler her bir bağımsız değişken ile bağımlı değişkenimiz-dış ticaret açığı arasında nasıl bir ilişki olabileceği arasında bize şu şekilde ipucu vermektedir:

- Bütçe açığı ile dış ticaret açığı arasında zayıf polinomial bir ilişki olabilir.
- Açık / gsmh ile dış ticaret açığı arasında zayıf polinomial veya doğrusal bir ilişki olabilir.
- İhracattaki % değişme ile dış ticaret açığı arasında ancak zayıf üstel bir ilişki olabilir.
- İthalat ile dış ticaret açığı arasında güçlü bir doğrusal ilişki olabilir.
- İthalat ile dış ticaret açığı arasında ancak zayıf kuadratik veya zayıf üstel ilişki olabilir.
- Gsmh\_def ile dış ticaret açığı arasında polinomial bir ilişki olabilir.
- İhracat ile dış ticaret açığı arasında doğrusal bir ilişki olabilir.
- Gelir\_bütçe ile dış ticaret açığı arasında polinomial bir ilişki olabilir.
- Gider\_bütçe ile dış ticaret açığı arasında polinomial bir ilişki olabilir.
- Faiz oranı ile dış ticaret açığı arasında bir ilişki gözükmemektedir.
- Enflasyon ile dış ticaret açığı arasında zayıf kuadratik veya negatif doğrusal bir ilişki olabilir.
- Dolar\_satım ve dolar\_alım ile dış ticaret açığı arasında polinomial bir ilişki olabilir.

### 2.3 Model Tahminleri

Bu bölümde Granger nedensellik testi ve grafiklerden yararlanarak doğrusal model denemeleri yapılacaktır. Model kurma çalışmalarında durağanlık ve trend göz ardı edilmiştir.

### 2.3.1 Granger Nedensellik Testinden hareketle Kurulan Model:

Granger nedensellik testinden hareketle kurulan model aşağıdaki gibidir. Buradaki bağımsız değişkenler, daha önce yaptığımız granger testinde bağımlı değişkenimiz dış ticaret açığı ile tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunan değişkenlerdir. (İlgili analiz çıktılarında kırmızı ile gösterilmiştir.)

**Tablo 2.3.1** Granger Nedensellik Testinden Hareketle Kurulan Model

Equation: GRANGERSAGORE Workfile: GÖNDERİLEN SO...				
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids				
Dependent Variable: DIS_TICARET_ACIK				
Method: Least Squares				
Date: 12/29/07 Time: 13:32				
Sample: 1982 2005				
Included observations: 24				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BUTCE_ACIK	-3.88E-08	4.61E-08	-0.840578	0.4105
GELIR_BUTCE	-1.05E-07	3.07E-08	-3.437529	0.0026
ITHALAT	0.000523	3.55E-05	14.73661	0.0000
C	-3017.770	925.6714	-3.260087	0.0039
R-squared	0.972489	Mean dependent var	13088.23	
Adjusted R-squared	0.968362	S.D. dependent var	10818.20	
S.E. of regression	1924.228	Akaike info criterion	18.11345	
Sum squared resid	74053091	Schwarz criterion	18.30979	
Log likelihood	-213.3614	F-statistic	235.6611	
Durbin-Watson stat	2.482965	Prob(F-statistic)	0.000000	

Mevcut modelde bütçe açığı hariç değişkenlerimiz 0,01 ve 0,05 anlamlılık düzeylerinde anlamlı çıkmıştır.  $R^2$  istatistiği ise 0,97 ile hayli yüksek çıkmıştır. Bütçe açığı değişkenini modelden çıkarttığımızda ise 2 numaralı şu modeli elde ediyoruz;

### 2.3.2 Granger Nedensellik Testinden Hareketle Kurulan İkinci Model :

**Tablo 2.3.2** Granger Nedensellik Testinden Hareketle Kurulan İkinci Model

Equation: GRANGERS2ANLAMLI Workfile: GÖNDERİ...				
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids				
Dependent Variable: DIS_TICARET_ACIK				
Method: Least Squares				
Date: 12/29/07 Time: 13:33				
Sample: 1982 2005				
Included observations: 24				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ITHALAT	0.000533	3.34E-05	15.97335	0.0000
GELIR_BUTCE	-1.22E-07	2.34E-08	-5.220277	0.0000
C	-3303.860	854.7957	-3.865087	0.0009
R-squared	0.971517	Mean dependent var	13088.23	
Adjusted R-squared	0.968804	S.D. dependent var	10818.20	
S.E. of regression	1910.738	Akaike info criterion	18.06483	
Sum squared resid	76669280	Schwarz criterion	18.21209	
Log likelihood	-213.7780	F-statistic	358.1426	
Durbin-Watson stat	2.482539	Prob(F-statistic)	0.000000	

Model gerek katsayılar ve bütününde hayli anlamlı çıkmıştır. İstatistiksel olarak kullanımında herhangi bir sakınca bulunmamaktadır. Modelin nihai olarak kullanıp kullanılmayacağı ise diğer modellerle karşılaştırmalı olarak bulunacaktır.

### 2.3.3 Serpilme Diyagramlarından Yararlanılarak Kurulan Model :

Üçüncü modelimizde serpilme diyagramlarında bağımlı değişkenimizle doğrusal bir ilişki içerisinde bulunabileceğini gördüğümüz değişkenleri kullanacağız. İlgili modele ait çıktılar şu şekildedir :

**Tablo 2.3.3** Serpilme Diyagramlarından Hareketle Kurulan Model

Equation: DENEME_DOG Workfile: GÖNDERİLEN SO...				
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids				
Dependent Variable: DIS_TICARET_ACIK				
Method: Least Squares				
Date: 12/29/07 Time: 13:52				
Sample: 1982 2005				
Included observations: 24				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IHRACAT	-0.001000	3.48E-09	-287053.7	0.0000
ITHALAT	0.001000	2.19E-09	456857.2	0.0000
ENFLASYON	-0.000131	0.000401	-0.327583	0.7466
C	0.008495	0.030535	0.278202	0.7837
R-squared	1.000000	Mean dependent var	13088.23	
Adjusted R-squared	1.000000	S.D. dependent var	10818.20	
S.E. of regression	0.045810	Akaike info criterion	-3.177604	
Sum squared resid	0.041972	Schwarz criterion	-2.981262	
Log likelihood	42.13125	F-statistic	4.28E+11	
Durbin-Watson stat	2.684021	Prob(F-statistic)	0.000000	

Enflasyon değişkeni hariç katsayılar istatistiksel olarak anlamlıdır. Fakat ithalat ve ihracatın birbirini etkileyen değişkenler olması, ileride çoklu doğrusallık sorunuyla bizi baş başa bırakabilir. Bu yüzden bu modeli tercih etmiyoruz.

### 2.3.4 Doğrusallaştırılmış Polinomyal veya Kuadratik Modeller :

Bu modelimizde ise serpilme diyagramlarında bağımlı değişkenimizle polinomial veya kuadratik bir ilişki sergileyen değişkenler logaritmik düzeltme yapılarak ele alınmıştır. Çıktılar aşağıdaki gibidir :



**Tablo 2.3.4** Doğrusallaştırılmış Polinomyal veya Kuadratik Model

Equation: POLINOM    Workfile: GÖNDERİLEN SONWUnti...				
View   Proc   Object   Print   Name   Freeze   Estimate   Forecast   Stats   Resids				
Dependent Variable: LOG(DIS_TICARET_ACIK)				
Method: Least Squares				
Date: 12/29/07    Time: 15:30				
Sample: 1982 2005				
Included observations: 24				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GSMH_DEF_)	-0.264703	0.394530	-0.670933	0.5099
LOG(DOLAR_SATIM)	0.136871	0.357666	0.382677	0.7060
LOG(ITHALAT)	1.708773	0.362321	4.716190	0.0001
C	-19.37122	6.289069	-3.080141	0.0059
R-squared	0.940651	Mean dependent var	9.144860	
Adjusted R-squared	0.931748	S.D. dependent var	0.856926	
S.E. of regression	0.223872	Akaike info criterion	-0.004472	
Sum squared resid	1.002375	Schwarz criterion	0.191871	
Log likelihood	4.053659	F-statistic	105.6627	
Durbin-Watson stat	1.346608	Prob(F-statistic)	0.000000	

Modelimiz katsayısal olarak sadece ithalat değişkeninde anlamlı çıktığından bu modeli tercih edemeyiz. Bu sebeple serpilme diyagramlarında bağımlı değişkenimizle polinomial bir ilişki sergileyen Gsmh deflatörü ve dolar satım değişkenimizle bir kere daha log-log model kurmayı deniyoruz.

### 2.3.5 Doğrusallaştırılmış Polinomyal veya Kuadratik İkinci Model Denemesi :

**Tablo 2.3.5** Doğrusallaştırılmış Polinomyal veya Kuadratik İkinci Model Denemesi

Equation: MODEL    Workfile: GÖNDERİLEN SONWUntit...				
View   Proc   Object   Print   Name   Freeze   Estimate   Forecast   Stats   Resids				
Dependent Variable: LOG(DIS_TICARET_ACIK)				
Method: Least Squares				
Date: 12/29/07   Time: 13:26				
Sample: 1982 2005				
Included observations: 24				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GSMH_DEF_)	1.253084	0.323677	3.871405	0.0009
LOG(DOLAR_SATIM)	-1.097743	0.345653	-3.175850	0.0046
C	10.13605	0.905335	11.19591	0.0000
R-squared	0.874647	Mean dependent var		9.144860
Adjusted R-squared	0.862709	S.D. dependent var		0.856926
S.E. of regression	0.317516	Akaike info criterion		0.659888
Sum squared resid	2.117138	Schwarz criterion		0.807145
Log likelihood	-4.918662	F-statistic		73.26351
Durbin-Watson stat	1.497173	Prob(F-statistic)		0.000000

Gerek katsayılar gerek F sınaması istatistiksel olarak anlamlıdır.  $R^2$  diğer modellerde olduğu gibi yine yüksek olmakla birlikte Akaike ve Schwarz kriterlerinde düşüş görüyoruz. Bu kriterlerin diğer modellere göre düşük olması tercih sebebidir.. Mevcut istatistiklere göre 5 numaralı model tercih edilebilir bir modeldir. Nihai karar yapılan tüm model denemelerine değinildikten sonra verilecektir.

### 2.3.6 Doğrusallaştırılmış Polinomyal veya Kuadratik Üçüncü Model Denemesi :

**Tablo 2.3.6** Doğrusallaştırılmış Polinomyal veya Kuadratik Üçüncü Model Denemesi

Equation: ACIK_GSM_BUT Workfile: GÖNDERİLEN S...				
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids				
Dependent Variable: LOG(DIS_TICARET_ACIK)				
Method: Least Squares				
Date: 12/29/07 Time: 15:27				
Sample (adjusted): 1983 2005				
Included observations: 23 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(ACIK_GSMH)	0.410570	0.361155	1.136825	0.2690
LOG(BUTCE_ACIK)	0.088699	0.083412	1.063390	0.3003
C	3.052310	2.416459	1.263133	0.2211
R-squared	0.784571	Mean dependent var	9.192980	
Adjusted R-squared	0.763028	S.D. dependent var	0.842378	
S.E. of regression	0.410067	Akaike info criterion	1.176118	
Sum squared resid	3.363107	Schwarz criterion	1.324225	
Log likelihood	-10.52535	F-statistic	36.41907	
Durbin-Watson stat	1.611633	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fakat bu modelde de katsayılar anlamsız çıktığından, modelimiz tercih edilebilirlikten oldukça uzaktır.

### 2.3.7 Sonuç ve Nihai Modelin Belirlenmesi :

2.3.5 ve 2.3.2 numaralı modellerin anlamlı çıktıklarını görüyoruz. Bu iki model arasında tercih yapmak üzere katsayılara ve F değerlerine baktığımızda pek bir farklılık göremiyoruz. Her iki modelde de F ve katsayıların istatistikleri 0,01 ve 0,05 anlamlılık seviyelerinde anlamlıdır. Fakat 5 numaralı logaritmik modelde katsayı standart hatalarının 2 numaralı doğrusal modele göre daha küçük olduğunu görüyoruz. Diğer taraftan üstünde çalıştığımız verilerin artma eğilimli olması sebebiyle 2 numaralı doğrusal modelin özellikle  $R^1$  değeri logaritmik modele göre daha abartılı olabilir. Dolayısıyla burada da  $R^1$  arasındaki küçük farklılık 2. modelin daha iyi bir model olduğuna dair yeterli kanıt değildir.

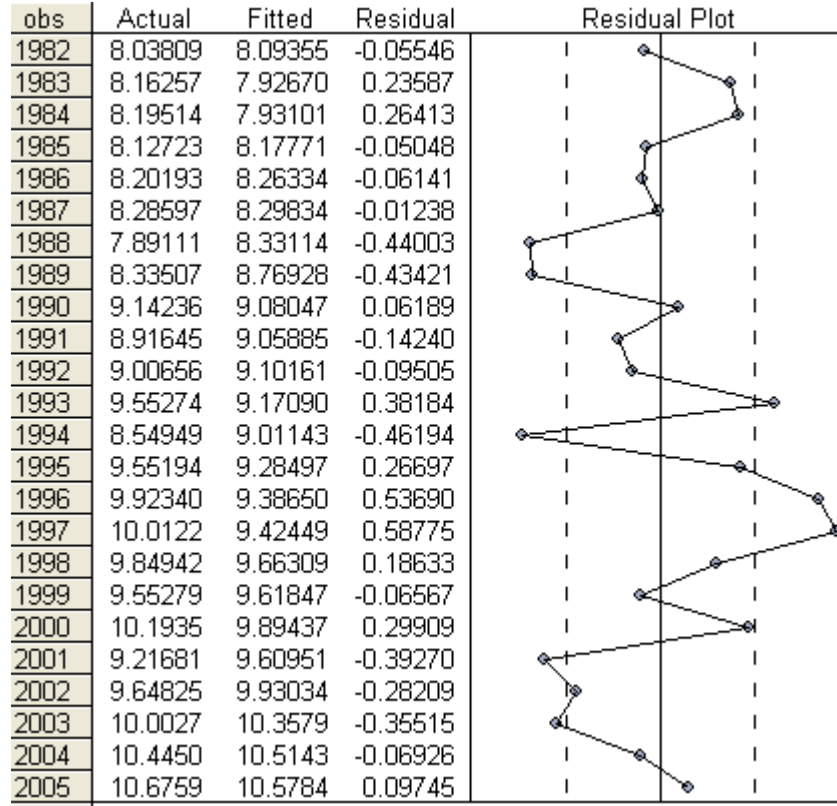
Model seçiminde sıkça kullanılan diğer kriterler ise Akaike ve Schwarz kriterleridir. Bu kriterlere göre tercih edilen modellerde Schwarz ve Akaike değerlerinin düşük çıkması beklenir. Bu açıdan yaklaştığımızda da 5 numaralı logaritmik modelin 2 numaralı doğrusal modele göre üstün olduğu görülür. Logaritmik modelin Akaike ve Schwarz değerleri daha küçüktür.

Sonuç olarak, Schwarz ve Akaike kriterleri, serinin artma eğilimi ve güvenilemez  $R^2$  değerlerini göz önünde bulundurarak 5 numaralı modeli tercih ediyoruz. İlgili model ve modelin hesaplanan kalıntıları ve grafiksel gösterimi şu şekildedir :

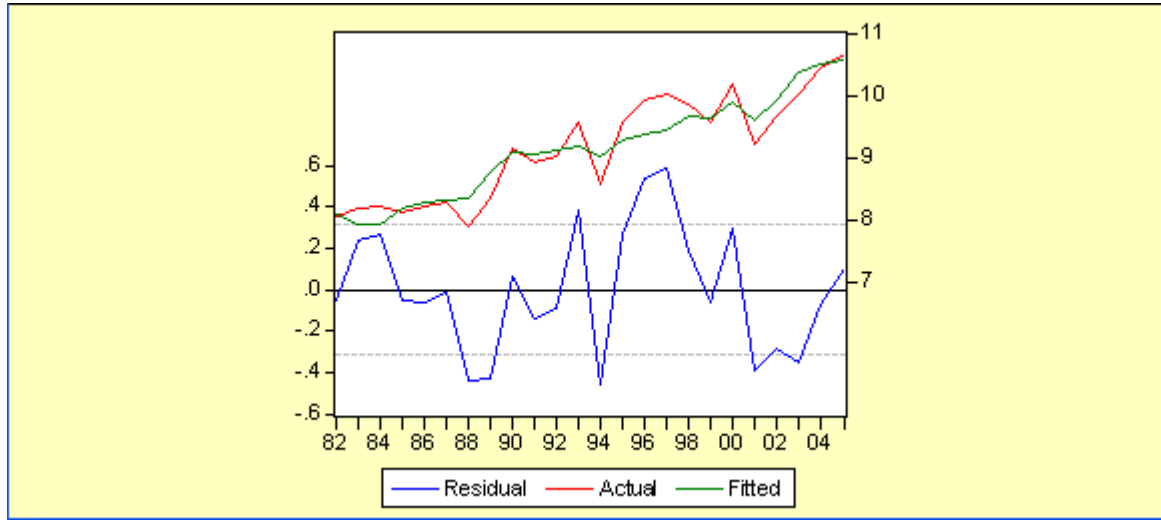
**Tablo 2.3.7** Beş Nolu Model

Equation: MODEL Workfile: GÖNDERİLEN SONWUntit... View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids				
Dependent Variable: LOG(DIS_TICARET_ACIK)				
Method: Least Squares				
Date: 12/29/07 Time: 13:26				
Sample: 1982 2005				
Included observations: 24				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GSMH_DEF_)	1.253084	0.323677	3.871405	0.0009
LOG(DOLAR_SATIM)	-1.097743	0.345653	-3.175850	0.0046
C	10.13605	0.905335	11.19591	0.0000
R-squared	0.874647	Mean dependent var		9.144860
Adjusted R-squared	0.862709	S.D. dependent var		0.856926
S.E. of regression	0.317516	Akaike info criterion		0.659888
Sum squared resid	2.117138	Schwarz criterion		0.807145
Log likelihood	-4.918662	F-statistic		73.26351
Durbin-Watson stat	1.497173	Prob(F-statistic)		0.000000

**Tablo 2.3.8** Beş Nolu Modelin Kalıntı ve Kalıntı Çizimleri



**Tablo 2.3.9** Beş Nolu Modelin Gerçek Verilere Uygunluğu



Nihai modelin belirlenmesinden sonra, belirlenen modelin sabit varyans, ardışık bağımlılık, çoklu doğrusallık varsayımlarını sağlayıp sağlamadığı test edilmelidir. Bundan sonraki bölümde bu konuya değinilecektir.

## **2.4 Nihai Doğrusal Modelin Varsayımlarının Sınanması:**

Bu bölümde belirlenen doğrusal modelin sabit varyans, ardışık bağımlılık ve çoklu doğrusallık varsayımlarını sağlayıp sağlamadığı test edilecektir.

### **2.4.1 Sabit Varyans :**

Klasik doğrusal regresyon modelinin önemli varsayımlarından biri, değişkenlerin seçilmiş değerlerinin koşullu sonucu olan her bir  $u_i$  (hata terimleri) 'nin varyansının eşit ve sabit bir sayı olduğudur. Daha açık bir şekilde ifade edersek; sabit varyans varsayımı, tahminci olan  $x$ 'e ait değerlerin, modelden sapmaları olan kalıntıların, regresyon doğrusu etrafında sabit varyansla, eşit bir şekilde dağılım gösterdiğini söyler.

Sabit varyans varsayımını anlamak için çapraz değişkenlerin çapraz çarpımlarının da modele dahil olduğu White testini kullanacağız:

**Tablo 2.4.1 White Testi**

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	2.037076	Probability	0.121679
Obs*R-squared	8.672905	Probability	0.122844

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 12/30/07 Time: 13:09

Sample: 1982 2005

Included observations: 24

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.264981	3.350156	-0.377589	0.7102
LOG(GSMH_DEF_)	-0.140366	2.528311	-0.055518	0.9563
(LOG(GSMH_DEF_))^2	0.046430	0.482515	0.096224	0.9244
(LOG(GSMH_DEF_))*(LOG(DOLAR_S...)	-0.082521	1.021903	-0.080752	0.9365
LOG(DOLAR_SATIM)	0.324069	2.677065	0.121054	0.9050
(LOG(DOLAR_SATIM))^2	0.029104	0.540674	0.053828	0.9577
R-squared	0.361371	Mean dependent var	0.088214	
Adjusted R-squared	0.183974	S.D. dependent var	0.098785	
S.E. of regression	0.089236	Akaike info criterion	-1.782737	
Sum squared resid	0.143337	Schwarz criterion	-1.488223	
Log likelihood	27.39284	F-statistic	2.037076	
Durbin-Watson stat	1.724048	Prob(F-statistic)	0.121679	

“Ho: Kalıntılar sabit varyansla dağılmışlardır” şeklindeki hipotezi 0,05 ve 0,01 anlamlılık düzeylerinde, OBS\*R-squared ve F istatistiklerinden yararlanarak ( $p=0,121>0,01$  ve  $p=0,122>0,01$ ) kabul ediyoruz. Testimizde değişkenlerin çapraz çarpılarını alarak oluşturulan modelin katsayısal ve bütünsel olarak anlamsız çıkması da kalıntıların sabit varyansla dağıldığı yönündeki hipotezimizi kabul etmemiz yönünde bizi cesaretlendirmektedir.

**Not: Değişen Varyans Söz konusu olduğunda model nasıl etkilenir:**

Gerek modelin F istatistiği, gerek coefficient değerleri güvenilirmezdir.Yani anlamlı olsalar bile , bu bilginin yanlış olma ihtimali var.

**Detection için;**

Goldfeld-quantest, breusch pagan test,white test ve plot detection yapılabilir

**Düzeltilmek için;**

Weighted last squares method (ki bu biraz kazıktır hiç yapmadım, yazan amca bile zordur demiş) ve logaritmik dönüşüm. Hiç denemedim ama, logaritmik dönüşüm haricindeki dönüşümlerde denenebilir bence. Logaritmik dönüşüm 0 ve eksi değerli verilere uygulanamıyor olabilir yalnız.. ona dikkat..

#### **2.4.2Çoklu doğrusallığın olup olmadığının tespit edilmesi:**

Öncelikle çoklu doğrusallığın belirtilerini sıralayacak olursak:

- ✓ Tahmin edilen Beta katsayılarının varyans ve kovaryansları büyük çıkar
- ✓ Güven aralıkları büyür.
- ✓ Anlamsız t istatistikleri ortaya çıkar
- ✓  $R^2$  değeri çok yüksek çıkabilir.
- ✓ Katsayıların standart hataları, verideki ufak değişikliklerden etkilenir hale gelir.

Çoklu doğrusallığın var olup olmadığını anlamak için VIF faktörünü kullanabiliriz. VIF faktörü şu şekilde hesaplanır:

$$VIF = \frac{1}{1 - R^2}$$

Eğer VIF değeri 0 ile 5 arasındaysa; çoklu doğrusal bağlantı göz ardı edilebilir.

Eğer VIF değeri 6 ile 10 arasındaysa; orta büyüklükte çoklu doğrusal bağlantı vardır diyebiliriz.

Eğer VIF değeri 10'dan büyükse ciddi derecede çoklu doğrusal bağlantının varlığından söz edebiliriz.

Kurduğumuz modelin regresyon çıktısı aşağıdaki gibidir:



**Tablo 2.4.2** Nihai Modelin Bilgisayar Çıktıları

Dependent Variable: LOG(DIS_TICARET_ACIK)				
Method: Least Squares				
Date: 12/29/07 Time: 13:26				
Sample: 1982 2005				
Included observations: 24				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GSMH_DEF_)	1.253084	0.323677	3.871405	0.0009
LOG(DOLAR_SATIM)	-1.097743	0.345653	-3.175850	0.0046
C	10.13605	0.905335	11.19591	0.0000
R-squared	0.874647	Mean dependent var	9.144860	
Adjusted R-squared	0.862709	S.D. dependent var	0.856926	
S.E. of regression	0.317516	Akaike info criterion	0.659888	
Sum squared resid	2.117138	Schwarz criterion	0.807145	
Log likelihood	-4.918662	F-statistic	73.26351	
Durbin-Watson stat	1.497173	Prob(F-statistic)	0.000000	

Bu çıktıya göre:

$VIF = 1 / (1 - 0,874647) = 7,97747162$  şeklinde bulunmuştur. Orta seviyede çoklu doğrusallık vardır diyebiliriz.

**Not:**

Detection için yukarda yapılan VIF yeterli olur diye düşünüyorum. VIF in üst sınırdan çıkan durumlarında, yapılabiliyorsa farklı açıklayıcı değişkenler modele dahil edilebilir veya yine değişken dönüşümü yapılarak yeni bir model oluşturulabilir. Şunu eklemek istiyorum esas, gujerati demiş ki kutsal kitapta (mealen) ;

*Pratikte kolay kolay tamamiyle kaçınılabilecek bir durum değildir.*

Benim yorumum; istatistikler anlamlı ve bizim için yeterli ise; diğer taraftan tahmin ve gerçek veriler arasındaki fark (machine learning deki accuracy kavramına benzer bir şey aslında bu bahsettiğim) bizim için kabul edilebilir düzeyde ise, bu duruma takılmamak yanlış olmaz.. ben takılmam valla 😊

### 2.4.3 Ardışık Bağımlılık:

Ardışık bağımlılık, herhangi bir gözleme ilişkin bozucu terimin başka bir gözleme ilişkin bozucu terimden etkilenmediğini varsayar. Ardışık bağımlılık varsayımı daha çok zaman serisi verilerinde sorun çıkarmaktadır. Bunun en büyük sebebi de iktisadi verilerin zaman içinde farklı eğilimler göstermesidir. Örneğimizden devam edersek ekonomideki bir daralma bir sonraki dönemdeki büyüme sebep olur. İktisadın bu temel ilkesi ve pratiği de ekonometristleri her zaman için ardışık bağımlılık sorunu ile baş başa bırakacaktır.

Ardışık bağımlılık sorunun tespitinde tıpkı değişen varyansın belirlenmesinde olduğu gibi çizim yöntemi kullanılabilir. Bunun yanında nicel bir sınaama olarak dizilim sınavasından da yararlanılabilir. Fakat yaygın olarak kullanılan yöntem Durbin -Watson d sınavasıdır. Biz de bu çalışmamızda, ardışık bağımlılığın tespitinde Durbin-Watson d testinden yararlanacağız. Durbin-Watson istatistiğinin nasıl yorumlanması gerektiğini kısaca hatırlayacak olursak;

Pozitif otokorelasyon yok	$0 < d < d(\text{alt sınır})$	Ho red.
Pozitif otokorelasyon yok.	$d(\text{alt}) \leq d \leq d(\text{üst})$	Kararsızlık Bölgesi
Negatif otokorelasyon yok	$4 - d(\text{alt}) < d < 4$	Ho red
Negatif otokorelasyon yok.	$4 - d(\text{üst}) \leq d \leq 4 - d(\text{alt})$	Karar yok
Pozitif ve Negatif Otokorelasyon yok	$d(\text{üst}) < d < 4 - d(\text{üst})$	Ho reddetme

Modelimizde hesaplanan Durbin istatistiği, aşağıdaki tablodan hatırlanacağı gibi 1,49 hesaplanmıştı.

**Tablo 2.4.3** Nihai Modelin Bilgisayar Çıktıları

Dependent Variable: LOG(DIS_TICARET_ACIK)				
Method: Least Squares				
Date: 12/29/07 Time: 13:26				
Sample: 1982 2005				
Included observations: 24				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GSMH_DEF_)	1.253084	0.323677	3.871405	0.0009
LOG(DOLAR_SATIM)	-1.097743	0.345653	-3.175850	0.0046
C	10.13605	0.905335	11.19591	0.0000
R-squared	0.874647	Mean dependent var	9.144860	
Adjusted R-squared	0.862709	S.D. dependent var	0.856926	
S.E. of regression	0.317516	Akaike info criterion	0.659888	
Sum squared resid	2.117138	Schwarz criterion	0.807145	
Log likelihood	-4.918662	F-statistic	73.26351	
Durbin-Watson stat	1.497173	Prob(F-statistic)	0.000000	

*Durbin-Watson tablo deęerleri :*

0,01 anlamlılık d zeyinde Durbin tablo deęeri alt sınırı: 1,372

0,01 anlamlılık d zeyinde Durbin tablo deęeri  st sınırı: 1,546

0,05 anlamlılık d zeyinde Durbin tablo deęeri alt sınırı: 1,525

0,05 anlamlılık d zeyinde Durbin tablo deęeri  st sınırı: 1,70

*Karar kuralımız ise aŗaęıda g sterilmiŗtir:*

**H<sub>0</sub>:**  $p=0$

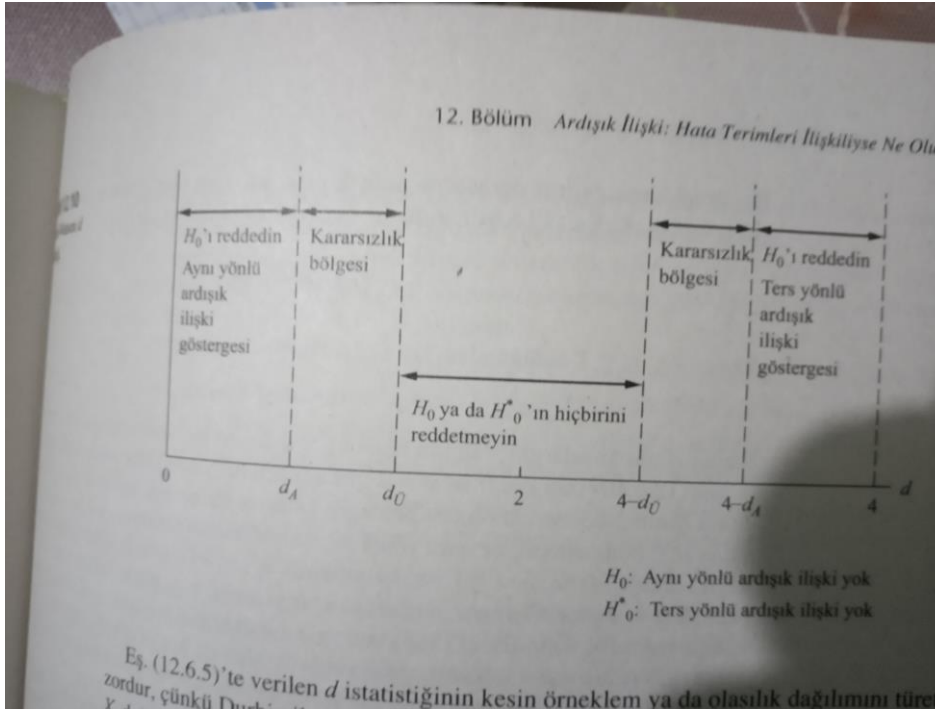
**H<sub>1</sub>:**  $p>0$

%1 anlamlılık seviyesinde hesaplanan Durbin istatistięi kararsızlık b lgesinde kalmaktadır. %5 anlamlılık seviyesinde ise  $H_0$  hipotezini red ediyor ve pozitif ardışık baęımlılıęın olduęu sonucuna ulaŗıyoruz. Fakat %5 anlamlılık seviyesinde hesaplanan Durbin-Watson istatistięi ile tablo deęerinin birbirine yakın olması ( $D_{\text{tablo}}=1,525$ ;  $D_{\text{hesap}}=1.49$ ) ve 0.01 anlamlılık seviyesinde hesaplanan Durbin-Watson istatistięi deęerinin kararsızlık b lgesinde

çıkmasından dolayı ardışık bağımlılık olup olmadığına dair kesin bir kanıt elimizde bulunmamaktadır diyebiliriz.

**Not:**

Öncelikle, durbin Watson la ilgili durumu bir toparlayalım:



**Autocorrelation var iken, aynen devam edersek ne olur?**

Valla acı sonuçları olabilir.  $R^2$  olduğundan büyük, t ve f değerleri yanlış çıkabilir.(anlamsız demiyorum, yanlış diyorum, yani olduğundan büyük veya küçük çıkabilir) Dolayısıyla, multicollinearity'deki (çoklu doğrusallık'taki) gibi değil burda durum,bunu düzeltmek lazım ☹

**Detection için ek olarak,** breusch-godfrey testi yapılabilir. Durbin watson'ın alternatifi..

**Çözüm olarak;** cochrane-ortcutt metodu var ama, bu bildiğin modelleme. Başıma gelse, üzerinde çalıştığım model, gecikmeli/gecikmesi dağıtılmış model değilse, bu şekilde yeni bir model kurup ilerlemeye çalışırım. Ki zaten sorunun kaynağı da verinin zaman serisi olması deniyor. Yani zaman serisi modelleri üzerinden ilerlemeye çalışırım.

### BÖLÜM 3

İktisatta bir bağımlı değişkenin başka açıklayıcı değişkene bağımlılığı ender olarak eşanlıdır.Çoğu zaman bağımlı değişken açıklayıcı değişkene bir süre sonra tepki gösterir.Geçen bu süreye gecikme denir.

Zaman serisi verileri kullanan regresyon modellerinde eğer model açıklayıcı değişkenlerin yalnızca şimdiki değerlerini değil ama aynı zamanda gecikmeli (geçmiş) değerlerini de içeriyorsa buna gecikmesi dağıtılmış model denir.Eğer model bağımlı değişkenin bir ya da daha çok gecikmeli değerini içeriyorsa buna da ardışık bağımlı model denir.

Bu bölümde ekonometri çözümlerinde yaygın olarak kullanılan ardışık bağımlı ve gecikmesi dağıtılmış model denemeleri yapılacaktır.

#### 3.1 Gecikmesi Dağıtılmış modellerin Modele Özgü Tahmini :

Alt ve Tinbergen'in yaklaşımına göre bağımlı değişkenin ilgili bağımsız değişkene göre regresyonu alınırken adım adım ilerlenilir.Önce bağımlı değişken sabit kalmak şartıyla bağımsız değişkenin bağımlı değişkenle aynı dönemdeki regresyonu bulur;daha sonra,bağımsız değişken bir adım geriye çekilir.Eklenen gecikmeli değişkenin katsayısı istatistiksel olarak anlamsız çıkıncaya kadar veya katsayısının işareti değişinceye kadar, bağımlı değişken sabit kalarak bağımsız değişken bir dönem geriye çekilir ve modele eklenir.Bu çalışmada bağımlı değişken olarak “dolar\_satim” seçilecektir. İlgili bilgisayar çıktıları şu şekildedir :

**Tablo 3.1.1** Gecikme Eklenmemiş Model

Dependent Variable: DIS\_TICARET\_ACIK  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/21/08 Time: 15:34  
 Sample: 1982 2005  
 Included observations: 24

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DOLAR_SATIM	0.012254	0.002977	4.116439	0.0005
C	8404.137	2043.206	4.113212	0.0005
R-squared	0.435102	Mean dependent var		13088.23
Adjusted R-squared	0.409425	S.D. dependent var		10818.20
S.E. of regression	8313.666	Akaike info criterion		20.96884
Sum squared resid	1.52E+09	Schwarz criterion		21.06702
Log likelihood	-249.6261	F-statistic		16.94507
Durbin-Watson stat	0.982246	Prob(F-statistic)		0.000454

Gecikme eklenmeden önce modelin katsayısal olarak ve F değeri olarak anlamlı çıktığını görmekteyiz. Bağımsız değişkenin bir dönem gecikmeli hali modele eklenince aşağıdaki çıktılar elde edilir:

**Tablo 3.1.2** Bir Dönem Gecikme Eklenmiş Model

Dependent Variable: DIS\_TICARET\_ACIK  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/21/08 Time: 14:22  
 Sample (adjusted): 1983 2005  
 Included observations: 23 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DOLAR_SATIM	-0.003967	0.009548	-0.415515	0.6822
DOLAR_SATIM(-1)	0.017722	0.010109	1.753149	0.0949
C	9076.474	2046.538	4.435039	0.0003
R-squared	0.500688	Mean dependent var		13522.64
Adjusted R-squared	0.450757	S.D. dependent var		10845.18
S.E. of regression	8037.465	Akaike info criterion		20.94272
Sum squared resid	1.29E+09	Schwarz criterion		21.09083
Log likelihood	-237.8413	F-statistic		10.02758
Durbin-Watson stat	0.836279	Prob(F-statistic)		0.000963

Tablo 3.1.2 de öncelikle basit doğrusal regresyon modeline bağımsız değişkenin bir dönem gecikmeli hali modele eklenmiştir. Bu durumda gecikmeli değişkenimiz 0,01 ve 0,05

anlamlılık seviyelerinde anlamsız çıkmıştır. Ayrıca gecikmeli bağımsız değişkenin modele girmesinden sonra gecikmesiz bağımsız değişkenin katsayısı negatife dönmüş ve istatistiksel olarak anlamsız hala gelmiştir. Dolayısıyla mevcut yöntem ve değişkenlerle gecikmesi dağıtılmış bir model kurulamamaktadır.

### 3.2 Gecikmesi Dağıtılmış Modeller ve Koyck Yaklaşımı :

Koyck modeli bağımsız değişkenlerin birbirini izleyen dönemlerdeki gecikmeli etkilerini ölçmek amacıyla kullanılan bir modeldir. Koyck modelinde gecikme sayısı arttıkça gecikmeli değişkenlerin katsayıları (bağımsız değişkenin gecikmeli değerleri) giderek azalmaktadır. Bu da değişkenin zaman içindeki etkisinin azaldığını gösterir. Koyck modelinde, bağımsız değişken gecikmelerinin bağımlı değişkeni belirli bir oranda etkiledikleri ve söz konusu gecikme oranının da geometrik olarak azaldığını söylemektedir. Kullanılacak modelin matematiksel gösterimi şu şekildedir:

$$Y_t = \alpha_0(1 - \lambda) + \beta_0 X_t + \lambda Y_{t-1} + v_t$$

**Model 1:** Bu Koyck modelinde dış ticaret açığı değişkenini bütçe gelirleri ve onun gecikmeli değeriyle açıklanabileceği düşünülmüştür. Çünkü aşağıdaki korelasyon matrisinde görüldüğü gibi iki değişken arasında 0.79'luk bir korelasyon mevcuttur.

**Tablo 3.2.1** Korelasyon Matrisi

	DIS_TICARET_ACIK	GELIR_BUTCE
DIS_TICARET_ACIK	1	0.790856024748691
GELIR_BUTCE	0.790856024748691	1

Ortaya çıkan model şu şekildedir:

$$\text{DIS\_TICARET\_ACIK} = C(1) * \text{GELIR\_BUTCE} + C(2) + C(3) * \text{DIS\_TICARET\_ACIK}(-1)$$

Bu modelin regresyon çıktısı ise şu şekildedir:

**Tablo 3.2.2** Birinci Koyck Modeli

Dependent Variable: DIS_TICARET_ACIK				
Method: Least Squares				
Date: 12/30/07 Time: 09:02				
Sample (adjusted): 1983 2005				
Included observations: 23 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GELIR_BUTCE	1.25E-07	4.30E-08	2.899061	0.0089
C	3931.613	2143.419	1.834271	0.0815
DIS_TICARET_ACIK(-1)	0.569395	0.195303	2.915450	0.0086
R-squared	0.734397	Mean dependent var		13522.64
Adjusted R-squared	0.707837	S.D. dependent var		10845.18
S.E. of regression	5862.054	Akaike info criterion		20.31150
Sum squared resid	6.87E+08	Schwarz criterion		20.45960
Log likelihood	-230.5822	F-statistic		27.65017
Durbin-Watson stat	2.253333	Prob(F-statistic)		0.000002

F istatistiğinin significance değeri  $0,000002 < 0.05$  olduğundan model anlamlıdır diyebiliriz. GELIR\_BUTCE değişkeninin significance değeri ve DIS\_TICARET\_ACIK(-1) değişkenlerinin significance değerleri de 0,05'den küçük olduğundan bu değişkenler %5 anlamlılık seviyesinde anlamlı oldukları söylenebilir.

Model Koyck türü dönüştürmeyle elde edildiğine göre  $\lambda = 0,569395$  olarak görülmektedir. Buradan ortalama gecikme  $\lambda/(1-\lambda) = 0,569395 / (1-0,569395) = 1.322314$  olarak hesaplanır. Ortalama gecikme değerine göre, bütçe gelirlerindeki değişimin dış ticaret açığında önemli ve hissedilebilir düzeyde bir etkiye neden olması için gereken zaman yaklaşık 1,3 yıldır diyebiliriz.

**Model 2:** Bu Koyck modelinde dış ticaret açığı değişkenini gsmh deflatörü ve onun gecikmeli değeriyle açıklamayı düşündük. Çünkü aşağıdaki korelasyon matrisinde görüldüğü gibi iki değişken arasında 0.77'lik bir korelasyon mevcuttur.



**Tablo 3.2.3** Korelasyon Matrisi

	DIS_TICARET_ACIK	GSMH_DEF_
DIS_TICARET_ACIK	1	0.774514557726123
GSMH_DEF_	0.774514557726123	1

Ortaya çıkan model şu şekildedir:

$$\text{DIS\_TICARET\_ACIK} = C(1)*\text{GSMH\_DEF\_} + C(2) + C(3)*\text{DIS\_TICARET\_ACIK}(-1)$$

Bu modelin regresyon çıktısı ise şu şekildedir:

**Tablo 3.2.4** İkinci Koyck Modeli

Dependent Variable: DIS_TICARET_ACIK				
Method: Least Squares				
Date: 12/30/07 Time: 08:52				
Sample (adjusted): 1983 2005				
Included observations: 23 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GSMH_DEF_	0.041191	0.015619	2.637252	0.0158
C	3568.753	2175.839	1.640173	0.1166
DIS_TICARET_ACIK(-1)	0.599269	0.199471	3.004283	0.0070
R-squared	0.720115	Mean dependent var	13522.64	
Adjusted R-squared	0.692126	S.D. dependent var	10845.18	
S.E. of regression	6017.601	Akaike info criterion	20.36387	
Sum squared resid	7.24E+08	Schwarz criterion	20.51198	
Log likelihood	-231.1845	F-statistic	25.72892	
Durbin-Watson stat	2.218485	Prob(F-statistic)	0.000003	

F istatistiğinin significance değeri  $0,000003 < 0,05$  olduğundan model, %5 anlamlılık seviyesinde anlamlıdır diyebiliriz. GSMH\_DEF\_ değişkeninin significance değeri ve DIS\_TICARET\_ACIK(-1) değişkenlerinin significance değerleri de 0,05'den küçük olduğundan bu değişkenler anlamlıdır.

Model Koyck türü dönüştürmeyle elde edildiğine göre  $\lambda = 0,599269$  olarak görülmektedir. Buradan ortalama gecikme  $\lambda/(1-\lambda) = 0,599269 / (1-0,599269) = 1.49544$  olarak hesaplanır. Ortalama gecikme değerine göre, gsmh deflatöründeki değişimin dış ticaret açığında önemli ve hissedilebilir düzeyde bir etkiye neden olması için gereken zaman yaklaşık 1,5 yıldır diyebiliriz.

### 3.3 Gecikmesi Dağıtılmış Modeller ve Almon Yaklaşımı :

Bağımsız değişkendeki değişimin etkisi zaman geçtikçe azalmayabilir. Etki zamanla birlikte yukarı veya aşağı yönde salınım gösterebilir. Bu durumda koyck modelinin etkinin zaman geçtikçe azaldığı yönündeki varsayımı geçersiz hala gelecektir. Almonun yaklaşımı koyck modelinin bu temel varsayımına dayanmamaktadır. Bu açıdan almon yaklaşımının koyck yaklaşımına göre daha esnek olduğu söylenebilir.

Almon, yöntemini Weierstrass teoreminden yararlanarak, temel olarak bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkene olan etkilerinin gecikme uzunluğunun bir fonksiyonu olmasına dayandırmıştır.

Dolayısıyla gecikmesi dağıtılmış bir modelde B katsayıları şu şekilde yazılmalıdır :

$$\beta_i = a_0 + a_1 i + a_2 i^2 + \dots + a_m i^m$$

m=2 olarak varsayılırsa ;

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha + \sum_{i=0}^k (a_0 + a_1 i + a_2 i^2) X_{t-i} + u_t \\ &= \alpha + a_0 \sum_{i=0}^k X_{t-i} + a_1 \sum_{i=0}^k i X_{t-i} + a_2 \sum_{i=0}^k i^2 X_{t-i} + u_t \quad \text{elde edilir.} \end{aligned}$$

Şu tanımları yapalım :

$$Z_{0t} = \sum_{i=0}^k X_{t-i} = (X_t + X_{t-1} + X_{t-2} + \dots + X_{t-i})$$

$$Z_{1t} = \sum_{i=0}^k iX_{t-i} = (X_{t-1} + 2X_{t-2} + 3X_{t-3} + \dots + iX_{t-i})$$

$$Z_{2t} = \sum_{i=0}^k i^2 X_{t-i} = (X_{t-1} + 4X_{t-2} + 9X_{t-3} + \dots + i^2 X_{t-i})$$

Ve mevcut tanımlar ışığında almon modeli ;

(1)  $Y_t = \alpha + a_0 Z_{0t} + a_1 Z_{1t} + a_2 Z_{2t} + u_t$  şeklinde yazılır. Almon dizininde Y'nin, X' e göre değil, oluşturulan Z değişkenlerine göre regresyonu bulunur."a" lar (1) denkleminde tahmin edildiğinde baştaki B'lar şu şekilde tahmin edilir:

$$\hat{\beta}_0 = \hat{a}_0$$

$$\hat{\beta}_1 = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 + \hat{a}_2$$

$$\hat{\beta}_2 = \hat{a}_0 + 2\hat{a}_1 + 4\hat{a}_2$$

$$\hat{\beta}_3 = \hat{a}_0 + 3\hat{a}_1 + 9\hat{a}_2$$

.....

$$\hat{\beta}_k = \hat{a}_0 + k\hat{a}_1 + k^2\hat{a}_2$$

Bu yöntemin pratikte çıkardığı güçlük ise m ve gecikme uzunluğu olan k'nın belirlenmesidir. Ayrıca m ve k'nın birbirine çok yakın olduğu durumlarda çoklu doğrusallıkla karşılaşılabilir.

Uygulamada m'in değerinin belirlenmesinde B ların zamana göre aldıkları değerler izlenip buna göre bir sonuca varılabilir de, uygulamada iki ve üç değerleri yeterli olmaktadır. Gecikme uzunluğunun belirlenmesinde ise, Schwarz ölçütü kullanılabilir. Schwarz değerini en küçük yapan k değeri tercih edilebilir.

Bu çalışmada almon modelinin tahmini için çok sayıda deneme yapılmış olup, m için iki, k'nın ise altı değeri için en uygun model belirlenmiştir. K yedi olduğunda ilgili bilgisayar çıktıları aşağıdaki gibi olup %5 anlamlılık seviyesinde katsayılardan bazıları anlamsız çıkabilmektedir:

**Tablo 3.3.1** k=7 ve m=2 Değerleri İçin Almon Modeli

Dependent Variable: DIS\_TICARET\_ACIK  
Method: Least Squares  
Date: 01/22/08 Time: 00:03  
Sample (adjusted): 1989 2005  
Included observations: 17 after adjustments

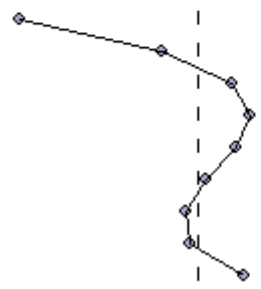
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	21457.50	9501.390	2.258354	0.0418
PDL01	62.10971	43.21101	1.437359	0.1742
PDL02	42.12779	10.44798	4.032148	0.0014
PDL03	-17.07727	8.273099	-2.064193	0.0596
R-squared	0.563969	Mean dependent var	17071.51	
Adjusted R-squared	0.463346	S.D. dependent var	10505.69	
S.E. of regression	7696.118	Akaike info criterion	20.93714	
Sum squared resid	7.70E+08	Schwarz criterion	21.13319	
Log likelihood	-173.9657	F-statistic	5.604790	
Durbin-Watson stat	0.861159	Prob(F-statistic)	0.010869	
Lag Distribution of ENFLA... i				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
0	-217.969	64.7089	-3.36845	
1	-90.4550	27.8813	-3.24429	
2	2.90466	32.3491	0.08979	
3	62.1097	43.2110	1.43736	
4	87.1602	41.8911	2.08064	
5	78.0562	29.4526	2.65024	
6	34.7976	31.7111	1.09733	
7	-42.6155	74.9171	-0.56884	
Sum of Lags	-86.0112	149.780	-0.57425	

K ve m değerlerini birer arttırdığımızda, k=8 ve m=3 için model istatistiksel olarak güç kaybına uğramaktadır:

**Tablo 3.3.2** k=8 ve m=3 Değerleri İçin Almon Modeli

Dependent Variable: DIS\_TICARET\_ACIK  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/29/08 Time: 15:23  
 Sample (adjusted): 1990 2005  
 Included observations: 16 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	20491.73	11229.89	1.824750	0.0953
PDL01	50.93638	44.76213	1.137935	0.2793
PDL02	-33.63487	33.73130	-0.997142	0.3401
PDL03	-8.687395	6.839611	-1.270159	0.2302
PDL04	4.463241	2.790395	1.599502	0.1380
R-squared	0.593395	Mean dependent var	17878.01	
Adjusted R-squared	0.445539	S.D. dependent var	10292.36	
S.E. of regression	7663.915	Akaike info criterion	20.97674	
Sum squared resid	6.46E+08	Schwarz criterion	21.21817	
Log likelihood	-162.8139	F-statistic	4.013325	
Durbin-Watson stat	1.024621	Prob(F-statistic)	0.030216	
Lag Distribution of ENFLA... i				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
0	-239.170	83.7874	-2.85449	
1	-46.8531	40.8831	-1.14603	
2	47.7506	54.3151	0.87914	
3	71.4206	52.4477	1.36175	
4	50.9364	44.7621	1.13793	
5	13.0773	46.4996	0.28124	
6	-15.3770	47.9181	-0.32090	
7	-7.64729	42.3175	-0.18071	
8	63.0460	93.0187	0.67778	
Sum of Lags	-62.8163	176.854	-0.35519	

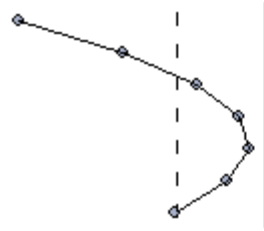


m değerini 2, k değerini 7 olarak belirlediğinde ise şu model elde edilir:

**Tablo 3.3.3** k=6 ve m=2 Değerleri İçin Almon Modeli

Dependent Variable: DIS\_TICARET\_ACIK  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/22/08 Time: 00:02  
 Sample (adjusted): 1988 2005  
 Included observations: 18 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	16673.87	8146.832	2.046669	0.0599
PDL01	90.39285	46.40534	1.947898	0.0718
PDL02	37.91111	11.19036	3.387837	0.0044
PDL03	-23.26475	11.11755	-2.092615	0.0551
R-squared	0.582318	Mean dependent var	16271.61	
Adjusted R-squared	0.492815	S.D. dependent var	10742.17	
S.E. of regression	7650.240	Akaike info criterion	20.91599	
Sum squared resid	8.19E+08	Schwarz criterion	21.11385	
Log likelihood	-184.2439	F-statistic	6.506115	
Durbin-Watson stat	0.987255	Prob(F-statistic)	0.005547	
Lag Distribution of ENFLA... i	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
0	-232.723	62.6279	-3.71596	
1	-78.4884	27.9535	-2.80782	
2	29.2170	39.6848	0.73623	
3	90.3928	46.4053	1.94790	
4	105.039	36.5273	2.87564	
5	73.1561	30.0130	2.43748	
6	-5.25653	74.8531	-0.07022	
Sum of Lags	-18.6630	129.110	-0.14455	



model 0.05 anlamlılık seviyesinde olmasa bile 0.10 anlamlılık seviyesinde katsayısal olarak anlamlıdır.F istatistiği ise 0.005 olup 0.01 anlamlılık seviyesinde anlamlıdır.Modelin tahmini denklemleri ise şu şekildedir:

**Tablo 3.3.4** k=6 ve m=2 Değerleri İçin Almon Modeli Denklemleri

Estimation Command:

=====

LS DIS\_TICARET\_ACIK PDL(ENFLASYON,6,2) C

Estimation Equation:

=====

DIS\_TICARET\_ACIK = C(1) + C(2)\*PDL01 + C(3)\*PDL02 + C(4)\*PDL03

Forecasting Equation:

=====

DIS\_TICARET\_ACIK = C(1) + C(5)\*ENFLASYON + C(6)\*ENFLASYON(-1) + C(7)\*ENFLASYON(-2) + C(8)\*ENFLASYON(-3) + C(9)\*ENFLASYON(-4) + C(10)\*ENFLASYON(-5) + C(11)\*ENFLASYON(-6)

Substituted Coefficients:

=====

DIS\_TICARET\_ACIK = 16673.86679 - 232.7232093\*ENFLASYON - 78.48836387\*ENFLASYON(-1) + 29.21698867\*ENFLASYON(-2) + 90.39284836\*ENFLASYON(-3) + 105.0392152\*ENFLASYON(-4) + 73.15608917\*ENFLASYON(-5) - 5.2565297\*ENFLASYON(-6)

Çıktılara göre enflasyondaki bir birimlik artış bir yıllık dönemde dış ticaret açığını negatif yönde etkilemektedir.İkinci dönemden beşinci döneme kadar etkinin yönü değişmekte,son dönemde ise negatif yönde etkilemektedir.

Gerek Türkiye'nin seksen sonrası dönemdeki enflasyon dalgalanmalarını,gerekse test istatistiklerinin gücünü göz önünde bulundurularak mevcut sonuçların gerçek yaşama olan uyumlarının istenilen seviyede olmasını bekleyemeyiz.Bu sebeple almon yaklaşımının yorum kısmını sınırlı tutuyoruz.

## BÖLÜM 4

Bu bölümde bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki ilişkinin belirlenmesinde kullanılacak diğer model denemeleri ve testler yapılacaktır. İlk olarak trend değişkeni eklenmiş modele değinilecektir. İkincil olarak incelenen dönemdeki ortalama faiz oranının değerine göre gölge değişkenler oluşturulacak ve gölge değişken içeren model denemesi yapılacaktır. Gölge değişkenli model denemesinden sonra 1994 itibarı ile bağımlı değişkenimizin serisinde herhangi bir kırılmanın söz konusu olup olmadığı chow testi yapılarak tartışılacaktır. Son olarak da, model denemelerinde kullanılan serilerin durağanlık varsayımını sağlayıp sağlamadıkları birim kök sınamaları ve kologram çizimleri kullanılarak incelenecektir.

### 4.1 Trend Modeli

Kurmuş olduğumuz modeller arasında şu modeli tercih etmiştik :

$$\text{LOG}(\text{DIS\_TICARET\_ACIK}) = \text{C}(1) * \text{LOG}(\text{GSMH\_DEF\_}) + \text{C}(2) * \text{LOG}(\text{DOLAR\_SATIM}) + \text{C}(3)$$

Bu modele trend değişkenini eklediğimizde;

$$\text{LOG}(\text{DIS\_TICARET\_ACIK}) = \text{C}(1) * \text{LOG}(\text{GSMH\_DEF\_}) + \text{C}(2) * \text{LOG}(\text{DOLAR\_SATIM}) + \text{C}(3) * \text{TREND} + \text{C}(4) \text{ modeli ortaya çıkmaktadır.}$$

Modelin regresyon çıktısı ise aşağıdaki gibidir:



**Tablo 4.1.1** Trend Modeli

Dependent Variable: LOG(DIS_TICARET_ACIK)				
Method: Least Squares				
Date: 12/30/07 Time: 17:05				
Sample: 1982 2005				
Included observations: 24				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GSMH_DEF_)	2.162716	0.630778	3.428649	0.0027
LOG(DOLAR_SATIM)	-1.617585	0.456790	-3.541204	0.0020
TREND	-0.205183	0.123787	-1.657545	0.1130
C	10.61660	0.916907	11.57871	0.0000
R-squared	0.889787	Mean dependent var		9.144860
Adjusted R-squared	0.873255	S.D. dependent var		0.856926
S.E. of regression	0.305076	Akaike info criterion		0.614501
Sum squared resid	1.861429	Schwarz criterion		0.810843
Log likelihood	-3.374010	F-statistic		53.82243
Durbin-Watson stat	1.600964	Prob(F-statistic)		0.000000

Çıktıdan da görüldüğü gibi F istatistiğinin significance değeri 0.000 çıkmıştır. Bu gösterge de modelimizin anlamı olduğunu göstermektedir. Ancak LOG(GSMH\_DEF\_) ve LOG(DOLAR\_SATIM) değişkenlerinin anlamlı çıkmasına karşın trend değişkeninin significance değeri 0.1130 > 0.05 olduğundan trend değişkeninin anlamsız olduğunu görmekteyiz. Logaritmik modelimizde trend değişkenin anlamsız çıkması şaşırtıcı değildir; çünkü verilerin logaritmalarını alarak, verilere kabaca bir düzeltme yapmış olduk. Dolayısıyla ham verilerin çok büyük trend etkisi içermiyorsa logaritmik modelde kullanılan trend değişkeni de anlamsız çıkabilir.

Diğer modelimiz de şu şekilde oluşturulmuştur:

$$\text{DIS\_TICARET\_ACIK} = \text{C(1)} * \text{GSMH\_DEF\_} + \text{C(2)} * \text{DOLAR\_SATIM} + \text{C(3)} * \text{TREND} + \text{C(4)}$$

Bu modelin regresyon çıktıları da aşağıdaki gibidir:

**Tablo 4.1.2** Trend Modeli

Dependent Variable: DIS_TICARET_ACIK				
Method: Least Squares				
Date: 12/30/07 Time: 17:04				
Sample: 1982 2005				
Included observations: 24				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GSMH_DEF_	0.124731	0.024745	5.040695	0.0001
DOLAR_SATIM	-0.022873	0.004991	-4.583068	0.0002
TREND	1245.086	217.8457	5.715449	0.0000
C	-2140.824	2164.298	-0.989154	0.3344
R-squared	0.868850	Mean dependent var	13088.23	
Adjusted R-squared	0.849177	S.D. dependent var	10818.20	
S.E. of regression	4201.343	Akaike info criterion	19.67521	
Sum squared resid	3.53E+08	Schwarz criterion	19.87155	
Log likelihood	-232.1025	F-statistic	44.16567	
Durbin-Watson stat	1.585721	Prob(F-statistic)	0.000000	

Bu çıktıyı yorumlayacak olursak modelin anlamlılığının sınanmasında kullanılan F istatistiğinin significance değeri  $0.000 < 0.05$  olduğundan model anlamlıdır diyebiliriz. Ayrıca GSMH\_DEF\_ , DOLAR\_SATIM ve TREND değişkenlerinin significance değerleri 0.05ten küçük olduğundan modeldeki tüm değişkenler anlamlıdır diyebiliriz. Doğrusal modelde anlamlı çıkan trend değişkeni, logaritmik modelin “kabaca düzeltme” etkisini teyit etmektedir. Bir önceki modelde de belirttiğimiz gibi, verilerin seyrinde çok büyük bir trend etkisi yoksa, verilerin logaritmalarını almak kabaca bir düzeltmedir. Doğrusal modelde trend etkisinin anlamlı çıkması, verilerin bu çeşit bir düzeltmeye ihtiyacı olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla başta yaptığımız logaritmik model tercihi de bir kez daha doğrulanmaktadır

#### 4.2 Gölge Değişken Kullanılan Model :

Modele dahil ettiğimiz dummy değişkeni faiz oranları değişkenine dönüşüm uygulanarak yapılmıştır. Bu dönüşüm Ortalama faiz oranı değeri olan “7,18816” değerinden yüksek faiz oranlarına “1”; düşük faiz oranlarına ise “0” değeri atanarak yapılmıştır. Bunun sonucunda

dummy değişkenimiz “1”= Yüksek faiz “0”= Düşük faiz olarak tanımlanmıştır. Eklenen değişken ile yapılan regresyon çıktıları aşağıdaki gibidir;

**Tablo 4.2.1** Gölge Değişkenli Model

Dependent Variable: LOG(DIS_TICARET_ACIK)				
Method: Least Squares				
Date: 12/29/07 Time: 21:45				
Sample: 1982 2005				
Included observations: 24				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GSMH_DEF_)	1.125231	0.321840	3.496239	0.0023
LOG(DOLAR_SATIM)	-0.950559	0.345373	-2.752268	0.0123
DUMMY_FAIZ	0.222108	0.137527	1.615012	0.1220
C	9.549304	0.945155	10.10342	0.0000
R-squared	0.889109	Mean dependent var	9.144860	
Adjusted R-squared	0.872475	S.D. dependent var	0.856926	
S.E. of regression	0.306014	Akaike info criterion	0.620639	
Sum squared resid	1.872889	Schwarz criterion	0.816981	
Log likelihood	-3.447663	F-statistic	53.45230	
Durbin-Watson stat	1.748412	Prob(F-statistic)	0.000000	

Bu çıktıya göre model şu şekilde kurulur;

$$\text{LOG(DIS\_TICARET\_ACIK)} = 1,125230974 * \text{LOG(GSMH\_DEF\_)} - 0,9505594741 * \text{LOG(DOLAR\_SATIM)} + 0,222108364 * \text{DUMMY\_FAIZ} + 9,549303684$$

Faiz Oranının **YÜKSEK** olduğu durumlarda;

$$\text{LOG(DIS\_TICARET\_ACIK)} = 1,125230974 * \text{LOG(GSMH\_DEF\_)} - 0,9505594741 * \text{LOG(DOLAR\_SATIM)} + 9,771412048$$

Faiz Oranının **DÜŞÜK** olduğu durumlarda ise;

$$\text{LOG(DIS\_TICARET\_ACIK)} = 1,125230974 * \text{LOG(GSMH\_DEF\_)} - 0,9505594741 * \text{LOG(DOLAR\_SATIM)} + 9,549303684$$

bu modeller kullanılır.

### 4.3 Arch Lm Testi :

Kalıntıların kendi geçmiş değerlerinin değişen varyansa yol açtığı varsayımına dayanır. Bu, hata teriminin varyansında ardışık bağımlılık anlamına gelmektedir. Otokorelasyon daha çok zaman serilerinde, değişen varyans ise daha çok yatay kesit verilerinde karşılaşılan bir sorundur. Ancak hisse senedi fiyatları, döviz kurları, enflasyon oranları gibi finansal zaman serilerinde tahmin hataları bazı dönemlerde küçük, bazı dönemlerde büyük olabilmekte, bu da hata teriminin varyansının sabit değil dönemden döneme değişir olduğunu göstermektedir. ARCH etkisi (ORKDV) varsa çözüm olarak ARCH modelleri kullanılabilir.

$$\text{ARCH}(p) \Rightarrow \hat{u}_t^2 = a_0 + a_1 \hat{u}_{t-1}^2 + a_2 \hat{u}_{t-2}^2 + \dots + a_p \hat{u}_{t-p}^2 + v_t$$

Bu modelin  $R^2$  değeri bulunup  $n.R^2$  ile  $K_p^2$  tablo değeri ile karşılaştırılır.

Hipotezler şu şekilde kurulur;

$$H_0 : a_1 = a_2 = \dots = a_p = 0$$

$$H_a : a_1 \mid a_2 \mid \dots \mid a_p \mid \text{farklı } 0$$

$n \cdot R^2 < K_p^2$  ise  $H_0$  reddedilemez. ARCH (p) etkisi yoktur.

$n \cdot R^2 > K_p^2$  ise  $H_0$  reddedilir. ARCH (p) etkisi vardır. Yani otoregresif koşullu değişen varyanstan söz edilir. Test sonuçları şu şekildedir;

**Tablo 4.3.1 ARCH Testi**

ARCH Test:

F-statistic	2.066656	Probability	0.165286
Obs*R-squared	2.060684	Probability	0.151142

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 12/30/07 Time: 16:49

Sample (adjusted): 1983 2005

Included observations: 23 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.064556	0.027767	2.324914	0.0302
RESID^2(-1)	0.298569	0.207688	1.437587	0.1653
R-squared	0.089595	Mean dependent var	0.091916	
Adjusted R-squared	0.046242	S.D. dependent var	0.099288	
S.E. of regression	0.096966	Akaike info criterion	-1.745979	
Sum squared resid	0.197449	Schwarz criterion	-1.647240	
Log likelihood	22.07876	F-statistic	2.066656	
Durbin-Watson stat	1.801354	Prob(F-statistic)	0.165286	

ARCH sonuçlarındaki Obs\*R-squared değeri bize n.R2'yi veriyor.

$$n.R2 = 2,060684$$

p: 1 (Gecikme uzunluğu)

$$K21 = 3,841$$

$n.R2 < 3,841 \Rightarrow H_0$  reddedilemez. Sonuç olarak ARCH(1) etkisi yoktur.

ARCH(2) için;

**Tablo 4.3.2** ARCH Testi

ARCH Test:

F-statistic	2.067691	Probability	0.154004
Obs*R-squared	3.932436	Probability	0.139985

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 12/30/07 Time: 16:54

Sample (adjusted): 1984 2005

Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.087858	0.032560	2.698381	0.0142
RESID^2(-1)	0.383114	0.219131	1.748335	0.0965
RESID^2(-2)	-0.323726	0.218966	-1.478434	0.1557
R-squared	0.178747	Mean dependent var	0.093565	
Adjusted R-squared	0.092299	S.D. dependent var	0.101302	
S.E. of regression	0.096514	Akaike info criterion	-1.712136	
Sum squared resid	0.176984	Schwarz criterion	-1.563358	
Log likelihood	21.83350	F-statistic	2.067691	
Durbin-Watson stat	1.872958	Prob(F-statistic)	0.154004	

n.R2 = 3,932436

p: 1 (Gecikme uzunluđu)

K22 = 5,991

n.R2 &lt; 5,991 =&gt; Ho reddedilemez. Sonuç olarak ARCH(2) etkisi de yoktur.

#### 4.4 Chow Testi :

Chow testini uygulamak için verilerimizi yıllara göre iki gruba ayırmamız gerekir. Birinci grup 1982–1993 yılları arasındaki gözlemleri kapsarken, ikinci grup ise 1994–2005 yılları arasındaki gözlemleri kapsamaktadır. İki grup için en küçük kareler yöntemi ile yapılan regresyon çıktıları aşağıdaki gibidir;

##### 1. GRUP

**Tablo 4.4.1** Birinci Grup

Dependent Variable: LOG(DIS_TICARET_ACIK)				
Method: Least Squares				
Date: 12/29/07 Time: 20:55				
Sample: 1982 1993				
Included observations: 12				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GSMH_DEF_)	1.108318	0.597166	1.855964	0.0964
LOG(DOLAR_SATIM)	-0.943315	0.684085	-1.378944	0.2012
C	9.719102	1.975137	4.920722	0.0008
R-squared	0.776645	Mean dependent var	8.487936	
Adjusted R-squared	0.727011	S.D. dependent var	0.525781	
S.E. of regression	0.274712	Akaike info criterion	0.466132	
Sum squared resid	0.679201	Schwarz criterion	0.587359	
Log likelihood	0.203208	F-statistic	15.64733	
Durbin-Watson stat	1.325497	Prob(F-statistic)	0.001176	

## 2.GRUP

**Tablo 4.4.2 İkinci Grup**

Dependent Variable: LOG(DIS\_TICARET\_ACIK)  
 Method: Least Squares  
 Date: 12/29/07 Time: 20:57  
 Sample: 1994 2005  
 Included observations: 12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GSMH_DEF_)	1.580204	0.498641	3.169023	0.0114
LOG(DOLAR_SATIM)	-1.554440	0.566121	-2.745775	0.0226
C	12.46548	2.045454	6.094237	0.0002
R-squared	0.657189	Mean dependent var	9.801784	
Adjusted R-squared	0.581009	S.D. dependent var	0.563377	
S.E. of regression	0.364671	Akaike info criterion	1.032675	
Sum squared resid	1.196864	Schwarz criterion	1.153902	
Log likelihood	-3.196051	F-statistic	8.626770	
Durbin-Watson stat	1.110607	Prob(F-statistic)	0.008086	

## Toplam

**Tablo 4.4.3 Toplam**

Dependent Variable: LOG(DIS\_TICARET\_ACIK)  
 Method: Least Squares  
 Date: 12/29/07 Time: 13:26  
 Sample: 1982 2005  
 Included observations: 24

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GSMH_DEF_)	1.253084	0.323677	3.871405	0.0009
LOG(DOLAR_SATIM)	-1.097743	0.345653	-3.175850	0.0046
C	10.13605	0.905335	11.19591	0.0000
R-squared	0.874647	Mean dependent var	9.144860	
Adjusted R-squared	0.862709	S.D. dependent var	0.856926	
S.E. of regression	0.317516	Akaike info criterion	0.659888	
Sum squared resid	2.117138	Schwarz criterion	0.807145	
Log likelihood	-4.918662	F-statistic	73.26351	
Durbin-Watson stat	1.497173	Prob(F-statistic)	0.000000	

Chow testi hipotezleri şu şekilde kurulur;



**H<sub>0</sub>:** Yapısal kırılma yoktur.

**H<sub>1</sub>:** Yapısal kırılma vardır.

Bu testi yapabilmemiz için F test istatistiğinin hesaplanması gerekir. F değeri şu şekilde hesaplanır;

$$F_{\text{hesap}} = \frac{(RSS_R - RSS_1 - RSS_2)/k}{(RSS_1 + RSS_2)/N - 2k}$$

$$RSS_R = 2,117138$$

$$RSS_1 = 0,679201$$

$$RSS_2 = 1,196864$$

$$F_{\text{hesap}} = 1,284993$$

$$F_{\text{tablo}} = 3,493$$

F testi sonucunda hesap değeri tablo değerinden küçük olduğu için H<sub>0</sub> hipotezi kabul edilir. Sonuç olarak 1982–1993 ve 1994–2005 yılları gözlemleri olarak aldığımız iki grup arasında yapısal kırılma vardır.

#### 4.5 Durağanlık Sınamaları :

Verilerimiz zaman serisi verileri olduğundan zaman içinde aynı ortalama ve varyansla değişimleri gerekmektedir. Aksi takdirde veriler üzerinden yaptığımız çıkarımlar yanıltıcı olabilir. Bu durumu test etmek için ise durağanlık sınamalarından olan birim kök sınamasından, Q istatistiğinden ve korelogram çizimlerinden yararlanacağız. Uygulamada en çok kullanılan durağanlık sınamalarından biri birim kök sınamasıdır. Birim kök sınamasında bağımlı değişken ile bağımsız değişkenlerin aynı mertebeden birim kök taşıması beklenir.

Bağımlı değişkenimiz, dış ticaret açığına birim kök testi yaptığımızda şu çıktıları görürüz.

**Tablo 4.5.1** Log(dış\_ticaret-acık) Değişkene Ait Birim Kök Sınaması

Null Hypothesis: LOG(DIS\_TICARET\_ACIK) has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.520195	0.9638
Test critical values:		
1% level	-2.674290	
5% level	-1.957204	
10% level	-1.608175	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

“ $H_0$ : Seri bir birim köke sahiptir (Seri durağan değildir)” şeklindeki hipotez 0,05 anlamlılık seviyesinde kabul edilmektedir. Ayrıca hesaplanan 1,52 t değeri de %1 %5 %10 anlamlılık seviyelerinde tablo değerlerinin mutlak değerlerinden küçük olduğundan  $H_0$  hipotezini kabul ediyoruz. Şu durumda mevcut seri bir birim kök taşımaktadır. Serinin farkı alınarak seri durağanlaştırılabilir. Bu işlem sonunda çıktılar şekildeki gibidir.

**Tablo 4.5.2** Log(dış\_ticaret-acik) Değişkenin Birinci Farkı Alınarak Yapılan Birim Kök Sınaması

Null Hypothesis: D(LOG(DIS\_TICARET\_ACIK)) has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.580695	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.674290	
5% level	-1.957204	
10% level	-1.608175	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Görüldüğü gibi  $p=000$  çıkmış olup 0.05 ve 0.01 anlamlılık düzeylerinde anlamlıdır. Ayrıca Hesaplanan t değerinin mutlak değeri de tablo mutlak değerlerinden her anlamlılık düzeylerinde büyüktür. Dolayısıyla serinin ikinci mertebeden birim kök taşıdığı yönündeki  $H_0$  hipotezini red ediyoruz. Serimiz birinci mertebeden birim kök taşır. Bu durum  $I(1)$  ile gösterilir.

Bağımsız değişkenlerimizden  $\log(\text{gsmh\_def})$  birim kök testi yaparsak sonuçlar şu şekilde çıkacaktır:

**Tablo 4.5.3** Log(Gsmh\_def) Değişkenine Ait Birim Kök Sınaması

Null Hypothesis: LOG(GSMH\_DEF\_) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.901291	0.0060
Test critical values:		
1% level	-2.685718	
5% level	-1.959071	
10% level	-1.607456	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tabloda görüldüğü gibi Tau mutlak değerleri Dickey-Fuller test istatistiğinden küçüktür. Dolayısıyla serinin durağan olmadığını ve birim kök taşıdığını söyleyen  $H_0$  hipotezini red ederiz. Seri 0. mertebeden birim kök taşır.  $I(0)$  ile gösterilir.

Diğer bağımsız değişken dalar\_satım için testi yaptığımızda sonuçlar şu şekilde çıkmaktadır:

**Tablo 4.5.4** Log(dolar\_satim) Değişkenine Ait Birim Kök Sınaması

Null Hypothesis: LOG(DOLAR\_SATIM) has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.267511	0.9427
Test critical values: 1% level	-2.674290	
5% level	-1.957204	
10% level	-1.608175	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tabloda da görüldüğü gibi hesaplanan t değeri Tau eşik değerlerinden (mutlak değer olarak) küçüktür. Dolayısıyla birim kök vardır ve serinin durağan olmadığını söyleyen  $H_0$  hipotezini kabul ediyoruz. Seri durağan değildir. Serinin birinci farkını aldığımızda ise sonuçlar şu şekilde çıkmaktadır:

**Tablo 4.5.5** Log(dolar\_satim) Değişkenin İlk Farkının Birim Kök Sınaması

Null Hypothesis: D(LOG(DOLAR\_SATIM)) has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.111567	0.2328
Test critical values: 1% level	-2.679735	
5% level	-1.958088	
10% level	-1.607830	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Serinin hala durağan olmadığını görüyoruz. Tekrar fark aldığımızda ise şu sonuçlar elde ediliyor:

**Tablo 4.5.6** Log(dolar\_satim) Değişkenin İkinci Farkının Birim Kök Sınaması

Null Hypothesis: D(LOG(DOLAR\_SATIM),2) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.324587	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.788030	
5% level	-3.012363	
10% level	-2.646119	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Serinin ikinci farkını aldığımızda serinin durağan olduğunu görüyoruz. Dolayısıyla serimiz İkinci mertebeden birim köke sahiptir. I(2) ile durum gösterilebilir.

Sonuç olarak;

Bağımlı değişkenimiz 1. diğer iki bağımsız değişkenimiz ise 0. ve 2. mertebeden birim kök taşımaktadır. Bu durumda yapılması gereken bağımlı değişkenlerin ve bağımsız değişkenlerin aynı mertebeden birim kök taşıyan modelin tercihidir. Fakat elimizde anlamlı çıkan diğer doğrusal modelde de aynı şekilde bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında farklı mertebeden birim kökler taşımaktadırlar.

Doğrusal modelin birim kök testleri aşağıdaki gibidir:

**Tablo 4.5.7** Dıs\_ticaret\_acık Değişkenine Ait Birim Kök Sınaması

Null Hypothesis: DIS\_TICARET\_ACIK has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.229316	0.9214
Test critical values: 1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Seri durağan değildir. Birinci farkını aldığımızda:

**Tablo 4.5.8** Dış\_ticaret\_acik Değişkeninin Birinci Farklarına Ait Birim Kök Sınaması

Null Hypothesis: D(DIS\_TICARET\_ACIK) has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.789925	0.0121
Test critical values: 1% level	-3.886751	
5% level	-3.052169	
10% level	-2.666593	

şeklinde durağanlaşmaktadır. Dolayısıyla Doğrusal modelde bağımlı değişkenimiz I(1) dir. Yani birinci mertebeden birim kök taşır.

Bağımsız değişkenlerin durağanlık durumları incelendiği içinse aşağıdaki sonuçlar bulunmuştur :

**Tablo 4.5.9** İthalat Değişkeninin Birinci Farklarına Ait Birim Kök Sınaması

Null Hypothesis: D(ITHALAT) has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.195692	0.0340
Test critical values: 1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

İthalat değişkeni birinci fark alındıktan sonra durağanlaşmakta dolayısıyla I(1) dir.

**Tablo 4.5.10** Gelir\_butce Değişkenine Ait Birim Kök Sınaması

Null Hypothesis: GELIR\_BUTCE has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.598500	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.808546	
5% level	-3.020686	
10% level	-2.650413	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.





















Gelir\_bütçe değişkeni ise  $I(0)$  dır. Dolayısıyla doğrusal modelimizde de bağımlı ve bağımsız değişkenlerin durağanlık mertebeleri birbirinden farklı çıkmıştır.

#### 4.6 Diğer Durağanlık Sınamaları :

Diğer durağanlık sınamaları ise correlogram çizimleri, ADF ve Q istatistiklerinden yararlanmak olabilir Nihai doğrusal modelimize bu testleri yaptığımızda;

##### 4.6.1 Kologram Çizimleri ve Q İstatistikleri

Date: 12/30/07 Time: 17:32  
 Sample: 1982 2005  
 Included observations: 24

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.252	0.252	1.7179	0.190
		2	0.103	0.042	2.0169	0.365
		3	0.128	0.099	2.5011	0.475
		4	-0.136	-0.208	3.0740	0.546
		5	-0.053	0.018	3.1674	0.674
		6	-0.028	-0.015	3.1946	0.784
		7	-0.167	-0.124	4.2128	0.755
		8	-0.259	-0.239	6.8238	0.556
		9	0.041	0.202	6.8935	0.648
		10	-0.019	-0.020	6.9095	0.734
		11	-0.061	-0.068	7.0908	0.792
		12	0.000	-0.110	7.0908	0.852

şeklindeki tablo elde edilmektedir. Şekildeki durum kalıntılarımızın durağanlık gösterdiği şeklinde yorumlanabilir. Ardışık bağımlılık ve kısmi korelasyonlar öngörülen sınırlar dahilinde çıkmış, bununla birlikte Box-Pierce Q istatistikleri de anlamsız çıkmıştır. Dolayısıyla kalıntıların ardışık bağımlılık katsayılarının sıfıra eşit olduğu yönündeki  $H_0$  hipotezini de kabul ederiz.

Kalıntılarımızın durağanlık gösterip göstermediği kalıntılarımıza uygulanacak birim kök sınaması ile de teyit edilebilir. Kalıntılara uygulanan birim kök sınamasının sonuçları aşağıdaki gibidir:

**Tablo 4.6.2** Kalıntılara Uygulanan Birim Kök Sınaması

Null Hypothesis: KALINTI has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.628979	0.0009
Test critical values: 1% level	-2.669359	
5% level	-1.956406	
10% level	-1.608495	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tabloda da görüldüğü üzere hesaplanan t istatistiğinin mutlak değeri tablo değerlerinin mutlak değerlerinden %1 %5 ve %10 anlamlılık seviyelerinde eşik değerlerinden büyüktür. Bu durumda kalıntıların durağan olmadığı yönündeki  $H_0$  hipotezini red ederiz. Kalıntılar durağandır.

## BÖLÜM 5



Bu bölümde zaman serisi ekonometrisi kapsamına da giren ABHO (Ardışık Bağılanımlı Hareketli Ortalamalı) model denemeleri yapılacaktır. Kısa dönemli tahminleme de iyi sonuçlar veren ABHO modelleri çalışmamızda daha çok uygulama ve veriyi anlama amaçlı olarak kullanılmıştır.

### **ABHO Model Denemesi :**

ABHO (Ardışık Bağılanımlı Hareketli Ortalama) modelleri, ekonometride zaman serilerini anlamak ve geleceğe dair tahmin yapmakta sıkça kullanılmaktadır.  $Y_t$  serisi veri olarak verildiğinde ve mevcut seri durağanlık varsayımını sağladığı takdirde ABHO modeli iki kısımdan oluşmaktadır. Birinci kısım Ardışık bağılanımlı kısım olup p'ninci mertebeden ardışık bağılanımlı denklem,

$Y_t = c + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$  şeklinde ifade edilebilir. Buradan hareketle birinci mertebeden ardışık bağılanımlı bir model,

$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$  denkleminde ifade edilebilir.

İkinci kısım ise hareketli ortalama kısmıdır ve q'nuncu mertebeden ardışık bağılanımlı denklem şu şekilde ifade edilir:

$$Y_t = \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i}$$

Buradan hareketle birinci mertebeden hareketli ortalamaya sahip bir model ,

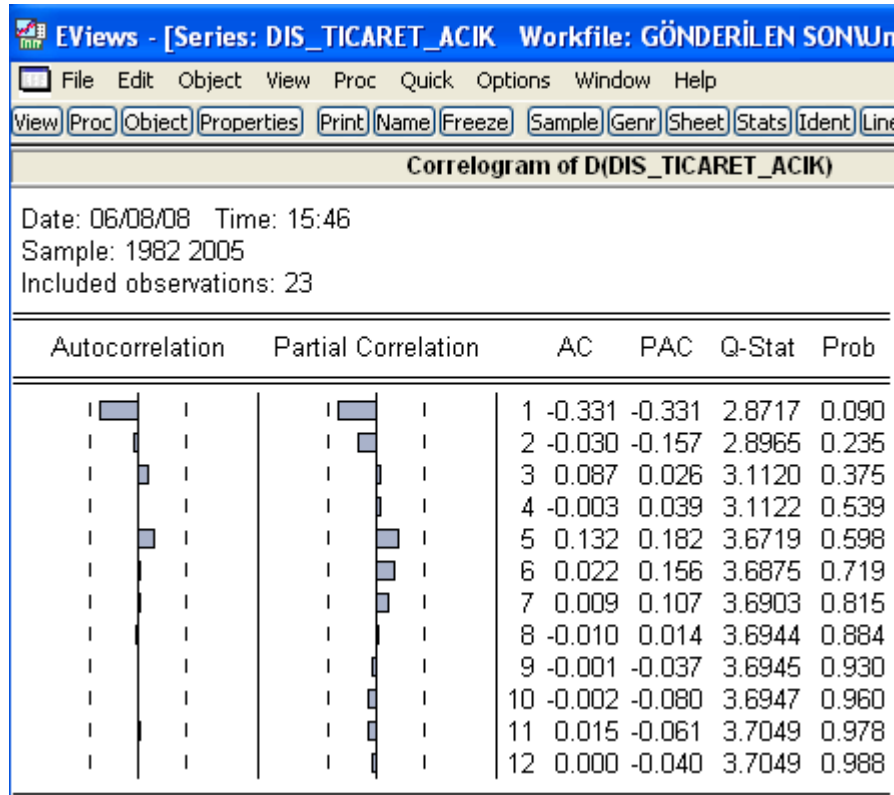
$Y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}$  şeklinde ifade edilebilir. Genel olarak ABHO(p,q) modeli denklemi şu şekildedir:

$$Y_t = \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i}$$

Uygulamada p ve q kologram çizimlerinden faydalanılarak bulunabilsede çoğu zaman düşük mertebeli modeller gerçek verilere daha iyi uyum göstermektedir. Bu çalışmada da p ve q'lar kologram çizimlerinden hareketle belirlenecektir. Ayrıca daha önce serinin birinci mertebeden birim kökü olduğundan, serinin birinci farkı üzerinden model kurma çalışmaları yapılacaktır.

### 5.1 Kologram Çizimlerinden Hareketle ABHO Sürecinin Mertebelerinin Belirlenmesi

**Tablo 5.1.1** ABHO Mertebeleri İçin Kologram Çizimi



İlgili kologramın otokorelasyon kısmı ABHO denkleminin hareketli ortalama kısmının mertebesi hakkında, kısmi otokorelasyon kısmı ise ABHO denkleminin ardışık bağımlı kısmının mertebesi hakkında bilgi vermektedir. Kologramı incelediğimizde birinci gecikmeli değerde gerek otokorelasyon gerek kısmi otokorelasyon kısmında sıçrama görmekteyiz. Bu durumda ABHO(1,1) modeli verilere uygun olabilir. Aynı zamanda beşinci gecikme içinde otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon kısımlarında görece bir artış söz konusudur. Dolayısıyla kurulacak model beşinci mertebeden ardışık bağımlı veya hareketli ortalamalı olabilir. Bir sonraki bölümde kologram çizimlerinden hareketle ABHO model denemeleri yapılacaktır.

## 5.2 ABHO Model Denemeleri :

Bu bölümde daha önce kologram çizimlerinden ön gördüğümüz p ve q mertebelerinden yararlanarak ABHO denemeleri yapılacaktır. Bu sebeple ilk olarak ABHO modelinin AB kısmı ile ilgili denemelerde bulunalım:

**Tablo 5.2.1 AB(1) Modeli**

Dependent Variable: D(DIS_TICARET_ACIK)				
Method: Least Squares				
Date: 06/08/08 Time: 17:42				
Sample (adjusted): 1984 2005				
Included observations: 22 after adjustments				
Convergence achieved after 3 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1726.736	1134.956	1.521412	0.1438
AR(1)	-0.268510	0.221824	-1.210460	0.2402
R-squared	0.068260	Mean dependent var		1808.659
Adjusted R-squared	0.021673	S.D. dependent var		6819.647
S.E. of regression	6745.341	Akaike info criterion		20.55760
Sum squared resid	9.10E+08	Schwarz criterion		20.65679
Log likelihood	-224.1336	F-statistic		1.465214
Durbin-Watson stat	1.916446	Prob(F-statistic)		0.240214

İlgili bilgisayar çıktısında da görüldüğü gibi birinci mertebeden ardışık bağımlı model katsayılarında anlamsız çıkmıştır. Katsayılar ancak %25 anlamlılık seviyesinde kabul

edilmektedir. Ayrıca modelin kendisi de %5 ve %10 anlamlılık seviyelerinde anlamsız çıkmıştır. Bu durumda birinci mertebeden ardışık bağımlı sürecin verilere uygun olmadığını söyleyerek, beşinci mertebeden ardışık bağımlı modeli deniyoruz

**Tablo 5.2.2 AB(5) Modeli**

Dependent Variable: D(DIS_TICARET_ACIK)				
Method: Least Squares				
Date: 06/08/08 Time: 17:51				
Sample (adjusted): 1988 2005				
Included observations: 18 after adjustments				
Convergence achieved after 3 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2256.210	2010.686	1.122110	0.2784
AR(5)	0.075491	0.370711	0.203638	0.8412
R-squared	0.002585	Mean dependent var	2184.994	
Adjusted R-squared	-0.059753	S.D. dependent var	7524.274	
S.E. of regression	7745.813	Akaike info criterion	20.85213	
Sum squared resid	9.60E+08	Schwarz criterion	20.95106	
Log likelihood	-185.6692	F-statistic	0.041468	
Durbin-Watson stat	2.468251	Prob(F-statistic)	0.841204	

AR(1) modelinde olduğu gibi Ar(5) modeli de katsayısal olarak anlamsız çıkmıştır. Bu durumda ardışık bağımlı modellerin verilere uygun olmadığı sonucuna varıyoruz ve HO mertebeleri için denemelerde bulunuyoruz.

**Tablo 5.2.3 HO(1) Modeli**

Dependent Variable: D(DIS\_TICARET\_ACIK)  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/08/08 Time: 17:56  
 Sample (adjusted): 1983 2005  
 Included observations: 23 after adjustments  
 Convergence achieved after 11 iterations  
 Backcast: 1982

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1606.420	922.9282	1.740569	0.0964
MA(1)	-0.355650	0.246729	-1.441459	0.1642
R-squared	0.077515	Mean dependent var		1747.870
Adjusted R-squared	0.033587	S.D. dependent var		6669.228
S.E. of regression	6556.273	Akaike info criterion		20.49717
Sum squared resid	9.03E+08	Schwarz criterion		20.59591
Log likelihood	-233.7175	F-statistic		1.764586
Durbin-Watson stat	1.782073	Prob(F-statistic)		0.198310

İlgili bilgisayar çıktıları incelendiğinde katsayıların ilgili p değerlerinin sırasıyla %9 ve %16 olduğu görülmektedir. Ayrıca modelin anlamlılığına ilişkin yapılan sınamada da F istatistiğinin olasılığı %19 çıkmıştır. Bu durumda HO(1) sabit terimli modelini %20 anlamlılık seviyesinde kabul edebiliriz. H(1) modeli yapılan denemeler arasında en iyi istatistiklere sahip model olmasına rağmen, daha önce hareketli ortalama sürecinin mertebesinin 5’de olabileceğini söylediğimizden HO(5) modelini de deniyoruz:

**Tablo 5.2.4** HO(5) Modeli

Dependent Variable: D(DIS\_TICARET\_ACIK)  
Method: Least Squares  
Date: 06/08/08 Time: 18:06  
Sample (adjusted): 1983 2005  
Included observations: 23 after adjustments  
Convergence achieved after 7 iterations  
Backcast: 1978 1982

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1748.959	1489.585	1.174126	0.2535
MA(5)	0.056116	0.335916	0.167053	0.8689
R-squared	0.001669	Mean dependent var		1747.870
Adjusted R-squared	-0.045870	S.D. dependent var		6669.228
S.E. of regression	6820.472	Akaike info criterion		20.57619
Sum squared resid	9.77E+08	Schwarz criterion		20.67492
Log likelihood	-234.6261	F-statistic		0.035115
Durbin-Watson stat	2.435873	Prob(F-statistic)		0.853153

HO(5) modeli katsayısal olarak ve toplamda anlamsız çıktığından verilere en uygun ABHO modelinin, HO(1) modeli olduğunu söylüyoruz. Modelin geçerliliği ve gerçek verilere ne kadar uygun olduğuna bir sonraki bölümde değinilecektir.

### 5.3 HO Modelinin Geçerliliğinin ve Uygunluğunun Belirlenmesi :

Daha önce değindiğimiz doğrusal modellerde olduğu gibi ABHO modelleri de ardışık bağımlılık, eşit varyans kalıntılarının normal dağılması gibi bazı temel varsayımları sağlaması gerekmektedir. Bunun yanında ABHO modellerinin gerçek verilere olan uygunluğu ise, bu tür modellerin tahmin amaçlı kullanılmasından dolayı daha da önem kazanmaktadır. Bu amaçla öncelikle belirlenen HO(1) modelinin ardışık bağımlılık varsayımını sağlayıp sağlamadığını kontrol edelim:

**Tablo 5.3.1** HO(1) Kologram Çizimi

Date: 06/08/08 Time: 22:03

Sample: 1983 2005

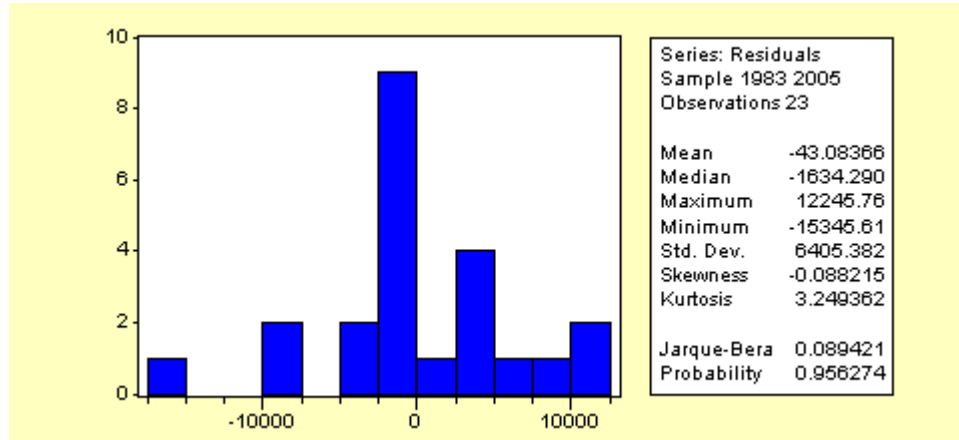
Included observations: 23

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation			Partial Correlation			AC	PAC	Q-Stat	Prob
	■			■		1 -0.127 -0.127	0.4221		
	■			■		2 -0.061 -0.078	0.5235	0.469	
	■			■		3 0.086 0.070	0.7386	0.691	
	■			■		4 -0.012 0.004	0.7432	0.863	
	■			■		5 0.100 0.112	1.0621	0.900	
	■			■		6 0.018 0.040	1.0725	0.957	
	■			■		7 0.012 0.034	1.0773	0.983	
	■			■		8 -0.020 -0.029	1.0925	0.993	
	■			■		9 -0.005 -0.014	1.0934	0.998	
	■			■		10 0.003 -0.019	1.0939	0.999	
	■			■		11 0.009 0.004	1.0978	1.000	
	■			■		12 0.000 -0.003	1.0978	1.000	

İlgili tabloda da görüldüğü gibi korelasyon değerleri küçük ve istatistik olarak anlamsız çıkmıştır. Bu durumda HO modelinin kalıntılarının ardışık bağımlı olmadığını iddia edebiliriz. Diğer bir varsayım, kalıntıların normal dağıldığı ise, Jarque-Bera testi ile sınanmıştır:

**Tablo 5.3.2** HO(1) Jarque – Bera Test



Jarque – Bera testi sonuçlarına göre ilgili p değeri %95 çıkmış olup, anlamlılık seviyemiz olan %5'ten büyüktür. Bu durumda kalıntıların normal dağıldığı yönündeki  $H_0$  hipotezini kabul edebiliriz.

Kalıntıların değişen varyansa sahip olup olmadığı dışsal değişken bulunmadığından dolayı white testi ile sınınamaktadır. Bu yüzden değişen varyans sınaması olarak Breusch-Pagan-Godfrey sınamasını tercih ediyoruz. Bu sınamada öncelikle kalıntılar elde edilir. İkinci aşama olarak kalıntıların kareli ortalaması alınır. Üçüncü aşama olarak kalıntılar, bir önceki bölümde hesaplanan standart sapmaya bölünerek  $p_i$  değerleri hesaplanır. Daha sonra  $p_i$  lerin açıklayıcı değişkene göre, örneğimizde ise kalıntılara göre regresyonu bulunur. Bulunan bu denklemin AKT değeri ikiye bölünüp  $\chi^2$  tablo değeri karşılaştırılır. Örneğimiz için regresyon denklemi:

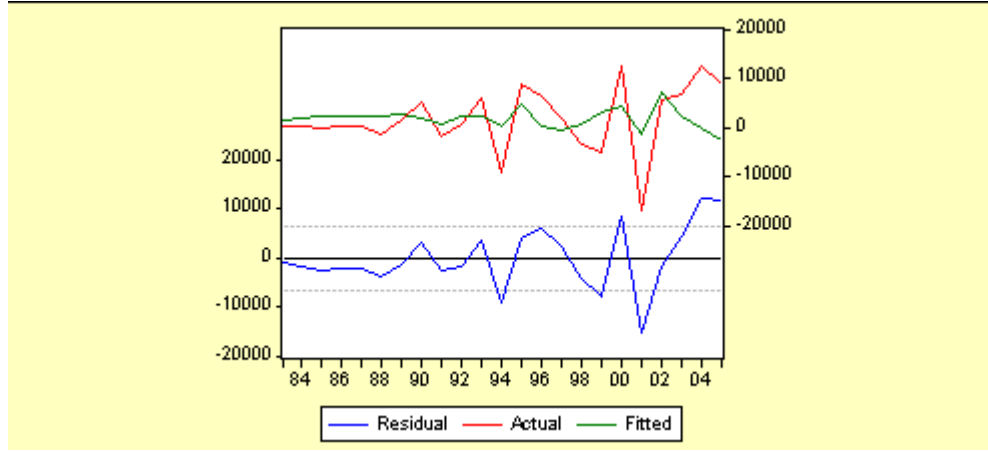
$p_i = 4.03 + 0.00016u_i$  olarak bulunmuş olup AKT değeri 30.29 olarak hesaplanmıştır. Bu

değer ikiye bölündüğü zaman test istatistiği 15.145 olup,  $\chi^2_{0.05} = 41.63$  tablo değerinden küçüktür. Bu durumda Kalıntıların değişen varyansa sahip olmadığı yönündeki  $H_0$  hipotezini kabul ederiz.

HO(1) modelinin gerçek verilere olan uygunluğunu ise grafik aracılığı ile gözlemlemek mümkündür:

**Tablo 5.3.4** HO Modeli Gerçek ve Tahmini Değerler





Grafik incelendiğinde 1994 ve 2001 yıllarında modelin gerçek verileri iyi tahminliyemediğini görüyoruz. Bu duruma sebep olan en önemli iki etken biri veri sayısının az olmasıdır. Diğeri ise dalgalı bir yapı izleyen Türkiye Ekonomisinin kantitatif yöntemlerle tahmin edilmesinin güçlüğüdür. Bununla birlikte HO(1) modeli matematiksel olarak,

$$Y_t = 1606.420 - 0.355650_t \varepsilon_{t-1} \text{ ifade edilebilir.}$$

## BÖLÜM 6

Bu bölümde çalışmada edinilmiş bulgular özet şekilde okuyucuya sunulacaktır.

### **SONUÇ:**

Yapılan çalışmalarda 1982-2005 arası bağımlı değişkenimiz olan dış ticaret açığı ile makroekonomik değişkenler ve diğer değişkenler arasındaki ilişkiler incelenmiştir. Bu amaçla doğrusal model denemeleri, gecikmeli model denemeleri, granger nedensellik testleri, chow testi, ABHO model denemeleri yapılmıştır.

Yapılan granger nedensellik testi sonuçlarına göre dış ticaret açığı; bütçe açığı/GSMH oranının, dolar alışı ve satış fiyatlarının, bütçe giderlerinin, gsmh'nın ve ihracatın granger nedenidir. Bütçe açığı, dolar alışı ve satış fiyatı, bütçe gelir ve giderleri, gsmh, ihracat ise dış ticaret açığının granger nedeni olarak tespit edilmiştir. Ayrıca yapılan test sonucunda dolar alışı-satış fiyatları, bütçe giderleri, gsmh ve ihracat ile dış ticaret açığı arasında çift taraflı bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Enflasyon ve faiz oranı ile dış ticaret açığı arasında ise herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır.

Doğrusal model denemeleri sonucunda ise, Tablo 2.3.5 yer alan modelin nihai model olarak belirlenmesi tercihinde bulunulmuştur. İlgili modelin matematiksel denklemi,

$\text{Log(Dış Ticaret Açığı)} = 10.13 + 1.25 \log(\text{Gsmh\_def}) - 1.09 \log(\text{Dolar Satış})$  şeklinde bulunmuştur.

Bu denkleme göre GSMH'daki artışlar dış ticaret açığını pozitif yönde etkilerken, dolar satış fiyatlarındaki yükselme ise dış ticaret açığını negatif yönde etkilemektedir.

Gecikmeli model denemeleri de önemli sonuçlar vermiştir. Koyck modeline göre GSMH deflatoründeki değişimin dış ticaret açığında önemli ve hissedilebilir düzeyde bir etkiye neden olması için gereken zaman yaklaşık 1,5 yıl olarak tespit edilmiştir. Yine koyck

modeline göre bütçe gelirlerindeki değişimin dış ticaret açığında önemli ve hissedilebilir düzeyde bir etkiye neden olması için gereken zaman yaklaşık 1.3 yıl olarak bulunmuştur.

Enflasyon ve dış ticaret açığı ilişkisi almon modeli ile incelenmeye çalışılmıştır. Buna göre, enflasyondaki bir birimlik artış bir yıllık dönemde dış ticaret açığını negatif yönde etkilediği, ikinci dönemden beşinci döneme kadar etkinin yönü değişmekte ve pozitif yönlü olduğu, son dönemde ise negatif yönde etkilediği sonucuna varılmıştır. Fakat gözlem sayısının küçük olması iddiamızın geçerliliğini önemli derecede azaltmıştır.

Diğer test sonuçları da önemli bulgular elde etmemizi sağlamıştır. Yapılan Chow testi sonuçlarına göre 1994 öncesi dönem ile 1994 sonrası dönem arasında yapısal bir kırılma yaşandığı tespit edilmiştir. Ayrıca incelenen dönemdeki ortalama faiz oranından yüksek ve düşük değerlere göre gölge değişkenler oluşturulmuş ve belirlenen doğrusal modele eklenmiştir. Gölge değişken eklenmiş modele göre, görece yüksek faizin dış ticaret açığını pozitif yönde ve sabit bir miktarda etkilediği sonucuna varılmıştır.

Tüm çalışmalara ek olarak adışık bağılanımlı hareketli ortalama süreçleriyle de dış ticaret açığı değişkeni açıklanmaya ve tahmin edilmeye çalışılmıştır. Yapılan çalışmalar sonucunda birinci mertebeden hareketli ortalamalı süreç en uygun ABHO modeli olarak bulunmuştur.

Çalışma sırasında gözlem sayısının az olması birçok istatistiğinin %10, zaman zaman da %20 anlamlılık seviyelerinde bile kabul edilmesine sebep olmuştur. Aynı zamanda konunun son derece kapsamlı olması sebebiyle bu çalışmada sadece belli başlı ekonometrik sınamalar verilere uygulanabilmiştir. İleride yapılacak çalışmalarda gözlem sayısının arttırılması, dış ticaret açığı ile çift taraflı nedensellik ilişkisi bulunan değişkenlerin eş anlı denklem modelleri ile tahmini araştırmacılara daha tutarlı ve güvenilir sonuçlar verecektir. Tüm bunların yanı sıra, dış ticaret açığının yapısını anlamada kalitatif metodlarında en az kantitatif teknikler kadar önemli olduğu unutulmamalı, yapılacak çalışmalar kalitatif metodlarla daha iç içe bir yapıda sürdürülmelidir.

## **KAYNAKLAR**

- [1] Fischer-Dornbusch, Stanley-Rudiger, (Eylül 1998), Makroekonomi, Akademi Yayıncılık, İstanbul.
- [2] Gujarati, Damodar N. , (Mayıs 2001), Temel Ekonometri, Litaratür Yayıncılık, İstanbul.
- [3] Newbold, Poul, (Ekim 2005), İşletme ve İktisat için İstatistik, Litaratür Yayıncılık, İstanbul.

## ÖZGEÇMİŞ

Ad Soyad	Meri Tozduman
Doęum Tarihi	11.11.1985
Doęum yeri	İstanbul
Lise	1999 - 2003 Orhan Cemal Fersoy Lisesi
Staj Yaptığı Yerler	Aksigorta A.Ş-İstanbul-(4 hafta) Net Eęitim ve Danışmanlık Şirketi - İstanbul - (8 hafta) UTEM-İstanbul- (11 hafta)