

**T.C.
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**

**TÜRKİYE'DE POLİVİNİLKORÜR TÜKETİMİ:
EKONOMETRİK BİR YAKLAŞIM**

**İŞLETME YÖNETİMİ
YÜKSEK LİSANS TEZİ**

KİMYA MÜH. M.AYDIN ÖZDEMİR

**T.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU
DOKÜMANTASYON MERKEZİ**

Tez Danışmanı : Doç. Dr. ÜMİT FIRAT

İSTANBUL , 1998

İÇİNDEKİLER	Sayfa
ŞEKİLLİSTESİ.....	IV
ÇİZELGELİSTESİ.....	V
ÖZET.....	VI
SUMMARY.....	VII
GİRİŞ.....	1
BÖLÜM 1 PVC’NİN ÖZELLİKLERİ VE SEKTÖRÜN YAPISI.....	2
1.1. Ürünün Özellikleri.....	2
1.2. Kullanım Alanları.....	3
1.3. Sektördeki Kuruluşlar.....	4
1.4. Üretim.....	5
1.5. Mevcut Durum.....	5
BÖLÜM 2. ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ.....	7
2.1. Zaman Serilerini Etkileyen Faktörler.....	7
2.1.1. Trend.....	8
2.1.1.1. Sperman Sıra Testi.....	9
2.1.2. Konjonktür Hareketleri.....	10
2.1.3. Mevsimlik Dalgalanmalar.....	11
2.1.4. Geçici ve Arızı Hareketler.....	11
2.2. Parametre Testleri.....	12
2.2.1. t-testi.....	12
2.2.2. F Testi.....	13
2.2.3. Determinasyon Katsayısı.....	14
2.2.4. Durbin-Watson D-testi.....	16
2.3. Serilerin Durağanlığı.....	17
2.3.1. Serilerin Durağanlığının Araştırılması.....	18
2.3.2. Birim Kök Testi.....	19
2.3.2.1. Dickey-Fuller Test.....	20
2.4. Eş-Bütünleme.....	22
2.4.1. Eş-Bütünleme Şartları.....	24
2.5. Birim Kök ve Eş-Bütünleme Analizi ile İlgili Yapılan Çalışmalar.....	25
BÖLÜM 3. BİRİM KÖK VE EŞ-BÜTÜNLEME UYGULAMASI.....	28
3.1. Uygulamanın Amacı.....	28
3.2. Verilerin Durumu.....	28
3.3. Serilerin Durağanlığının Araştırılması.....	32
3.4. Eş-Bütünleme Analizi.....	50

SONUÇLAR VE ÖNERİLER	55
KAYNAKLAR.....	58
EKLER.....	60
EK 1. PVC Tüketim Serisinin Durağanlaştırılmış Hali.....	60
EK 2. Dolar Döviz Kuru Serisinin Durağanlaştırılmış Hali.....	61
EK 3. Serilerin Farklarının Alınmasıyla Elde Edilen Veriler.....	62
ÖZGEÇMİŞ.....	67



ŞEKİL LİSTESİ

SAYFA

Şekil 2.1. Yi'nin Dağılımı.....	14
Şekil 2.2. Durbin-Watson İstatistik Aralığı.....	16
Şekil 3.1. İYt Serisi.....	32
Şekil 3.2. İdolar Serisi.....	43



TABLO LİSTESİ**SAYFA**

Tablo 1.1. PVC'nin özellikleri.....	2
Tablo 1.2. PVC kullanım alanları.....	3
Tablo 3.1. PVC üretim değerleri.....	29
Tablo 3.2. PVC ithalat değerleri.....	29
Tablo 3.3. PVC ihracat değerleri.....	30
Tablo 3.4. PVC stok değerleri.....	30
Tablo 3.5. PVC tüketim değerleri.....	31
Tablo 3.6. Dolar döviz kuru değerleri.....	31
Tablo 3.7. Seri IYt trend tipini belirlemek için kullanılan DF testi.....	34
Tablo 3.8. dIYt modelinde otokorelasyonun varlığını belirlemek için kullanılan ekran.....	35
Tablo 3.9. dIYt modeli için gecikme sayısını belirleyen FPE değerleri.....	37
Tablo 3.10. dIYt modeli için kullanılan Birim Kök testi.....	38
Tablo 3.11. ddIYt modelinde otokorelasyonun varlığını belirlemek için kullanılan ekran.....	40
Tablo 3.12. ddIYt modeli için gecikme sayısını belirleyen FPE değerleri.....	41
Tablo 3.13. ddIYt modeli için kullanılan Birim Kök testi.....	42
Tablo 3.14. Seri Idolar trend tipini belirlemek için kullanılan DF testi.....	44
Tablo 3.15. dIdolar modelinde otokorelasyonun varlığını belirlemek için kullanılan ekran.....	45
Tablo 3.16. dIdolar modeli için kullanılan Birim Kök testi.....	46
Tablo 3.17. ddIdolar modelinde otokorelasyonun varlığını belirlemek için kullanılan ekran.....	48
Tablo 3.18. ddIdolar modeli için kullanılan Birim Kök testi.....	49
Tablo 3.19. Uzun dönem denge ilişkisinin varlığını test etmek için kullanılan ekran.....	50
Tablo 3.20. dhata modelinde otokorelasyonun varlığını belirlemek için kullanılan ekran.....	52
Tablo 3.21. dhata modeli için gecikme sayısını belirleyen FPE değerleri.....	53
Tablo 3.22. dhata modeli için kullanılan Birim Kök testi.....	54

ÖZET

Bu çalışmanın amacı Türkiye’de özellikle son yıllarda artan PVC tüketiminin dolar döviz kuruyla nasıl bir eğilim gösterdiğinin araştırılmasıdır. Bu çalışmanın ilk bölümünde PVC tanıtılmış ve ülke ekonomisindeki yeri belirtilmiştir. İkinci bölümde , zaman serileri analizine bir giriş yapılmış , birim kök (Unit Root) yöntemi ve Eş-bütünleme (Cointegration) analizi ele alınmış ve bu yöntemler hakkında bilgi verilmiştir. Üçüncü bölümde ise geçmiş yıllardaki PVC tüketim değerleri ile dolar döviz kuru arasındaki bağıntı bu yöntemler ile analiz edilmiş ve gelecekte birlikte hareket edip edemeyecekleri araştırılmıştır. Uygulama sonunda bu iki serinin birlikte hareket ettikleri ortaya çıkmıştır. Analiz sonuçlarının elde edilmesinde TSP 7.0 bilgisayar programı kullanılmıştır.

SUMMARY

The purpose of this work is to investigate of association between PVC consumption that is getting increase especially in Turkey and dolar's rate of exchange. The first part of this work is given information about PVC and determined its position in Turkey economy. In section two , the concept of stationary , Unit Root test and Cointegration analysis are defined. In section three , is applied an example of Unit Root test and Cointegration analysis that is about the association between PVC consumption and dolar's rate of exchange. The result of example is that our two series are cointegrated. And the last part of this work the subject is concluded. All the analysis are applied by using the TSP 7.0 (Time Series Processor) computer program.



GİRİŞ

Dünyada ve ülkemizde büyük bir oranda kullanım alanı bulan PVC'nin ülke ekonomisindeki önemi giderek artmaktadır. Mevcut üretimin yeterli olmayışı , diğer ülkelerle olan rekabet gücünün maliyet açısından yetersiz olması , PVC tüketiminin gelecekteki değerlerinin optimal bir şekilde bilinmesini zorunlu kılmıştır.

Günümüzde zaman serisi analizi ekonometride önemli bir yer tutmakta ve gittikçe de gelişmektedir. Bu gelişmede bilgisayar teknolojisindeki ve paket programların yazılımındaki ilerlemelerin rolü çok büyüktür. Nitekim geliştirilmiş paket programlardan yararlanmadan zaman serisi analizi yapmak olanaksızdır. Her ne kadar yıllık verilerle de zaman serisi analizi yapılmaktaysa da , bu yöntemler daha çok mevsimlik (üç aylık ve aylık) zaman serisi verilerinin analizinde kullanılmaktadır. Bazen sermaye piyasası ile ilgili çalışmalarda olduğu gibi , haftalık ve günlük veriler de önem kazanmaktadır.

Bu çalışmanın ilk bölümünde PVC tanıtılmış ve ülke ekonomisindeki yeri belirtilmiştir. İkinci bölümde , zaman serileri analizine bir giriş yapılmış , Birim Kök (Unit-root) yöntemi ve Eş-Bütünleme (Cointegration) analizi ele alınmış ve bu yöntemler hakkında bilgi verilmiştir. Son bölümde ise geçmiş yıllardaki PVC tüketim değerleri ile dolar kuru arasındaki bağıntıyı ortaya çıkarmak için bu analizler uygulanmış ve gelecekte birlikte hareket edip edemeyecekleri araştırılmıştır.

BÖLÜM 1 : PVC'NİN TANIMI

Gümrük Tarife İstatistik Pozisyon (G.T.İ.P) numarası 3904.10 olan Polivinil Klorür (PVC) ve 3904.30 olan Polivinil Klorür Kopolimeri , Vinil Kloroür Polimer (VCM) ' in basınç , sıcaklık ve katalizörlerin etkisinde polimerizasyonu ile toz halinde elde edilen homopolimer ve kopolimerdir. Toz halindeki PVC gerekli katkı maddeleri ile karıştırılarak termoplastik ürünlerin yapımında kullanılan karışımlar elde edilir ¹.

1.1. Ürünün Özellikleri

PVC emülsiyon ve süspansiyon türleri ile emülsiyon türlerinin öğütülmesi ile hazırlanan pastalık türleri bulunmaktadır. PVC'nin özellikleri tablo 1.1.'de verilmiştir.

Tablo 1.1. PVC'nin Özellikleri

Petvinil PVC Türleri	K sayısı (20 °C) Dikloretan	PSAT Kg/ dm ³	Kirlilik Nokta / ft ²	Uçucu Madde gr/kg	Termik Stabil. Dk.	180 Elek Üstü	50 Elek Üstü	63 Elek Altı
E-36/71	64-68	0.68 0.73	<60	<3	>25-30	Kalan	Kalan	Geçen <400
P-34/74	64-68	-	-	<3	>25-30	-	-	-
P-38/74	66-70	-	-	<5	>10-15	-	-	-
S-23/59	51-55 50-54	0.58 0.68	<60	<10	>30-40	50	>600	<100
S-27/63	58-62	0.6-0.7	<60	<5	>30-40	<300	>600	<150
S-29/64	57-61	0.55 0.65	<60	<10	>40-50	<150	>600	<100
S-39/71	64-68	0.5-0.6	<60	<5	>40-50	<100	>600	<100
KA- 13/46	42-45	0.52 0.62	<60	<30	>30-40	-	-	-

¹ DPT , 7. 5 Yıllık Kalkınma Planı , Petrokimya , Yayın No: 2367 , 1994 , Ankara.

1.2. Kullanım Alanları

Yeni alternatif polimerlere rağmen PVC sektörü pazardaki payını korumaya devam etmektedir. PVC ürünlerinin kullanım alanlarına göre payı aşağıda gösterilmektedir.

Tablo 1.2. PVC Kullanım Alanları

Kullanım Alanları	Kullanım % ' si
İnşaat	59
Tüketim malları	9
Elektrikli aletler	7
Ambalaj	7
Ev aletleri	5
Otomotiv	5
Muhtelif	8

Ayrıca plak , ayakkabı tabanı , PVC kaplı kumaş , suni deri , temiz ve pis su borusu , hortum , çanta , kablo kılıfı , yer karosu , PVC kaplı duvar kağıtları yapımında da kullanılmaktadır.

Özellikle konutlarda PVC kullanımı giderek artmaktadır. Üç yıl önceye kadar kapı ve pencere sektöründe PVC kullanım oranı %25 iken şu an bu rakam %40'a ulaşmış bulunmaktadır ve giderek artmaktadır. Bu artışın en önemli sebebi ahşap ve alüminyum doğramaya oranla pek çok avantaja sahip olmasıdır. Fiyatı bu iki ürünle aynı olan PVC doğrama , ısı , nem ve ses yalıtımını bunlara oranla çok daha iyi gerçekleştiriyor. Dayanıklılığı da ahşap ve alüminyumdan daha fazla olan PVC profillerinin ömrü binanın ömrüne eşittir. Ayrıca paslanmaması , boya gerektirmemesi , bakım ve onarımının kolay olması diğer avantajlarıdır ².

² Dünya Gazetesi Ekonomi Eki , Plastik , sayı:70 , Eylül 1998 , s.13.

1.3. Sektördeki Kuruluşlar

Polivinil Klorür (PVC) ürününün Türkiye'deki tek üreticisi PETKİM PETROKİMYA HOLDİNG A.Ş. bir kamu kuruluşudur. 1970 yılında 46.000 ton/yıl kapasite ile üretime geçen Yarımca , Yarımca/İzmit PVC Ünitesi ve 1986 yılında 105.000 ton/yıl kapasite ile üretime geçen Aliğa , Aliğa/İzmir Ünitesi ile birlikte Petkim'in toplam PVC kapasitesi 151.000 ton/yıl'dır.

Petkim'in Yarımca ve Aliğa'da bulunan petrokimya komplekslerinde , çeyrek asrı aşan bir süredir , hammadde olarak kullanılan elliye yakın petrokimyasal ürün imal edilmektedir. Komplekslerindeki kurulu fabrikalarında bir rafineri yan ürünü olan naftayı işleyen Petkim ; plastik , tekstil , kauçuk , otomotiv , elektronik gibi sanayi kollarında kullanılan hammaddeleri üretmektedir. Bu sanayi kolları , Petkim'den aldıkları hammaddelerle yaşamın her alanında vazgeçilmez şekilde kullanılan malzemeleri üretiyor.

Sektörü plastik sanayii olarak ele alırsak , İSO'nun bildirdiği 500 büyük sanayi kuruluşu içinde plastik sektörünün 9 büyük işletmesi yer almaktadır : Pilsa Plastik San. A.Ş. , Koroza Amb. Tic. A.Ş. , PİMAŞ , Teknik Malzeme A.Ş. , Egeplast , Fırat Plastik , Elif Plastik , Van Leer Plast A.Ş. , Naksan Plast A.Ş. Bu işletmeler arasında ağırlıklı olarak PVC ile ilgili ürünlerin üretimini yapanları aşağıda kısaca incelemek uygun olacaktır ;

Bir Sabancı Holding kuruluşu olan Pilsa , plastik boru , otomotiv endüstrisine plastik parça , plastik ambalaj , pet şişe , sentetik iplik ve kumaş üretimi gerçekleştiren entegre bir tesis kompleksinden oluşur. Firmanın 51.796 m² kapalı , 189.000 m² açık olmak üzere Adana'da iki fabrikası , Adapazarı'nda 29.497 m² kapalı ve 131.360 m² açık alan olmak üzere bir fabrika bulunmaktadır. Adapazarında 1998 yılı başında devreye giren 10 ton/yıl kapasiteli PVC kapı ve pencere profili üretimi kapasiteyi arttırmıştır.

Bir Enka Holding kuruluşu olan Pimaş 1963 yılında kurulmuştur. Pimaş yılda 30.000 ton PVC profil ve boru üretim kapasitesine sahiptir. Ürün bazında pazar payı %35 olan Pimaş Türkiye genelinde 300 üretici bayiye ayrıca yurtdışında 21 farklı ülkede 42 üretici bayiye sahiptir.

Mazhar Zorlu Holding A.Ş.'ye bağlı olarak faaliyet gösteren Egeplast polietilen , polipropilen ve PVC 'den mamul her türlü boru ve ek parçaları , pis su boru , sıcak su boru ve ekleri üretmektedir. Firmanın 25.000 ton olan kapasitesi 1998 sonunda 35.000 tona çıkarılacaktır ³.

1.4. Üretim

PVC Üretiminde , ticari olarak 5 polimerizasyon prosesi kullanılmaktadır. Bu prosesler:

- 1.Süspansiyon Polimerizasyonu
- 2.Emülsiyon Polimerizasyonu
- 3.Kütle Polimerizasyonu
4. Solüsyon Polimerizasyonu
- 5.Mikrosüspansiyon Polimerizasyonu prosesleridir.

1.5. Mevcut Durum

Dünyada kurulu PVC kapasitesinin fazla olması büyük bir rekabet ortamı yaratmaktadır. İthal edilen PVC'nin büyük bir bölümü Doğu Avrupa ve Rusya Fedarasyonundan sağlanmaktadır. Komşu ülkelerde özellikle Suudi Arabistan'da büyük miktarlarda PVC üretimi yapılmaktadır. PVC üreten ülkelerin pek çoğunda hammadde , petrol bulunması , teknolojilerinin modern olması ve kapasitelerinin büyük olması gibi nedenlerle üretim maliyetleri düşüktür.

³ Dünya Gazetesi Ekonomi Eki , a.g.c., s.1.

Yukarıdaki bilgilerin ışığında PVC sektörünün ülkemiz ekonomisi açısından önemli bir yere sahip olduğu görülmektedir. Bu bağlamda , ekonometride önemli bir yer tutan zaman serilerini kullanarak , sektörün ekonometrik açıdan incelenmesinin uygun olacağı düşünülmüştür.



BÖLÜM 2 : ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ

Gözlem sonuçlarının yıl , ay , gün , vb. zaman aralıklarının şıklarına göre düzenlenmesi ile elde edilen serilere zaman serileri denir. Belli zaman aralıkları ile gözlenen ve kaydedilen istatistik veriler çeşitli konularla ilgili zaman verilerini oluştururlar. Yıllar itibarı ile ihracat , ithalat , milli gelir , üretim , bir firmanın satışları , reklam harcamaları ,günlük ortalama sıcaklık dereceleri , vb. serilerin hepsi birer zaman serisi örneğidir. Zaman serileri her alanda kullanılmakla birlikte özellikle iktisadi ve işletmecilik alanlarında zaman serilerinin önemi daha fazladır. Bunun nedeni ise önceki döneme ait gözlem değerlerinden yararlanarak bu değerlerin genel bir eğilimini belirleyip , gelecekteki değerlerin ne olacağını tahmin etmekten kaynaklanmaktadır.

Zaman serilerinin analizinde , serideki değerlerin zamana bağlı olarak değiştiği kabul edilmekte ve zaman , serideki değerleri etkileyen bir faktör olarak ele alınmaktadır. Gerçekte ise her zaman serisini sadece zamanın bir fonksiyonu olarak düşünmek yanıltıcı olur ⁴. Örneğin bir firmanın satışlarının sadece zamana bağlı olarak değiştiği söylenemez. Çünkü satışları zamanın yanında etkileyen reklamlar , fiyatlar , rakip mallar , vb. daha bir çok faktörler vardır.

2.1. Zaman Serilerini Etkileyen Faktörler

Zaman serilerini etkileyen çeşitli faktörler vardır. Bunlar ;

- Trend (T)
- Konjonktür hareketleri (K)
- Mevsimlik hareketler (M)
- Geçici ve arızı hareketlerdir. (G)

Zaman serileri bu dört faktörün bileşiminden meydana gelirler. Burada çarpım modeli ve toplam modeli olmak üzere iki tür modelden söz edilebilir ⁵ :

⁴ Bilge Köksal , *İstatistik Analiz Metodları* , 2.b. , Çağlayan Kitapevi , 1980 , İstanbul , s.340.

⁵ Orhan İdil , *Yönetimde İstatistik* , İşletme İktisadı Ens. , No:41 , 1979 , İstanbul , s.86.

Çarpım modelinde zaman serisi dört faktörün çarpımından oluşur.

$$Y = T \times K \times M \times G \quad (2.1.1.)$$

Çarpım modelinde trend (T) mutlak , diğer faktörler ise nisbi (oransal) olarak yer alırlar. Yani trend seriyi etkileyen ana faktördür , diğer faktörler trendin birer fonksiyonudurlar.

Toplam modelinde ise , zaman serisi bütün faktörlerin ayrı ayrı etkilerinin toplamından meydana gelir.

$$Y = T + K + M + G \quad (2.1.2.)$$

İktisadi olayların yapısına daha uygun olan model çarpım modeli olduğundan , zaman serilerinin analizinde çoğunlukla trend analizi ön planda tutulur. Zaman serilerini etkileyen faktörleri kısaca açıklamak uygun olacaktır ⁶:

2.1.1. Trend

Zaman serilerinin uzun dönemdeki eğilimlerine trend adı verilir ⁷. Nüfus artışı , teknolojik değişme , sermaye stokunun büyümesi , tüketim kalıplarındaki değişmeler gibi faktörlerin etkisiyle seri , uzun dönemde artma veya azalma eğilimi gösterebilir. Bu değişikliğin incelenebilmesi için , zaman serisinin oldukça uzun bir dönemi kapsamaması gerekmektedir. Bu dönemin kaç yıl olmasına ilişkin bir kural yoktur. Her olayın yapısına göre hareket etmek daha uygundur.

Trend yön ve şiddet bakımından farklı şekillerde olabilir. Seriler yön bakımından artan veya azalan bir trende sahip olabilecekleri gibi şiddet bakımından da doğrusal veya eğrisel bir trende de sahip olabilirler.

⁶ W. Wayne Daniel ; James C. Terrell , **Business Statistics** , 4th Ed., Houghton-Mifflin Co., Boston , 1986 , s.594-595.

⁷ Donald H. Sanders , **Statistics; A Fresh Approach** , 4th Ed. , Mc Graw Hill , 1990 , Texas , s.485.

Trendin belirlenmesiyle geçmiş dönem değerlendirilmiş ve gelecek dönemlere ait tahminlerin yapılmasına olanak sağlanmış olmaktadır.

Seri ile zaman faktörü arasında sistematik bir ilişkinin olup olmadığı , serinin gerçekten zamana mı bağlı olduğu yoksa bir ana kütleden tesadüfen çekilmiş bir örnek olarak mı kabul edileceğini belirlemek için trende ait bazı testler geliştirilmiştir. Trende ait testler kullanılmadığı takdirde seride trend olmadığı halde , boşu boşuna birtakım işlemler yapılmış olur. Trendin varlığına ait birçok test önerilmektedir. Bunlardan Sperman Sıra Testi incelenecektir.

2.1.1.1. Sperman Sıra Testi

Sperman sıra testinin esası , sıfır trende karşı pozitif trendin test edilmesidir ⁸ .

Bu testin ilk aşamasında , zaman serisi gözlem değerlerinin kronolojik sırası ile gözlem değerlerinin büyüklüklerine göre elde edilen sıranın farkı alınır. İkinci aşamada , gözlem sayısı n , 30'dan küçükse bu farkların karelerinin toplamı ($\sum d_i^2$) aşağıdaki formülde yerine konur.

$$r_s = 1 - 6 \sum d_i^2 / n (n^2 - 1) \quad (2.1.1.1.1)$$

Testle ilgili hipotezde :

H_0 = Serinin trendi yoktur.

H_1 = Serinin trendi vardır şeklinde kurulur.

Formül yardımıyla bulunan değer , Sperman sıra testi için geliştirilen tablo değeri ile karşılaştırılır ve :

⁸ Ateş Vuran , **İstatistik 3** , Nihad Sayar Yayın ve Yardım Vakfı Yayınları , No:351/584 , 1981 , İstanbul , s.258.

$|r_s| > r_{\alpha/2}$ H_0 hipotezi reddedilir (serinin trendi vardır) .

$|r_s| < r_{\alpha/2}$ H_0 hipotezi kabul edilir (serinin trendi yoktur) .

Gözlem sayısı n , 30'dan büyükse , z değişkeni ortalaması μ_s , standart sapması σ_s olan tesadüfî bir değişken olarak kabul edilir ve $\mu_{rs} = 0$, $\sigma_{rs} = 1 / \sqrt{n-1}$ formüllerinden yararlanılarak

$$z = r_s - \mu_{rs} / \sigma_{rs}$$

değeri hesaplanır. Hesaplanan bu değer normal dağılım tablosundan bulunan değerlerle karşılaştırılır ve :

$|z| > z_{\alpha/2}$ ise H_0 hipotezi reddedilir (serinin trendi vardır) .

$|z| < z_{\alpha/2}$ ise H_0 hipotezi kabul edilir (serinin trendi yoktur) .

2.1.2. Konjonktür Hareketleri

Dünya ve ülke ekonomisinde meydana gelen değişmelerin zaman serilerini de etkileyecekleri muhakkaktır. Bu nedenle zaman serilerinde belli bir dönemde artışlar olmakta daha sonra ise düşmeler başgöstermekte ve tekrar azalış ve artışlarla bu süreç devam etmektedir. Sınırları kesin belli olmamakla birlikte her 3-5 yılda bir meydana gelen bu dalgalanmalara konjonktür dalgalanmaları adı verilmektedir ⁹.

Konjonktür hareketlerinin en önemli özelliği , bütün ekonomiyi kavramaları ve düzenli bir devresel ritme sahip olmalarıdır. Dalgalanmalar devri olmalarına karşılık periyodik değildirler. Yani mevsimlik dalgalanmalarda olduğu gibi dalga uzunlukları birbirine eşit değildir.

⁹ Paul Newbold , *Statistics for Business and Economics* , 3th Ed. , Prentice Hall Company , 1991 , s.732.

2.1.3. Mevsimlik Dalgalanmalar

Zaman serilerinde mevsimlerin etkisi ile meydana gelen ve kesin olarak her 12 ayda bir tekrar eden dalgalanmalara mevsimlik dalgalanmalar adı verilmektedir. Meşrubat satışlarının yaz aylarında artması , inşaatların kış aylarında azalması , yolcu sayısının bayramlarda artması , vb. olaylar mevsimlik dalgalanmalara birkaç örnektir.

Bir işletmenin ürettiği malın özelliğine bağlı olarak satışının , dolayısıyla üretiminin belli aylarda dalgalanmalar göstermesi nedeniyle mevsimlik hareketlerin izlenmesi ve ölçülmesi çok önem kazanmaktadır. Böylece işletme planlarını mevsimlik hareketlere göre yapmak zorunda kalır.

Mevsimlik hareketlerin izlenmesi ve ölçülmesi için zaman serisi verilerinin aylık , 3 veya 6 aylık olarak düzenlenmesi gerekmektedir. Ancak en çok kullanılan aylık olarak düzenlenen verilerdir. Örneğin , bir ürünün satışı Ağustos ayında en yüksek düzeyine ulaşıyorsa , diğer yıl da Ağustos ayında en yüksek düzeyine ulaşması beklenir. Yıllık olarak düzenlenen zaman serilerinde değerler aylıkların toplamı veya ortalaması olduğu için mevsimlik değişimleri görebilmek mümkün değildir ¹⁰ .

2.1.4. Geçici ve Arızı Hareketler

Zaman serilerini etkileyen faktörler arasında dalga boyu en kısa olan bu dalgalanmalar , sel, deprem , yangın gibi tabii afetler , savaş , seçim , grev , vb. nedenlerle ortaya çıkarlar ve zaman serilerini etkilerler. Bu hareketlerin ne zaman ve ne şiddette meydana gelecekleri önceden bilinmediğinden bunların zaman serileri üzerindeki etkilerini tahmin etmek kolay değildir.

¹⁰ Sanders . a.g.c.. s.498.

2.2. Parametre Testleri

İktisadi analizlerde her zaman bazı parametre testlerine bakarak yorum yapmak mümkün olmaktadır. İstatistik analiz açısından , tahmin edilen bir parametrenin geçerli olabilmesi için , mutlaka test edilmiş olması gerekir.

2.2.1. t-testi

Sınanacak hipotezimiz $H_0: \beta=0$ şeklinde kurulur ve kullanılacak test istatistiği t-testi diye adlandırılır ¹¹.

β katsayısı , modeli açıkladığı düşünülen bağımsız değişkenlerin katsayılarının gösterimidir. H_0 hipotezinin kabul edilmesi , ilgili parametrelerin istatistiki olarak anlamsız olduklarını dolayısıyla da bağımlı değişkeni açıklama güçlerinin olamayacağını ifade eder. Yani istenen, t testi sonucunda H_0 hipotezinin reddedilmesidir. Öte yandan H_0 hipotezinin alternatifi durumundaki H_1 hipotezi , incelenmek istenen duruma göre farklı şekillerde oluşturulmaktadır. Şöyle ki , ilgili değişkenin istatistiki açıdan anlamlı olup olmadığının araştırması yapılıyor ise çift taraflı test olarak adlandırılan ve H_0 hipotezinin tam tersi durumundaki $H_1: \beta \neq 0$ karşıt hipotezi kullanılmaktadır. Burada iki durum söz konusudur:

$$H_1 : \beta < 0 \quad \text{yada} \quad H_1 : \beta > 0 \quad \text{olacaktır.}$$

İlgili değerler için daha sonra test istatistikleri hesaplanır.

(n - k) serbestlik derecesi ile tablodan karşılaştırılacak olan test istatistikleri kararın verilmesini sağlayacaktır. Karar aşamasında (n - k) serbestlik derecesi ile belli bir önem seviyesinde tablo değerleri kullanılır. Hesaplanan test istatistiğinin değeri ile tablo değerleri karşılaştırılarak karar verilir.

¹¹ Şemsettin Bağırkan , **Ekonometrinin Temel Kavramları** , 1986 , İstanbul , s.75.

$$t = \frac{\hat{\beta} - \beta}{S_{\hat{\beta}}} \cong t(\alpha)(n - k) \quad (2.2.1.)$$

n = gözlem sayısı

k = değişken sayısı

$S_{\hat{\beta}} = \beta$ katsayısının hata terimi

α = önemlilik düzeyi

Karar kriteri ;

$|t_{\text{tablo}}| < |t_{\text{hesaplanan}}| \Rightarrow H_0 : \text{Red şeklinde olacaktır.}$

Böylece t-istatistiği sayesinde modeldeki parametrelerin tek tek istatistiki olarak anlamlı olup olmadıkları anlaşılır.

2.2.2. F testi

Regresyon analizinde birden çok açıklayıcı değişkenin açıklanan değişken üzerinde etkili olup olmadığını anlamak için F-testi uygulanabilir . Bütün açıklayıcı değişkenlerin açıklanan değişken üzerindeki etkisini test edebilmek için hipotezimizi

$H_0 : \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_k = 0$ şeklinde formüle ederiz.

Bunun alternatifi , parametrelerin bir bütün olarak sıfırdan farklı oldukları ve dolayısıyla bütünüyle ele alındığında formüle edilen ilişkinin geçerli olduğu şeklinde belirtilebilir. Bunun için geçerli F formülü şöyle olacaktır .

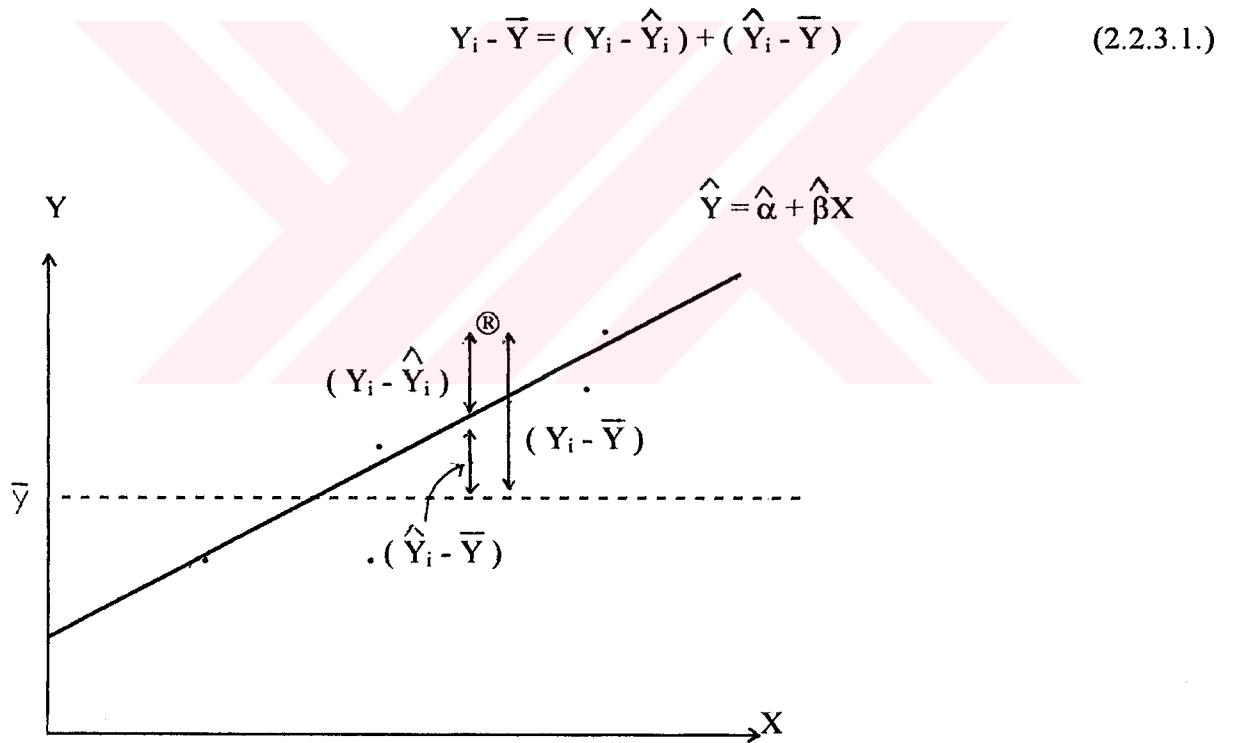
$$F = \frac{R^2 / (k - 1)}{(1 - R^2) / (n - k)} \quad (2.2.2.1.)$$

Belli bir önemlilik düzeyinde F tablosundan $F(k-1, n-k)$ değerini buluruz. Örnekten elde edilen F değeri test F değerinden küçükse $[F < F_{\alpha}(k-1, n-k)]$ hipotezi kabul, $[F > F_{\alpha}(k-1, n-k)]$ büyükse hipotezi red edilir.

2.2.3. Determinasyon Katsayısı (R^2)

$Y_i = \alpha + \beta X_i$ olsun Y bağımlı değişkeni ile X bağımsız değişkeni arasında, ilgili veriler çerçevesinde ne derece kuvvetli bir ilişki bulunduğu korelasyon çalışmaları ile ortaya çıkar.

Şekil 2.1. den yola çıkarsak Y'nin gözlem değeri ile ortalama değeri arasındaki farkı iki kısma ayırmak olanağı vardır ¹²:



Şekil 2.1. Y_i 'nin dağılımı

Buna paralel bir şekilde Y'nin toplam varyasyonu iki kısma ayrılabilir:

¹² Robert S. Pindyck, Daniel L. Rubinfeld, *Econometric Models & Economic Forecasts*, 3.ed., Mc.Graw-Hill, 1991, s.60-61

$$\sum (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2 \quad (2.2.3.2.)$$

Bunlardan $\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$ terimi değişkenliğin regresyon yoluyla açıklanan kısmı , $\sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2$ terimi ise varyasyonun şans faktörüne bağlı olan ve açıklanmayan kısmıdır. Eşitliğin iki tarafı da $\sum (Y_i - \bar{Y})^2$ terimine bölündüğünde ,

$$1 = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2} + \frac{\sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (2.2.3.3.)$$

elde edilir. Bunlardan $\frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}$ terimi açıklanan kısmın toplam varyasyona olan

oranını verir , bu oran determinasyon katsayısı diye adlandırılır ve R^2 ile belirtilir. O zaman yukarıdaki eşitlik

$$R^2 = 1 + \frac{\sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (2.2.3.4.)$$

olur.

R^2 ' nin alabileceği değerler 0 ile 1 arasında olup $1 \geq R^2 \geq 0$ şeklinde belirtilir. Toplam varyasyonun tümü regresyon ile açıklanır ve açıklanmayan kısım 0 olursa $R^2 = 1$ olur. Bu Y ile X arasında kesin bağlantı olduğunu gösterir. Y ile X arasında hiç bir bağlantı olmazsa açıklanamayan kısmın toplam varyasyona oranı 1 olur ve $R^2 = 0$ olur. Gerçek veriler söz konusu olduğunda bu iki aşırı durumla karşılaşılmaz. R^2 ne kadar büyük olur ve 1'e yaklaşırsa Y'deki değişimler o oranda X değişkenindeki değişimlerle açıklanabilir ¹³ .

¹³ Ertek , a.g.e., s.177.

2.2.4. Durbin-Watson D - testi (DW)

Modelin farklı dönemlerine ait hata terimleri arasındaki ilişkinin varlığı Durbin-Watson testi kullanılarak araştırılmaktadır.

Pozitif Otokorelasyon	Kararsızlık Bölgesi	Otokorelasyon Yok	Kararsızlık Bölgesi	Negatif Otokorelasyon
	d_L	d_U	$4 - d_U$	$4 - d_L$

Şekil 2.2. Durbin - Watson istatistik aralığı

Yukarıdaki şekilde görülebileceği gibi D.W testi için , (n) gözlem sayısı ve (k) açıklayıcı değişken sayısına göre d_L ve d_U tablo değerleri bulunur. Daha sonra bu değerlerin dörtten farkı olan $4 - d_L$ ve $4 - d_U$ değerlerine göre test tamamlanacak ve sonuç yorumlanacaktır. Hesaplanan D.W değerinin d_U tablo değeri ile $4 - d_U$ hesaplanan değeri arasında çıkması sonucu hata terimleri arasında otokorelasyonun olmadığı sonucuna varılacaktır. Şayet hesaplanan D.W değeri belirsiz alan olarak ifade edilen ve d_L ve d_U tablo değerlerinin arasındaki alanda yada $4 - d_L$ ve $4 - d_U$ hesaplanan değerlerinin arasında kalıyorsa modelin otokorelasyona sahip olup olmadığına karar verilemeyecektir. Öte yandan hesaplanan D.W değeri d_L tablo değerinden küçük , $4 - d_L$ hesaplanan değerinden büyük bir değere sahip olması durumunda ise otokorelasyona sahip olduğu sonucuna varılacaktır.

Hesaplanacak D.W değerinin formülü şöyledir ¹⁴ ;

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2} \quad (2.2.4.1.)$$

¹⁴ Pindyck , Rubinfeld , a.g.e., s. 143.

2.3. Serilerin Durağanlığı

Son yıllarda ekonometri literatüründe en fazla tartışılan konu makro değişkenlerin durağanlık özelliğine sahip olup olmadığıdır. Genel olarak makro değişkenlerin zamana karşı grafikleri çizildiğinde artan bir trend hareketi gösterirler. Bu değişkenlere durağan olmayan değişkenler denir. Durağan olmayan değişkenlerin ekonometrik modellemede kullanılması değişkenler arasında mevcut ilişkilerin sağlıklı bir biçimde açıklanmasını engeller. Ekonomik değişkenlerde görülen durağan olmama sorunu , klasik tahmin metodu (En küçük kareler gibi) sonuçlarının yanlış yorumlanmasına neden olmaktadır. Bunun en önemli nedeni , durağan olmayan değişkenlerin zaman içerisinde sabit bir ortalama değere ve varyansa sahip olmaması , aksine zamana bağlı olarak değişmesidir ¹⁵ .

İktisadi analizlerde , sadece t ve F testi ile R^2 'ye bakarak yorum yapmak bazı eksikliklere neden olabilmektedir. İktisadi analizler yapılırken , bir zaman serisinin durağan olup olmaması yorumlama açısından önemlidir. Durağan olmayan bir seri ile analizler yapıldığında istatistiksel testler (t , F ve R^2 gibi) yanlış sonuçlar verebilmektedir ¹⁶ .

Zaman serisi analizinde belki de en önemli kavram durağanlık kavramıdır. Bu yöntem özellikle iki yönden önemlidir ¹⁷:

(1) Zaman serisi verilerini kullanmak suretiyle , iki değişken arasında katsayısı istatistik bakımından önemli olan bir regresyon bulabiliriz. Her iki zaman serisinde de trend bulunuyorsa , ilişki gerçek olmaktan çok sahte olabilir ve bu durum sahte regresyon sorununu ortaya çıkarabilir. Regresyonun gerçek bir ilişkiyi mi , yoksa sahte bir ilişkiyi mi yansıttığı , zaman serisi verilerinin durağan olup olmaması ile yakından ilgilidir.

(2) Zaman serisi verileri kullanmak suretiyle elde edilen regresyon modelleri ile öngörüler yapılmaktadır.

¹⁵ Taner Berksoy , A.Suut Doğruel , Fatma Doğruel , Aysu İnşel , Nesrin Sungur , *Türkiye’de Enflasyon* , TİM , No:8 , Temmuz 1996 , s.37.

¹⁶ Hilmi Zengin . *Kamu Harcamaları ile GSMH arasında Birim Kök , Ko-Entegrasyon ve Nedensellik Analizi İlişkileri* , KTÜ , 1997 , s.113.

¹⁷ Ertek , a.g.e. , s.379-380

Olasılıklı bir prosesin özellikleri zamanla değişiyorsa yani proses durağan değilse , zaman serisini basit bir matematiksel modelle sunmak hiç kolay değildir. Diğer yandan zamana bağlıysa yani durağansa , önceki verilerden yola çıkarak elde edilen katsayılarla bir model oluşturulabilir ¹⁸ .

Belli bir dönem için gözlemlenen bir seri (y_t) durağansa her t , k , m gecikme uzunluğu için aşağıdaki eşitlikleri sağlar ¹⁹ ;

$$p (y_t , \dots , y_{t+k}) = p (y_{t+m} , \dots , y_{t+k+m})$$

$$p (y_t) = p (y_{t+m})$$

$$\text{Aritmetik ortalama} \Rightarrow \mu_y = E (y_t)$$

$$\text{Varyans} \Rightarrow \sigma_y^2 = E (y_t - \mu_y)^2$$

$$\text{Gecikmeye bağlı kovaryans} \Rightarrow \text{Cov} (y_t , y_{t+k}) = E [(y_t - \mu_y) (y_{t+k} - \mu_y)]$$

2.3.1. Serilerin Durağanlığının Araştırılması

Herhangi bir zaman serisinin durağan olup olmadığını test etmek için iki yaklaşım vardır :
(1) Korelogram yaklaşımı ile durağanlık testi ve (2) Birim kök testi. Bu çalışmada sadece Birim kök yöntemi ele alınacaktır.

¹⁸ Masao Ogaki , *Unit Roots in Macroeconometrics : A Survey* , University of Rochester Economics Department , 1993 , s.7.

¹⁹ Pindyck , Rubinfeld , a.g.e. , s.445.

2.3.2. Birim Kök Testi (Unit-root test)

Birim kök yöntemi ekonometrik bir zaman serisinin durağan olup olmadığını kontrol etmek için kullanılır ²⁰ . Literatürde bu konuda geliştirilmiş çok sayıda test yöntemi vardır. Bu çalışmada özellikle Dickey-Fuller testi üzerinde durulacaktır. Önce şu modeli ele alalım.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.3.2.1.)$$

Burada ε_t stokastik bir hata terimi olup Klasik Doğrusal Regresyon Modeli (KDRM) ' ndekine benzer şekilde $E(\varepsilon_t) = 0$, $Var(\varepsilon_t) = \sigma^2_\varepsilon$ sabit varyanslı ve $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-s}) = 0$, $s \neq 0$ için. Bu model birinci dereceden otoregresif model olup AR (1) diye belirtilir. Eğer $\rho = 1$ ise birim kök sorunu söz konusudur. İlişki ,

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

şeklini alır ve Y_t serisi durağan değildir. Birinci denklem ile ilgili regresyonda $\rho = 1$ sonucuna varırsak , Y_t stokastik değişkeni birim köke sahip olur. Modern zaman serisi analizinde birim köke sahip bir zaman serisi tesadüfi yürüyüş (random walk) zaman serisi diye adlandırılır. Tesadüfi yürüyüş zaman serisi durağan değildir.

Birinci denklemden şu denklem elde edilir:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.3.2.2.)$$

$$= \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

²⁰ William E. Griffiths , George G. Judge , **Learning and Practising Econometrics** , Mc-Graw Hill , 1993 , s. 704.

Burada $\delta = (\rho - 1)$ ve $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ (birinci fark). Şimdi hipotezimiz $H_0 : \delta = 0$ olmaktadır. Nitekim, $\rho = 1$ olduğunda $\delta = 0$ olacaktır. $\delta = 0$ olduğunda,

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = \varepsilon_t$$

ve dolayısıyla ΔY_t (birinci fark) durağan olacaktır. Böylece orjinal bir tesadüfi yürüyüş serisinin birinci farkı durağan ise birinci dereceden entegre olmuş denir ve $I(1)$ şeklinde ifade edilir. d defa fark almak gerekirse $I(d)$ diye yazılır²¹.

Zaman serilerine ait birim kök hipotezi, serinin durağan olup olmadığını gösterir ve birim kök testi uygulayabilmenin gerekli şartı, serilerin deterministik trend içermemesidir. Bu nedenle değişkenlerin deterministik mi yoksa stokastik trende mi sahip oldukları belirlenmektedir. Önemli olan nokta, serinin ortalamasından uzaklaşmaların, deterministik zaman trendi ile mi yoksa stokastik trend ile mi karakterize edildiğidir. Stokastik trend ile karakterize edilen sapmaların ortalamaya veya trende dönme eğilimleri yoktur ve rassal öngörülemez sapmalar olarak gösterilir. Stokastik trend süreci, fark durağanlık süreci (difference stationary process) olarak adlandırılır²². Eğer serilerde deterministik trend söz konusu ise, seriler trendden arındırılmaktadır.

2.3.2.1. Dickey-Fuller Test

Birim Kök yöntemini kullanan bir çok çalışma, David Dickey ve Wayne Fuller'ın ortaya koydukları çalışmalardan yola çıkarak yapılmıştır. Dickey-Fuller testlerinin desteklediği dağılım teorisi hataların sabit varyanslı ve bağımsız dağıldıklarını varsaymaktadır²³.

²¹ Ertek, a.g.e., s. 386-387.

²² C.R.Nelson and C.I.Plosser, Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series, Journal of Monetary Economics, 1982, vol. 10, s.140.

²³ Bedriye Saraçoğlu, Türkiye'nin OECD Ülkelerine Gerçekleştirdiği Tekstil İhracatı İçin Talep Tahminleri, 3. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, 29-30 Mayıs 1997, s. 2

Zamanla artan bir Y_t denklemini aşağıdaki gibi ele alalım²⁴:

$$Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.3.2.1.1.)$$

Olasılıklardan bir tanesi Y_t 'nin pozitif bir trende sahip olduğu için artış gösterdiğidir ($\beta > 0$). Trend giderildikten sonra Y_t durağan olacaktır ($\rho < 1$). Bu durumda Y_t regresyonda kullanılabilir. Diğer bir olasılıkta pozitif bir eğilimle tesadüfi yürüyüş oluştuğundan Y_t 'nin artış göstermesidir. Bu durumda ΔY_t ile çalışmak gerekir. Trendi ortadan kaldırmak seriyi durağan yapmıyacaktır . Ayrıca y_t 'nin regresyondaki değeri sahte sonuçlara yönelebilir. Yukarıdaki denklem En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle tahmin edilebilir ve ρ 'nun t istatistikleri ρ 'nun 1'den farklı olup olmadığını test etmek için kullanılabilir. Bununla beraber eğer ρ 'nun gerçek değeri 1 ise EKK tahmini 0'a yönelecektir. Bu durumda EKK yönteminin kullanımı tesadüfi yürüyüş hipotezinin yanlışlıkla reddine sebep olabilir.

Dickey ve Fuller $\rho = 1$ ve $\beta = 0$ değeri için dağılım geliştirdiler ve tesadüfi yürüyüş hipotezinin F testi için istatistikler oluşturdular. Dickey-Fuller testinin işleyişi aşağıdaki gibidir²⁵ :

Y_t aşağıdaki denklemle tanımlansın:

$$Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \lambda_1 \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.3.2.1.2.)$$

EKK yöntemini kullanarak aşağıdaki denklemler elde edilir:

$$Y_t - Y_{t-1} = \alpha + \beta t + (\rho - 1) Y_{t-1} + \lambda_1 \Delta Y_{t-1} \quad (2.3.2.1.3.)$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \alpha + \lambda_1 \Delta Y_{t-1}$$

Birim Kök'ü açıkladıktan sonra Eş-Bütünleme (Cointegration) kavramına geçebiliriz

²⁴ Pindyck and Rubinfeld , a.g.e., s. 460.

²⁵ Pindyck and Rubinfeld , a.g.e., s.461.

2.4. Eş-Bütünleme (Cointegration)

Koentegrasyon analizi zaman serilerinin uzun dönemde birlikte hareket edip etmediklerini (bir denge ilişkisine sahip olup olmadıklarını) belirleyen bir test yöntemidir ²⁶.

Eş-bütünlenen değişkenler ile ilgili teoremin Engle-Granger ve Engle-Yoo ²⁷ tarafından tanıtılması , ekonomi teorisince tanımlanan denge ilişkilerinin direkt olarak tahmin edilmesine izin vermiştir. Eş-bütünleme teorisi , iki zaman serisi değişkeni arasında uzun dönem denge ilişkisinin olup olmadığını bulmak için kullanılan ve ekonominin belirttiği denge ilişkilerinin varlığını , direkt olarak tahmin etmeye izin veren bir analiz yöntemidir. Teori , uzun dönem dengesinin istatistiksel olarak tanımlanmasında yarar sağlar ve X_1 ve X_2 zaman serisi değişkenlerinin doğrusal bileşimleri durağan stokastik süreçte sahip olduklarında , değişkenlerin istatistiksel denge durumunda oldukları söylenir ²⁸.

İki değişkene ilişkin zaman serileri kullanılarak bir regresyon bulunduğunda bu regresyonun gerçek mi yoksa sahte mi olduğuna ışık tutacak en önemli gösterge R^2 ve Durbin-Watson d istatistiğidir. Eğer $R^2 > d$ ise sahte regresyon ile karşı karşıya olduğumuz ihtimali yüksektir. Fakat elde edilen regresyonun sahte olup olmadığını anlamanın en iyi yolu bir eş-bütünleme testi yapmaktır ²⁹.

Ko-entegrasyonu ; $X_t = (X_{1t} , X_{2t} , X_{3t} , \dots , X_{nt})$ şeklinde verilen vektör değişkenlerinin hepsinin d derecesinde ko-entegre olduğu şeklinde tanımlarsak , b bir vektör olmak üzere $\beta X_t = (\beta_1 X_{1t} , \beta_2 X_{2t} , \beta_3 X_{3t} , \dots , \beta_n X_{nt})$ şeklindeki bir lineer kombinasyonun da d sırada entegre olduğu söylenebilir. Ayrıca , bütün değişkenler aynı sırada entegre olmak zorundadırlar. Şayet farklı sırada entegre olmuşlarsa ko-entegre olamazlar.

²⁶ R.F.Engle , C.W.J.Granger , **Co-Integration and Error Correction : Representation , Estimation and Testing** , Econometrica , 1987 , vol.55 , s. 252.

²⁷ R.F.Engle , B.S.Yoo , **Forecasting and Testing in Cointegrated Systems** , Journal of Econometrics , 1987 , vol . 35 , s. 143-159.

²⁸ Işıl Akgül , **Satınalma Gücü Paritesi : Uzun Dönem Analizi** , M.Ü. Ekonometri Dergisi , 1995 , sayı 1 , s.63.

²⁹ Ertek. a.g.e. s.392.

Değişkenler arasında ko-entegrasyon düşüncesi , ekonomik zaman serileri modellerinin oluşturulmasına yeni bir esneklik katmıştır. Ko-entegrasyon , serilerin , uzun dönem ilişkisini araştıran bir test yöntemidir. İktisadi analizlerde zaman serileri kullanıldığında ekonomik model çözümü sonuçlarının yansız olabilmesi için değişkenlere ait ilgili serilerin durağan olması yani çeşitli etkilerden arındırılmış olması gerekmektedir ³⁰ .

Durağanlığı sağlamak için ; serilerin birinci , ikinci , üçüncü , vb. farkları , logaritmaları , logaritmalarının birinci farkları gibi yöntemler kullanılmaktadır. Ancak fark alındığı zaman ilgili seride veri kaybının olacağına dikkat edilmelidir. Alınan fark serbestlik derecesini düşüreceğinden etkinlik kaybına neden olacaktır. Bu durum uzun dönem ilişkilerini etkileyecek , sapmalara ve istenmeyen yorumlara neden olacaktır. Çalışmaların amacı kısa dönem dinamikleriyle uzun dönemi bir araya getirmek olduğundan fark alındığında uzun dönem çözümü yok olacaktır. Bu gözlem kaybı etkisini gidermek için ko-entegrasyon teorisi ortaya çıkmıştır ³¹ .

Pek çok ekonomik değişken , bazen doğal bazen log birimlerinde doğru olarak ölçüldükleri zaman mantıklı olarak ko-entegre olabilirler. Ko-entegre olmuş ekonomik değişkenler , ko-entegrasyon analizi ve hata düzeltme (error correction) modeli kurmak ve ekonomik verileri açıklamak için zaman serisi analizi tarafından gerekli bulunan kısa dönem dinamiklerinin birleşimi için bir çatı sağlar ³² .

Modellemede birim kökün araştırılması ile ko-entegrasyon tekniklerinin kullanılması arasındaki temel farklar şöyle açıklanabilir: Birim kök testleri regresyonlarda yer alan her bir değişkenin durağan olup olmadığını araştırırken , ko-entegrasyon yaklaşımı ekonomik teorilerin doğrudan test edilmesini sağlayarak , değişkenler arasında denge ilişkilerini ortaya koyar. Böylece , birim kök testleri her bir zaman serisine ayrı ayrı uygulanırken , ko-entegrasyon analizi durağan bir yapıda değişkenler arasındaki varsayılan uzun dönem ilişkisini göstermektedir ³³ .

³⁰ Alfred A.Haug , **Residual Based Tests for Cointegration** , Economics Letters , Vol.41 , 1993 , s.345.

³¹ Zengin , a.g.e., s.115.

³² J.Y.Campbell and R.J.Shiller , **Coitegration and Test of Present Value Models** , Journal of Political Economy , vol.95. , 1987 , s.1063.

³³ Berksoy , Doğruel . Insel , Sungur . a.g.e., s.38.

2.4.1. Eş-Bütünleme Şartları

Ko-entegrasyon uzun dönem ilişkilerini incelemesinden dolayı serilerin ortak hareketini göz önüne alır. Buna göre değişkenler arasındaki ilişkinin uzun dönemde ilişki yakınsama mı yoksa ıraksama mı olduğu önemlidir. Eğer serilerin yığılımları aynı yönde ise yakınsama ve birim kök aynı dereceden bütünlenen , diğer taraftan yığılımları farklı yönlerde ise bu seriler birbirlerinden ıraksak bir yapıdadır ve bu yüzden birim kökleri farklı mertebeden bütünlenendir. İşte iki veya daha fazla değişken uzun dönemde birbirine yakınsıyorsa yani bütünleme mertebeleri aynı ise bu iki değişken ko-entegre olabilir diyoruz. Değişkenlerin yalnızca aynı mertebeden bütünlen olması yeterli değildir. Bunun yanında uzun dönem denge ilişkisi ve denklemden elde edilen hata terimlerinin de durağan olması gereklidir ³⁴. Buna göre ko-entegrasyon şartlarını tek tek ele alırsak :

1- Her bir değişkenin bütünleme mertebesi aynı olmalı.

$$X_t \sim I(1) \quad Y_t \sim I(1)$$

İki zaman serisi de trend dolayısıyla durağan olmayabilir. İkisi arasındaki ilişki trende bağlı olabilir. Fakat ikiside aynı dereceden entegre iseler (her ikisi de $I(d)$ iseler) , o zaman iki seri arasında bir eş-bütünleme olabilir , ve o zaman regresyon sahte olmaz , parametrelerle ilgili t ve F testleri uygulanabilir. İki serinin aynı dereceden entegre olması , trendin birbirini götürmesini ve trend faktöründen arındırılmış bir ilişkinin (eş-bütünlemenin) ortaya çıkmasını sağlar.

2- X_t ve Y_t arasında $Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$ ile gösterilen uzun dönem denge ilişkisi var olmalı.

Eğer iki yada daha çok sayıda durağan olmayan seri arasında uzun dönem ilişkisi varsa , uzun dönem yolundaki sapmalar durağan olacak ve eş-bütünleme gerçekleşecektir.

³⁴İşıl Akgül , Marmara Üniversitesi Ekonometri Bölümü Yüksek Lisans Ders Notları , 1998 .

3- Denklemlerden elde edilen hata terimleri (ε_t 'ler) durağan olmalı.

Hata terimleri durağan ise ekonomik şoklar uzun dönemde ortadan kalkacak yani şoklar ko-entegrasyon sayesinde süreklilik kazanmayıp uzun dönemde yakınsayacakları bir değer oluşacak , kısaca ortalamaya döneceklerdir. Önemli olan $Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$ ilişkisi $\varepsilon_t = Y_t - \alpha - \beta X_t$ şeklinde ifade edildiğinde ε_t hata terimlerinin durağan olup olmama konusudur. Eğer ε_t hata terimleri durağan ise iki zaman dizisinde eş-bütünleme var demektir.

2.5. Birim Kök ve Eş-bütünleme Analizi ile ilgili Yapılan Çalışmalar

Bu analizler son yıllarda , çeşitli konularda yapılan araştırmalarda kullanılmıştır. Bu araştırmalardaki uygulamaları kısaca incelemek uygun olacaktır.

Işıl Akgül , “ Satınalma Gücü Paritesi : Uzun Dönem Analizi ” adı altında yaptığı çalışmada , ABD doları ve Türk lirası arasındaki uzun dönem ilişkisinin üçer aylık veriler kullanarak analizini yapmış ve serilerin arasındaki uzun dönem bağlantısını eş bütünleme açısından ele almıştır. Bu çalışmada serilerin logaritmik değerleriyle çalışılmıştır. Değişkenler setinin eş-bütünleme durumunu test etmek için tüm serilerin tek tek aynı mertebeden bütünlenen olup olmadığının belirlenmesi gerektiği için DF ve ADF birim kök testleri yapılarak bütünleme mertebeleri belirlenmiştir. Çalışma sonucunda serilerin uzun dönemde yakınsayacakları bir değer olduğu ortaya çıkmıştır³⁵ .

Hilmi Zengin'in yaptığı bir çalışmada kamu harcamalarıyla gayrisafi milli hasıla arasındaki ilişkinin belirlenmesinde , birim kök , koentegrasyon ve nedensellik analizleri yapılmıştır. Analizler sonucunda , reel kamu harcamaları değişkeni ve reel GSMH değişkenlerinin logaritmik değerlerinin birinci farkları durağan seriler olarak elde edilmiştir. İlişkinin incelenmesinde durağanlığı sağlanan değişkenlerin birlikte hareket ettikleri (koentegre oldukları) görülmüştür. Bu çalışmada kullanılan test sonuçları RATS Paket Programı kullanılarak elde edilmiştir³⁶ .

³⁵ Akgül , a.g.c., s.61-100.

³⁶ Zengin , a.g.c., s.111-126.

Bedriye Saraçoğlu yaptığı bir çalışmada tekstil ürünlerimizin OECD ülkeleri açısından geleceğini araştırmıştır. Çalışmada ihracat ve ithalat değerleri veri olarak kullanılmıştır. Serilerin durağanlığını araştırırken ADF ve Phillips-Perron (PP) testlerini uygulamıştır. Daha sonra uygulanan eş-bütünleme analizleri sonucunda tekstil sektörü için bulunan esnekliklerin uzun dönem için kabul edilemeyecek durumda oldukları yani değişkenlerin koentegre olmadıkları gözlenmiştir. Bu çalışmada kullanılan PP test değerleri Eviews Paket Programı kullanılarak elde edilmiştir ³⁷ .

Hylleberg ve Yoo yaptıkları bir çalışmada 1955 ve 1984 yılları arasında İngiltere'deki kişi başına düşen gelir ve dayanıksız tüketim mallarının tüketimi arasında mevsimsel bir bağlantının olup olmadığını araştırmışlardır. Çalışma verilerin logaritmik değerleri alınarak yapılmış ve çalışma sonunda gelir ve tüketim arasında uzun dönem ilişkisinin bulunduğu anlaşılmıştır ³⁸ .

Benzer bir çalışma ABD verileriyle gerçekleştirilmiş ve çalışma sonucunda tüketim ve gelirin koentegre oldukları , ücretler ve fiyatların ise koentegre olmadıkları ortaya çıkmıştır ³⁹ .

Evans ve Walton yaptıkları çalışmada İngiltere'deki ham çelik tüketimini incelemişlerdir. Veriler üç aylık olarak ele alınmış ve çelik tüketiminin gelecekteki değerlerini elde etmek için bir zaman serisi modeli oluşturmaya çalışmışlardır. Verilere Dickey , Hasza ve Fuller 'ın ortaya koydukları mevsimsel birim kök testi için kullanılan DHF testi uygulanmıştır. Uygulama sırasındaki test değerlerinin belirlenmesinde STAMP ve RATS Paket Programları kullanılmıştır ⁴⁰ .

³⁷ Saraçoğlu , a.g.c., s.1-10.

³⁸ S. Hylleberg , B.S.Yoo , **Seasonal İntegration and Cointegration** , Journal of Econometrics , 1990 , s. 215-238.

³⁹ Engle and Granger , a.g.c., s.251-276.

⁴⁰ M.Evans , S.B.Walton , **Time Series Properties and Forecasts of Crude Steel Consumption in the U.K.** , Journal of Forecasting , vol.16. , 1997 , s.47-63.

Berument ve Akdi yaptıkları çalışmada gecelik faiz oranlarının imalat sanayi üretiminde açıklayıcı gücü olup olmadığını araştırmışlardır. Bu çalışmada altı makro ekonomik değişken için (imalat sanayi üretim endeksi , enflasyon , gecelik bankalar arası faiz oranı , M1 , M2 ve M2Y) durağanlık testleri yapılmıştır. Bu testler sonucunda gecelik faiz oranları ve enflasyon hariç hepsi durağan olmayan zaman serileri çıkmıştır. Ayrıca imalat sanayi endeksi ile üç para değişkeni arasında ko-entegrasyon ilişkisi araştırılmış ve bunun sonucunda da üç para değişkeninin imalat sanayi üretimi üzerine uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna varılmıştır ⁴¹ .



⁴¹ Haluk Beriment , Yılmaz Akdi , **Türkiye’deki Sanayi Üretim İndeksi İçin Potansiyel Bilgi Verileri** , . DİE Araştırma Sempozyumu 97 Bildirileri , Kasım 1997 , Ankara , s.177-180.

BÖLÜM 3 UYGULAMA : PVC TÜKETİMİ VE DOLAR DÖVİZ KURU ARASINDAKİ BİRİM KÖK VE EŞ-BÜTÜNLEME YÖNTEMLERİ İLE ANALİZİ

3.1. Uygulamanın Amacı

Uygulama iki kısımdan oluşmaktadır : Birinci kısım PVC tüketim değerleriyle dolar döviz kurunun durağan olup olmadığının araştırılmasıdır. İkinci kısım ise tüketim ve dolar değerlerinin gelecekte birlikte hareket edip etmeyeceklerinin araştırılmasını kapsamaktadır.

Türkiye’deki PVC esaslı tüketim maddelerinin kullanımı son birkaç yılda oldukça artmıştır . Piyasadaki durgunluğa rağmen bu sektördeki işyeri sayısının hızla artması , dikkatlerin bu sektör üzerinde yoğunlaşmasına neden olmaktadır. Ayrıca verilerin , üretimin tek bir yerden olması dolayısıyla , kolay elde edilir olması ve böyle bir çalışmanın bu sektöre uygulanmamış olması bu çalışmanın yapılmasında etken olmuştur.

3.2. Verilerin Durumu

Veriler 1992-1997 yılları arasını kapsamaktadır ve aylık olarak düzenlenmiştir. PVC tüketimiyle ilgili tüm değerler PETKİM ‘den elde edilmiştir. Dolar döviz kuru değerleri ise Alternatifbank veri bankasından temin edilmiştir. Uygulama sırasında serilerin farklarının alınmasıyla elde edilen veriler EK’te ayrıca verilmektedir.

Tüketim değerlerini elde ederken aşağıdaki formülden yararlanılmıştır:

$$\text{Tüketim} = \text{Üretim} + \text{İthalat} - \text{İhracat} - \text{Stok} \quad (3.2.1.)$$

Yukarıda adı geçen veriler tablo 3.1 , 3.2 , 3.3 , 3.4 , 3.5 ve 3.6 ‘da verilmiştir:

Tablo 3.1. PVC üretim değerleri (ton)

AY /YIL	1992	1993	1994	1995	1996	1997
OCAK	12350	14318	13195	13961	17819	17287
ŞUBAT	11934	13411	13682	13855	17048	17418
MART	12414	12720	12895	14356	17296	17454
NİSAN	12501	13005	13254	13502	16306	17230
MAYIS	11990	12814	12871	13591	15704	16980
HAZİRAN	12480	13409	13201	13825	15019	17506
TEMMUZ	12005	13220	13289	13891	16929	17471
AĞUSTOS	12320	12717	13985	13672	17270	17201
EYLÜL	11987	12815	12852	13916	17147	17158
EKİM	12603	13413	13543	13705	17004	17814
KASIM	12520	12821	12505	14061	16580	17330
ARALIK	12741	13112	14602	14343	18044	17176

Tablo 3.2. PVC ithalat değerleri (ton)

AY / YIL	1992	1993	1994	1995	1996	1997
OCAK	5540	8512	5012	5920	6418	9962
ŞUBAT	5391	8224	4912	5721	7743	10241
MART	5424	7411	4028	4830	7110	8706
NİSAN	5311	7886	3993	4847	6724	9612
MAYIS	5120	8125	4718	5118	6617	9041
HAZİRAN	5094	7910	4324	5062	7421	9781
TEMMUZ	5567	7217	4665	5828	7724	8874
AĞUSTOS	5910	7711	4812	5420	6847	9857
EYLÜL	5104	8201	5339	5295	7106	8914
EKİM	5410	8415	4422	4743	7728	7920
KASIM	5119	7812	4321	5653	6879	9711
ARALIK	4907	7204	4007	5114	7011	9102

Tablo 3.3. PVC ihracat deęerleri (ton)

AY / YIL	1992	1993	1994	1995	1996	1997
OCAK	2722	3411	2710	1761	749	314
ŞUBAT	2043	2561	2574	1412	694	321
MART	2414	3044	2449	1134	684	243
NİSAN	1817	3124	2214	1043	627	281
MAYIS	2761	3065	1991	924	568	217
HAZİRAN	2655	3247	2420	982	604	287
TEMMUZ	2378	2719	2327	1032	593	341
AĞUSTOS	1998	3021	1996	1104	527	324
EYLÜL	2321	3768	2896	893	604	302
EKİM	2812	3153	2448	1320	613	267
KASIM	2710	2849	2878	1091	648	270
ARALIK	2321	2812	2144	920	581	281

Tablo 3.4. PVC stok deęerleri (ton)

AY / YIL	1992	1993	1994	1995	1996	1997
OCAK	87	105	72	114	151	139
ŞUBAT	83	121	60	103	132	120
MART	81	112	73	99	120	131
NİSAN	94	104	75	125	135	128
MAYIS	88	99	78	113	147	122
HAZİRAN	83	129	81	109	138	159
TEMMUZ	78	110	70	111	163	100
AĞUSTOS	76	122	79	93	171	145
EYLÜL	84	112	81	94	121	122
EKİM	84	121	93	105	101	102
KASIM	88	143	80	131	177	160
ARALIK	89	132	70	121	141	140

Tablo 3.5. PVC tüketim değerleri (ton)

AY / YIL	1992	1993	1994	1995	1996	1997
OCAK	15081	19314	15425	18006	23337	27386
ŞUBAT	15189	18953	15960	18061	23965	27218
MART	15343	16979	14401	17953	23602	25786
NİSAN	15891	17663	14958	17181	22268	26433
MAYIS	14261	17775	15520	17672	21606	25682
HAZİRAN	14836	17943	15024	17796	21698	26841
TEMMUZ	15116	17608	15557	18576	23897	25904
AĞUSTOS	16156	17285	16722	17895	23410	26589
EYLÜL	14686	17136	15214	18224	23528	25648
EKİM	15117	18554	15424	17023	24018	25455
KASIM	14841	17641	13868	18492	22634	26611
ARALIK	15238	17372	16395	18416	24333	25857

Tablo 3.6. Dolar döviz kuru değerleri (TL .)

AY / YIL	1992	1993	1994	1995	1996	1997
OCAK	5520	8880	15645	40507	60662	113061
ŞUBAT	5830	930	20027	41440	64876	120691
MART	6220	9650	23679	42127	68585	126217
NİSAN	6550	9800	40871	42877	74097	133513
MAYIS	6900	10175	35728	44348	77485	137986
HAZİRAN	7080	10700	32997	43436	80202	145987
TEMMUZ	7050	11400	32875	44804	83720	154968
AĞUSTOS	7200	11850	33342	47677	86147	164440
EYLÜL	7600	12100	34759	47786	90352	171757
EKİM	7675	12650	36452	50779	95345	179407
KASIM	8300	13850	36409	52876	99223	188728
ARALIK	8425	14627	38497	56952	106029	202187

3.3. Serilerin Durağanlığının Araştırılması

Serileri oldukları gibi kullanarak durağanlığı sağlamaya çalışmak oldukça zordur. Bu yüzden zaman serilerinde durağanlığın sağlanmasını kolaylaştırmak için serilerin logaritmik değerleri alınarak çalışılmıştır. Ayrıca tüm uygulama boyunca test istatistiklerini elde etmek için TSP 7.0 paket programı kullanılmıştır.

Y_t = PVC tüketim değerleri

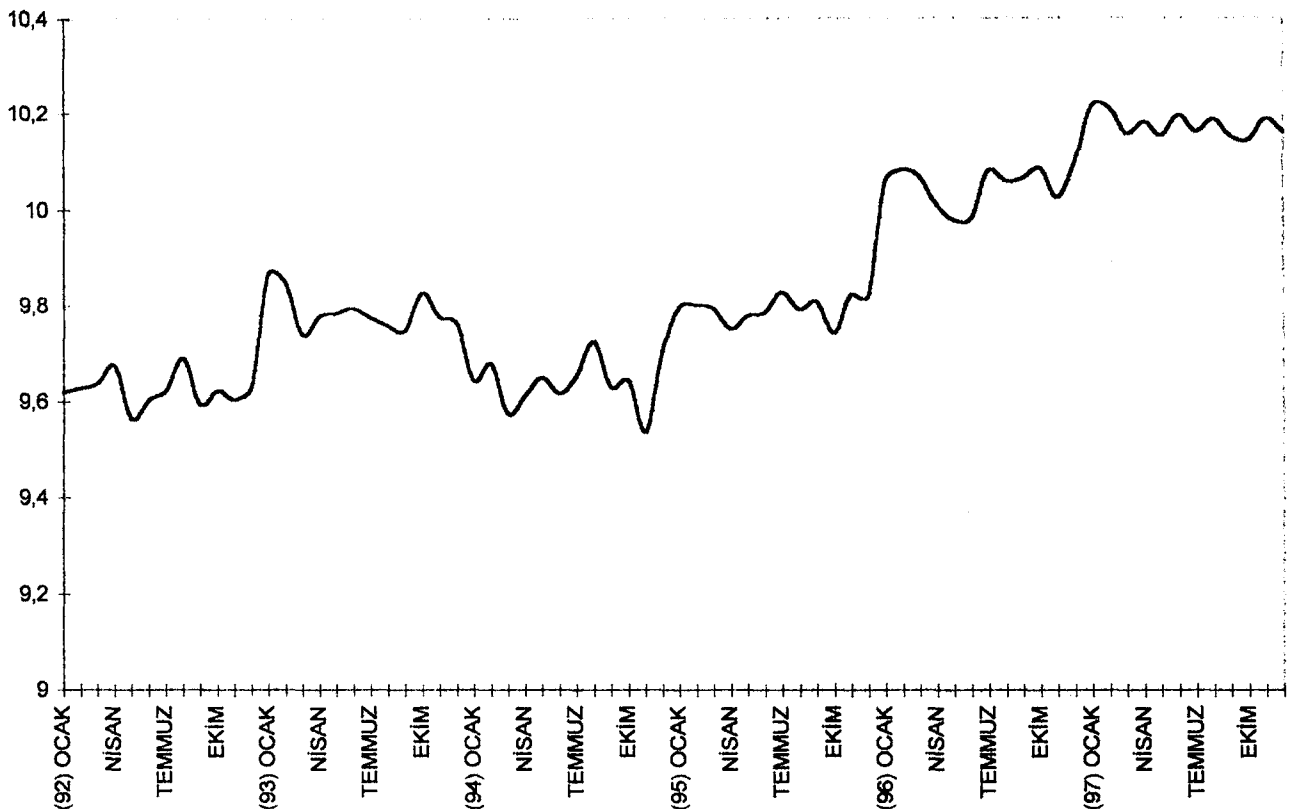
$lY_t = \log (Y_t)$

Dolar = Dolar döviz kuru

$lDolar = \log (dolar)$

İlk olarak lY_t serisini ele alalım. Şekil lY_t ' de gözüken modelde yığılma etkisinin (salınma hareketlerinin) özellikle 95 yılından itibaren bir trendin var olduğu görülür. Bu trend tipi eğer deterministik bir trend ise ilk iş olarak trend'den arındırma işlemi yapmak gereklidir. Eğer stokastik bir trend ise trendden arındırma işlemi yapmadan serinin durağanlık analizine geçebiliriz.

Şekil 3.1. lY_t serisi



Trend tipini belirlemek için Nelson-Plosser yöntemi kullanılmaktadır ⁴² . Bunun için ;

H_0 = Seri stokastik trende sahiptir (DSP).

H_1 = Seri deterministik trende sahiptir.

Hipotezi kurulur.

Kabul değerini belirlemek için TSP 7.0 kullanılarak Dickey-Fuller testi yapılmıştır. Yapılan test sonucunda Tablo 3.7. elde edilmiştir.

Tablo 3.7.'den görüldüğü gibi Dickey-Fuller t-istatistik değeri -2.8128 , MacKinnon kritik değerlerinden %1 için -4.0928 , %5 için -3.4739 , %10 için -3.1640 , mutlak değerce küçüktür. Bunun sonucu olarak H_0 hipotezi kabul edilir. Dolayısıyla seri stokastik bir trende sahiptir.

Modelimizi şu şekilde oluşturabiliriz:

$$dIY_t = C + \beta T + \phi IY_{t-1}$$

Serimiz stokastik bir trende sahip olduğuna göre trend'den arındırma işlemi yapmadan serinin durağanlık analizine geçebiliriz. Bundan sonraki adım serimizde otokorelasyon olup olmadığını araştırmak olacaktır. TSP 7.0 kullanılarak otokorelasyonun varlığının araştırılmasının iki yolu vardır:

1- Elde edilen şekilde %95 kabul değerinin dışına çıkan bir karakter varsa otokorelasyon vardır.

2-Box-Pierce Q-Stat ve Ljung-Box Q-Stat değerlerinin Prob. değerlerine bakılır. Bu değerler 1'e yaklaştıkça otokorelasyon olma olasılığı azalmaktadır.

⁴² Nelson and Plosser , a.g.e. , s.139-162.

Tablo 3.7. Seri LYt trend tipini belirlemek için kullanılan DF testi

```

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,0) LYT
=====
Dickey-Fuller t-statistic          -2.8128
MacKinnon critical values:  1%     -4.0928
                             5%     -3.4739
                             10%    -3.1640
=====

```

```

LS // Dependent Variable is D(LYT)
Date: 9-22-1998 / Time: 13:14
SMPL range: 1992.03 - 1997.12
Number of observations: 70
Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,0) LYT

```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
LYT(-1)	-0.2067926	0.0735189	-2.8127833	0.0064
C	1.9722803	0.7001804	2.8168174	0.0064
TREND	0.0018960	0.0007439	2.5487008	0.0131
R-squared	0.106613	Mean of dependent var		0.007600
Adjusted R-squared	0.079945	S.D. of dependent var		0.068579
S.E. of regression	0.065780	Sum of squared resid		0.289913
Log likelihood	92.70772	F-statistic		3.997765
Durbin-Watson stat	2.110509	Prob(F-statistic)		0.022899

PVC tüketim serisinin TSP 7.0 kullanarak otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonunu incelediğimizde Tablo 3.8. elde edilir. Tabloyu incelediğimizde %95 kabul değerinin dışına çıkmış karakterler gözükmemektedir. Ayrıca Box-Pierce ve Ljung-Box Q-Stat Prob değerlerini incelediğimizde 1'e oldukça uzak oldukları görülür (0.7215 ve 0.3918). Bu sonuçlara dayanarak bu seride otokorelasyon olduğunu söyleyebiliriz.

Tablo 3.8. dIYt modelinde otokorelasyon varlığını belirlemek için kullanılan ekran

IDENT RESID			
Date: 9-22-1998 / Time: 13:31			
SMPL range: 1992.02 - 1997.12			
Number of observations: 71			
Autocorrelations	Partial Autocorrelations	ac	pac
1 -0.058	1 -0.058	-0.058	-0.058
2 0.035	2 0.035	0.032	0.032
3 -0.155	3 -0.155	-0.152	-0.152
4 0.013	4 0.013	-0.005	-0.005
5 0.095	5 0.095	0.107	0.107
6 0.250	6 0.250	0.247	0.247
7 -0.048	7 -0.048	-0.024	-0.024
8 -0.008	8 -0.008	-0.003	-0.003
9 -0.045	9 -0.045	0.026	0.026
10 0.076	10 0.076	0.059	0.059
11 0.026	11 0.026	-0.021	-0.021
12 0.006	12 0.006	-0.061	-0.061
13 0.102	13 0.102	0.148	0.148
14 -0.163	14 -0.163	-0.157	-0.157
15 -0.002	15 -0.002	-0.056	-0.056
16 -0.093	16 -0.093	-0.099	-0.099
17 -0.099	17 -0.099	-0.157	-0.157
18 0.056	18 0.056	0.028	0.028
19 0.091	19 0.091	0.061	0.061
20 -0.136	20 -0.136	-0.090	-0.090
21 -0.032	21 -0.032	-0.028	-0.028
22 -0.276	22 -0.276	-0.212	-0.212
23 0.026	23 0.026	-0.002	-0.002
24 0.033	24 0.033	0.023	0.023
=====			
Box-Pierce Q-Stat 19.56	Prob 0.7215	SE of Correlations 0.119	
Ljung-Box Q-Stat 25.26	Prob 0.3918		

Bir otokorelasyon fonksiyonu olduğuna göre denklem ADF (Augmented Dickey Fuller) formunda oluşturulacaktır. Denklemimizi oluşturacak olursak :

$$\Delta Y_t = C + \beta T + \phi Y_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta Y_t(-i) + \varepsilon_t$$

şeklini alır.

Bundan sonra yapılacak işlemde amaç otokorelasyonu düzeltecek gecikme faktörlerini devreye sokmaktır. Bunun için de uygun gecikme uzunluğunun saptanması gerekmektedir.

Uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde iki kriter mevcuttur ⁴³.

1-Akaike FPE (Final Prediction Criteria) Kriteri

2-Akaike Bilgi Kriteri (Akaike's Information Criteria)

$$\text{Akaike FPE} = ((T + k) / (T - k)) (1 / T) \text{SSR}$$

$$\text{Akaike AIC} = \log \sigma^2 + 2k / T$$

formülleri kullanılarak hesaplanır. Denklemlerde kullanılan terimler ;

T= Gözlem sayısı

k= Regresör sayısı

SSR (Sum of Squares Residual) = Artık kare toplamı'dır.

Uygulamamızda Akaike FPE Kriteri kullanılmıştır.

Tsp 7.0 kullanılarak denklemde kullanılacak değerler 12 gecikmeden itibaren hesaplanmıştır. Bu hesaplamalar sonucunda Tablo 3.9. elde edilmiştir.

⁴³ Akgül . a.g.c. . s.71.

Tablo 3.9. dIY_t modeli için gecikme sayısını belirleyen FPE değerleri

Gecikme sayısı	Gözlem Sayısı	Regresör Sayısı	SSR	FPE
12	59	15	0.180	0.005
11	60	14	0.235	0.0063
10	61	13	0.235	0.0058
9	62	12	0.238	0.0056
8	63	11	0.238	0.0053
7	64	10	0.246	0.0052
6	65	9	0.249	0.005
5	66	8	0.261	0.005
4	67	7	0.261	0.0048
3	68	6	0.273	0.0047
2	69	5	0.287	0.0048
1	70	4	0.288	0.0046

Gecikme uzunluğu elde edilen FPE değerlerinin minimumu olarak alınır. Yukarıdaki tablodan da anlaşılacağı gibi gecikme uzunluğu 1'dir.

Artık modelimiz

$$dIY_t = C + \beta T + \phi IY_{t-1} + \gamma_1 dIY_{t-1} + \varepsilon_t$$

şeklini alır ve bu modele birim kök testi yapılır.

Hipotezimizi kurarsak ;

H_0 = Birim kök var

H_0 = Birim kök yok şeklini alır.

ModeleTSP 7.0. kullanarak 1 gecikme için birim kök testini uygularsak Tablo 3.10. elde edilir.

Tablo 3.10. dLYt modeli için kullanılan Birim Kök testi

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,1) LYT			
=====			
Dickey-Fuller t-statistic		-2.4772	
Mackinnon critical values:	1%	-4.0928	
	5%	-3.4739	
	10%	-3.1640	
=====			
LS // Dependent Variable is D(LYT)			
Date: 9-22-1998 / Time: 14:04			
SMPL range: 1992.03 - 1997.12			
Number of observations: 70			
Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,1) LYT			
=====			
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT. 2-TAIL SIG.
=====			
D(LYT(-1))	-0.0705623	0.1226032	-0.5755334 0.5669
LYT(-1)	-0.1927542	0.0778106	-2.4772248 0.0158
C	1.8387723	0.7409498	2.4816421. 0.0156
TREND	0.0017861	0.0007716	2.3146697 0.0238
=====			
R-squared	0.111075	Mean of dependent var	0.007600
Adjusted R-squared	0.070669	S.D. of dependent var	0.068579
S.E. of regression	0.066111	Sum of squared resid	0.288465
Log likelihood	92.88294	F-statistic	2.748987
Durbin-Watson stat	1.996697	Prob(F-statistic)	0.049683
=====			

Tablo 3.10.'dan elde edilen Dickey-Fuller t-istatistik değeri -2.4772 , MacKinnon kritik değerlerinden %1 için -4.0928 , %5 için -3.4739 , %10 için -3.1640 , mutlak değerce daha küçüktür. Buna göre H_0 kabul edilir. Yani serimizde birim kök etkisi vardır.

Birim kök'ten kurtulmak için modelde fark alma işlemi yapılır. Fark alma işleminden sonra serimiz şu şekli alır.

$$ddlY_t = C + \beta T + \phi dY_{t-1}$$

Bundan sonraki adım otokorelasyonun olup olmadığını test etmek olacaktır.

TSP 7.0 kullanılarak Tablo 3.11. elde edilir. Tablodan görüldüğü gibi otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon terimlerinde %95 kabul değerinin dışında karakterler gözüküyor. Aynı zamanda Box-Pierce ve Ljung-Box Q-Stat Prob değerlerini incelediğimizde 1'e oldukça uzak oldukları gözükmemektedir (0.4860 ve 0.1912). Bu sonuçlardan yararlanarak otokorelasyonun olduğunu söyleyebiliriz.

Denklemini tekrar ADF formunda oluşturursak , modelimiz ;

$$ddlY_t = C + \beta T + \phi dY_{t-1} + \sum \gamma_i ddlY_t(-i) + \varepsilon_t$$

şeklini alır.

Bundan sonraki adımımız otokorelasyonu düzeltecek gecikme uzunluğunu bulmak olacaktır. Uygun gecikme uzunluğunun bulunması için FPE kriteri tekrar kullanılmıştır.

TSP 7.0 kullanılarak denklemde kullanılacak değerler 12 gecikmeden itibaren hesaplanmıştır. Bu hesaplamalar sonucunda Tablo 3.12. elde edilmiştir.

Tablo 3.11. ddlyt modelinde otokorelasyon varlığını belirlemek için kullanılan ekran

IDENT RESID
Date: 9-22-1998 / Time: 14:17
SMPL range: 1992.03 - 1997.12
Number of observations: 70

Autocorrelations		Partial Autocorrelations		ac	pac
1	.	.	.	-0.012	-0.012
2	*	.	*	-0.111	-0.111
3	***	***	***	-0.265	-0.271
4	*	*	*	-0.089	-0.127
5	.	.	.	0.075	0.001
6	***	.	**	0.223	0.145
7	*	*	*	-0.070	-0.103
8	*	*	*	-0.081	-0.046
9	*	.	.	-0.084	-0.011
10	.	.	.	0.044	0.025
11	.	.	*	0.014	-0.057
12	.	.	.	0.030	-0.030
13	*	.	*	0.104	0.161
14	**	**	.	-0.154	-0.147
15	.	.	.	-0.019	-0.014
16	*	*	.	-0.088	-0.093
17	*	**	.	-0.077	-0.139
18	.	.	*	0.115	0.049
19	***	.	*	0.146	0.062
20	*	.	.	-0.086	-0.070
21	.	.	.	-0.038	-0.017
22	**	***	.	-0.244	-0.207
23	.	.	.	0.065	0.024
24	*	.	.	0.115	0.010
Box-Pierce Q-Stat 23.58		Prob 0.4860	SE of Correlations 0.120		
Ljung-Box Q-Stat 29.81		Prob 0.1912			

Tablo 3.12. ddly_t modeli için gecikme sayısını belirleyen FPE değerleri

Gecikme Sayısı	Gözlem Sayısı	Regresör Sayısı	SSR	FPE
12	58	15	0.185	0.0054
11	59	14	0.195	0.0053
10	60	13	0.247	0.0063
9	61	12	0.248	0.0060
8	62	11	0.249	0.0057
7	63	10	0.249	0.0054
6	64	9	0.260	0.0053
5	65	8	0.263	0.0051
4	66	7	0.271	0.0050
3	67	6	0.271	0.0048
2	68	5	0.290	0.0049
1	69	4	0.313	0.0050

Tablo 3.12'den görüldüğü gibi gecikme sayısı minimum FPE değeri olan 3'tür.

Artık modelimiz ;

$$ddly_t = C + \beta T + \phi dly_{t-1} + \gamma_1 ddly_{t-1} + \gamma_2 ddly_{t-2} + \gamma_3 ddly_{t-3}$$

şeklini alır ve bu modele birim kök testi yapılır.

Hipotezimizi kurarsak ,

H_0 = Birim kök var.

H_0 = Birim kök yok şeklini alır.

Modele TSP 7.0 kullanarak 3 gecikme için birim kök testini uygularsak Tablo 3.13. elde edilir.

Tablodan elde edilen Dickey-Fuller t-istaistik değeri -5.9165 , MacKinnon kritik değerlerinden %1 için -4.0990 , %5 için -3.4769 ve %10 için -3.1657 , mutlak değerce daha büyüktür. Buna göre H_1 kabul edilir. Yani serimizde birim kök yoktur ve seri durağan hale getirilmiştir.

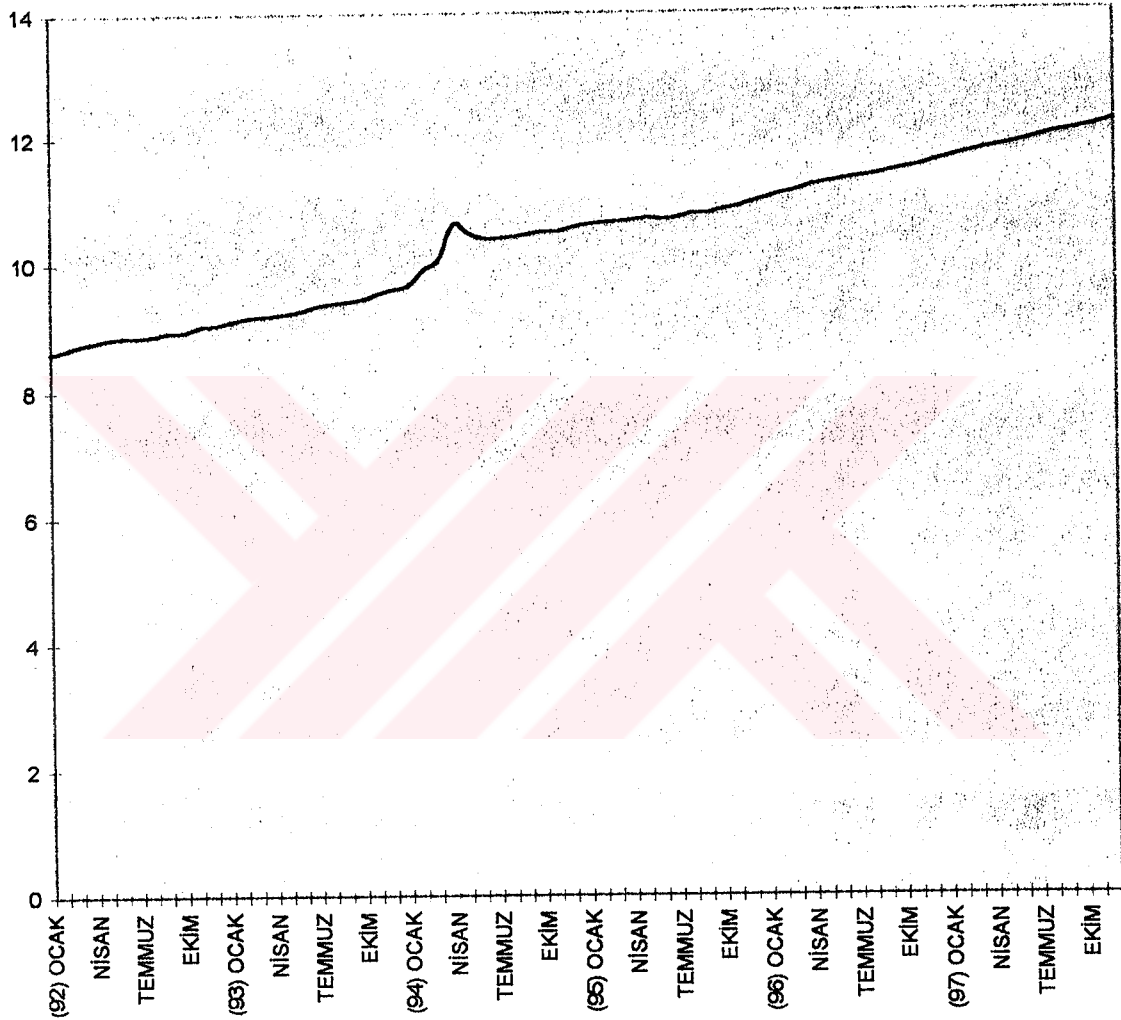
Böylece seri $IY_t \sim I(1)$ dir.

Tablo 3.13. ddLYt modeli için kullanılan Birim Kök testi

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,3) DLYT				
=====				
Dickey-Fuller t-statistic			-5.9165	
MacKinnon critical values:	1%		-4.0990	
	5%		-3.4769	
	10%		-3.1657	
=====				
LS // Dependent Variable is D(DLYT)				
Date: 9-22-1998 / Time: 14:39				
SMPL range: 1992.06 - 1997.12				
Number of observations: 67				
Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,3) DLYT				
=====				
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
=====				
D(DLYT(-1))	0.5880840	0.2463114	2.3875632	0.0201
D(DLYT(-2))	0.4578783	0.1912903	2.3936314	0.0198
D(DLYT(-3))	0.1626824	0.1249720	1.3017502	0.1979
DLYT(-1)	-1.8176745	0.3072226	-5.9164740	0.0000
C	0.0091108	0.0183649	0.4960990	0.6216
TREND	0.0001591	0.0004254	0.3740373	0.7097
=====				
R-squared	0.628695	Mean of dependent var		0.001186
Adjusted R-squared	0.598260	S.D. of dependent var		0.105336
S.E. of regression	0.066765	Sum of squared resid		0.271914
Log likelihood	89.41434	F-statistic		20.65705
Durbin-Watson stat	1.995257	Prob(F-statistic)		0.000000
=====				

IY_t serisinin durağanlık mertebesi belirlendikten sonra ikinci serimiz olan $Idolar$ serisinin durağanlık testine geçebiliriz.

Şekil 3.2. $Idolar$ serisi



$Idolar$ grafiğine bakarak seride trend etkisinin varlığını açıkça görebiliriz. Bu trend tipini belirlemek için Nelson-Plosser yöntemini kullanırsak ;

H_0 = Seri stokastik trende sahiptir.

H_1 = Seri deterministik trende sahiptir.

H_0 hipotezi kurulur ve kabul değerini belirlemek için Dickey-Fuller testi yapılır.

TSP 7.0 kullanılarak Tablo 3.14. elde edilir. Bu tablodan Dickey-Fuller t-istatistik değerinin -2.0827 , MacKinnon kritik değerlerinden %1 için -4.0928 , %5 için -3.4739 , %10 için -3.1640 , mutlak değerce küçük olduğu görülmektedir. Bunun sonucu olarak H_0 hipotezi kabul edilir ve dolayısıyla seri stokastik trende sahiptir denir. Modelimizi şu şekilde oluşturabiliriz;

$$dldolar = C + \beta T + \phi ldolar (-1)$$

Tablo 3.14. Seri ldolar trend tipini belirlemek için kullanılan DF testi

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,0) LDOLAR		
=====		
Dickey-Fuller t-statistic		-2.0827
MacKinnon critical values:	1%	-4.0928
	5%	-3.4739
	10%	-3.1640
=====		

Seri stokastik bir trende sahip olduğuna göre trendden arındırma işlemi yapmadan serinin durağanlık analizine geçebiliriz.

Bundan sonraki adımımız otokorelasyonun olup olmadığını test etmek olacaktır.

TSP 7.0 kullanılarak Tablo 3.15. elde edilir. Tablodan görüldüğü gibi otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon terimlerinde %95 kabul değerinin dışında karakterler bulunmamaktadır. Aynı zamanda Box-Pierce ve Ljung-Box Q-Stat Prob değerlerini incelediğimizde 1'e oldukça yakın oldukları görülmektedir (0.9970 ve 0.9860). Bu da bize otokorelasyonun olmadığını gösterir.

Tablo 3.15. dldolar modelinde otekorelasyonun varlığını belirlemek için kullanılan ekran

IDENT RESID			
Date: 9-22-1998 / Time: 14:56			
SMPL range: 1992.02 - 1997.12			
Number of observations: 71			
Autocorrelations		Partial Autocorrelations	
1	0.135	0.135	0.135
2	0.140	0.124	0.124
3	-0.075	-0.112	-0.112
4	-0.065	-0.062	-0.062
5	0.024	0.070	0.070
6	-0.024	-0.027	-0.027
7	-0.101	-0.128	-0.128
8	0.010	0.054	0.054
9	0.027	0.061	0.061
10	-0.022	-0.077	-0.077
11	-0.063	-0.081	-0.081
12	-0.088	-0.029	-0.029
13	-0.028	0.003	0.003
14	-0.107	-0.136	-0.136
15	-0.053	-0.036	-0.036
16	-0.088	-0.033	-0.033
17	-0.062	-0.072	-0.072
18	-0.088	-0.115	-0.115
19	-0.089	-0.071	-0.071
20	-0.049	-0.019	-0.019
21	-0.055	-0.092	-0.092
22	0.026	-0.003	-0.003
23	0.058	0.054	0.054
24	0.082	0.030	0.030
Box-Pierce Q-Stat		9.27	Prob 0.9970
Ljung-Box Q-Stat		11.38	Prob 0.9860
		SE of Correlations	
		0.119	

Otokorelasyon olmadığına göre model DF formunda oluşturulur. Modelimiz;

$$dldolar = C + \beta T + \phi ldolar (-1)$$

şeklini alır.

Bundan sonraki adımda modele birim kök testi uygulanır. Hipotezimizi kurarsak ;

H_0 = Birim kök var.

H_1 = Birim kök yok şeklini alır.

TSP 7.0 kullanılarak Tablo 3.16 elde edilir. Tablodan elde edilen Dickey-Fuller t-istatistik değeri -2.0827 , MacKinnon kritik değerlerinden mutlak değerce küçüktür. Buna göre H_0 kabul edilir. Seride birim kök etkisi vardır , dolayısıyla seri durağan değildir.

Tablo 3.16. dldolar modeli için kullanılan Birim kök testi

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,0) LDOLAR	
=====	
Dickey-Fuller t-statistic	-2.0827
MacKinnon critical values: 1%	-4.0928
5%	-3.4739
10%	-3.1640
=====	

LS // Dependent Variable is D(LDOLAR)

Date: 9-22-1998 / Time: 15:00

SMPL range: 1992.03 - 1997.12

Number of observations: 70

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,0) LDOLAR

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
LDOLAR(-1)	-0.1212531	0.0582194	-2.0826921	0.0411
C	1.0774228	0.4937057	2.1823180	0.0326
TREND	0.0062806	0.0030372	2.0678768	0.0425
R-squared	0.060832	Mean of dependent var		0.050660
Adjusted R-squared	0.032797	S.D. of dependent var		0.074669
S.E. of regression	0.073434	Sum of squared resid		0.361303
Log likelihood	85.00295	F-statistic		2.169867
Durbin-Watson stat	1.728334	Prob(F-statistic)		0.122152

Birim kök'ten kurtulmak için modelde fark alma işlemi yapılır. Fark alma işleminden sonra serimiz şu şekli alır :

$$\Delta d\text{dolar} = C + \beta T + \phi \text{ dldolar} (-1)$$

Bundan sonraki adımda otokorelasyonun olup olmadığı test edilecektir.

TSP 7.0 kullanılarak Tablo 3.17. elde edilir. Tablodan görüldüğü gibi otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon terimlerinde %95 kabul değerinin dışında karakterler bulunmamaktadır. Aynı zamanda Box-Pierce ve Ljung-Box Q-Stat Prob değerlerini incelediğimizde 1'e oldukça yakın oldukları görülmektedir (0.9999 ve 0.9992). Bu da bize otokorelasyonun olmadığını göstermektedir. Otokorelasyon olmadığına göre model DF formunda oluşturulur.

$$\Delta d\text{dolar} = C + \beta T + \phi \text{ dldolar} (-1)$$

Bundan sonraki adımda modele birim kök testi uygulanır. Hipotezimizi kurarsak ;

H_0 = Birim kök var.

H_1 = Birim kök yok şeklini alır.

TSP 7.0 kullanılarak Tablo 3.18 elde edilir. Tablodan elde edilen Dickey-Fuller t-istatistik değeri -7.4657 , MacKinnon kritik değerlerinden %1 için -4.0948 , %5 için -3.4749 , %10 için -3.1645 , mutlak değerce büyüktür. Buna göre H_1 kabul edilir. Seride birim kök yoktur yani seri durağan hale getirilmiştir.

Böylece seri ldolar $\sim I(1)$ dir.

Tablo 3.17. dddolar modelinde otokorelasyonun varlığını belirlemek için kullanılan ekran

IDENT RESID			
Date: 9-22-1998 / Time: 15:04			
SMPL range: 1992.03 - 1997.12			
Number of observations: 70			
=====			
Autocorrelations		Partial Autocorrelations	
=====		=====	
1	0.008	1	-0.008
2	0.103	2	0.103
3	0.121	3	-0.121
4	0.090	4	-0.090
5	0.017	5	0.017
6	0.031	6	-0.031
7	0.115	7	-0.115
8	0.016	8	0.016
9	0.031	9	0.031
10	0.013	10	-0.013
11	0.048	11	-0.048
12	0.072	12	-0.072
13	0.004	13	0.004
14	0.088	14	-0.088
15	0.020	15	-0.020
16	0.064	16	-0.064
17	0.031	17	-0.031
18	0.061	18	-0.061
19	0.066	19	-0.066
20	0.026	20	-0.026
21	0.047	21	-0.047
22	0.035	22	0.035
23	0.056	23	0.056
24	0.076	24	0.076
=====		=====	
Box-Pierce Q-Stat	6.38	Prob	0.9999
Ljung-Box Q-Stat	7.83	Prob	0.9992
=====		=====	
		SE of Correlations	0.120
		=====	

Tablo 3.18. ddldolar modeli için kullanılan Birim Kök testi

```

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,0) DLDOLAR
=====
Dickey-Fuller t-statistic      -7.4657
MacKinnon critical values:  1%  -4.0948
                             5%  -3.4749
                             10% -3.1645
=====

```

LS // Dependent Variable is D(DLDOLAR)

Date: 9-22-1998 / Time: 15:09

SMPL range: 1992.04 - 1997.12

Number of observations: 69

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,0) DLDOLAR

```

=====
VARIABLE      COEFFICIENT   STD. ERROR   T-STAT.   2-TAIL SIG.
=====
DLDOLAR(-1)   -0.9158216    0.1226697   -7.4657499  0.0000
C              0.0447258    0.0206720    2.1635960  0.0341
TREND          3.914E-05     0.0004597    0.0851449  0.9324
=====
R-squared      0.457886      Mean of dependent var    5.99E-05
Adjusted R-squared 0.441458      S.D. of dependent var    0.101761
S.E. of regression 0.076052      Sum of squared resid     0.381739
Log likelihood    81.39404      F-statistic              27.87275
Durbin-Watson stat 2.014916      Prob(F-statistic)       0.000000
=====

```

3.4. Eş-Bütünleme (Koentegrasyon) Analizi

Eş-Bütünleme'nin ilk şartı olan serilerin aynı mertebeden bütünlen olması uygulamanın birinci kısmında sağlanmıştır.

İkinci şart olan uzun dönem denge ilişkisinin varlığını test etmek için TSP 7.0 kullanılarak En Küçük Kareler yönteminde bağımlı değişken LY_t , bağımsız değişkenler C , ldolar yerine konularak Tablo 3.19. elde edilir. Tablodan bakmamız gereken parametre ldolar değişkeninin t-istatistik ve 2-tail değerlerinin istatistiksel olarak önemli bir açıklayıcı değişken olup olmadığıdır.

t-istatistik değeri 3'ten büyük ve 2-tail değeri 0.05'den küçük olduğu için değişkenler arasındaki ilişki istatistiksel yönden anlamlıdır. Dolayısıyla uzun dönem denge ilişkisi vardır.

Tablo 3.19. Uzun dönem denge ilişkisinin varlığını test etmek için kullanılan ekran

LS // Dependent Variable is LYT
Date: 9-22-1998 / Time: 15:17
SMPL range: 1992.01 - 1997.12
Number of observations: 72

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	8.2363390	0.1404116	58.658555	0.0000
LDOLAR	0.1546027	0.0134152	11.524416	0.0000
R-squared	0.654853	Mean of dependent var		9.845834
Adjusted R-squared	0.649922	S.D. of dependent var		0.208125
S.E. of regression	0.123142	Sum of squared resid		1.061482
Log likelihood	49.64844	F-statistic		132.8122
Durbin-Watson stat	0.312771	Prob(F-statistic)		0.000000

Bir sonraki adım üçüncü şart olan hata terimlerinin durağan olup olmadığının test edilmesidir.

Modelimiz ;

$$dhata = \phi \text{ hata } (-1)$$

şeklindedir.

Serimizde otokorelasyon olup olmadığına TSP 7.0 kullanarak elde ettiğimiz Tablo 3.20.'den yararlanarak görebiliriz. Tablodan görüldüğü gibi otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon terimlerinde %95 kabul değerinin dışında karakterler gözükmemektedir. Aynı zamanda Box-Pierce ve Ljung-Box Q-Stat Prob değerlerini incelediğimizde 1'den oldukça uzak oldukları gözükür (0.7571 ve 0.4254). Bu sonuçlardan yararlanarak otokorelasyon olduğunu söyleyebiliriz. Otokorelasyon olduğuna göre model ADF formunda oluşturulur.

$$dhata = \phi \text{ hata } (-1) + \sum \gamma_i dhata (-i) + \varepsilon_t$$

Bundan sonraki adım otokorelasyonu düzeltecek uygun gecikme uzunluğunu bulmak olacaktır. Uygun gecikme uzunluğunun bulunması için FPE kriteri kullanılmıştır.

TSP 7.0 kullanılarak denklemde kullanılacak değerler 12 gecikmeden itibaren hesaplanmıştır. Bu hesaplamalar sonucunda Tablo 3.21. elde edilmiştir. Tablodan görüleceği gibi minimum FPE değeri birinci gecikme sayısında çıkmıştır.

Modelimiz ;

$$dhata = \phi \text{ hata } (-1) + dhata (-1)$$

şeklinde oluşur.

Tablo 3.20. dhata modelinde otokorelasyonun varlığını belirlemek için kullanılan ekran

IDENT RESID			
Date: 9-22-1998 / Time: 15:23			
SMPL range: 1992.02 - 1997.12			
Number of observations: 71			
Autocorrelations		Partial Autocorrelations	
1	-0.039	-0.039	0.039
2	0.035	0.034	
3	-0.143	-0.141	
4	-0.012	-0.024	
5	0.101	0.111	
6	0.233	0.229	
7	0.003	0.012	
8	-0.024	-0.016	
9	-0.066	-0.006	
10	0.042	0.043	
11	0.008	-0.042	
12	0.009	-0.067	
13	0.104	0.123	
14	-0.171	-0.157	
15	-0.070	-0.111	
16	-0.064	-0.052	
17	-0.075	-0.106	
18	0.086	0.048	
19	0.120	0.123	
20	-0.124	-0.063	
21	-0.062	-0.019	
22	-0.268	-0.218	
23	0.047	0.015	
24	0.038	0.021	
Box-Pierce Q-Stat		18.90	Prob 0.7571
Ljung-Box Q-Stat		24.64	Prob 0.4254
		SE of Correlations 0.119	

Tablo 3.21. dhata modeli için gecikme sayısını belirleyen FPE değerleri

Gecikme Sayısı	Gözlem Sayısı	Regresör Sayısı	SSR	FPE
12	59	13	0.198	0.0052
11	60	12	0.248	0.0062
10	61	11	0.248	0.0058
9	62	10	0.251	0.0056
8	63	9	0.252	0.0053
7	64	8	0.262	0.0052
6	65	7	0.265	0.0050
5	66	6	0.280	0.0050
4	67	5	0.281	0.00487
3	68	4	0.294	0.00486
2	69	3	0.304	0.00480
1	70	2	0.305	0.00461

Bu modele birim kök testi uygulanırsa hipotezimiz ;

H_0 = Birim kök var.

H_1 = Birim kök yok şeklini alır.

Modele TSP 7.0 kullanarak 1 gecikme için birim kök testi uygularsak Tablo 3.22. elde edilir. Tablodan elde edilen Dickey-Fuller t-istatistik değeri -2.2154 , MacKinnon kritik değerlerinden %1 için -2.5958 mutlak değerce küçük , %5 için -1.9450 ve %10 için -1.6182 mutlak değerce büyüktür. Bu sonuçlardan sonra %5 ve %10 kabulüne göre H_1 kabul edilir. Yani birim kök yoktur ve seri durağan hale getirilmiştir.

Böylece seri hata $\sim I(0)$ dır

Buna göre Y_t ile dolar serileri arasında uzun dönem ilişkisi vardır.

Tablo 3.22. dhata modeli için uygulanan Birim Kök testi

```

=====
Augmented Dickey-Fuller: UROOT(N,1) HATA
=====
Dickey-Fuller t-statistic      -2.2154
Mackinnon critical values:    1%      -2.5958
                             5%      -1.9450
                             10%     -1.6182
=====

```

LS // Dependent Variable is D(HATA)

Date: 9-22-1998 / Time: 15:45

SMPL range: 1992.03 - 1997.12

Number of observations: 70

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(N,1) HATA

```

=====
VARIABLE      COEFFICIENT    STD. ERROR    T-STAT.    2-TAIL SIG.
=====
D(HATA(-1))   -0.0459781    0.1214430    -0.3785984    0.7062
HATA(-1)      -0.1504012    0.0678881    -2.2154292    0.0301
=====
R-squared      0.081084      Mean of dependent var    -0.000232
Adjusted R-squared 0.067570      S.D. of dependent var    0.069365
S.E. of regression 0.066981      Sum of squared resid     0.305076
Log likelihood   90.92346      F-statistic              6.000199
Durbin-Watson stat 1.995494      Prob(F-statistic)        0.016885
=====

```

SONUÇLAR VE ÖNERİLER

Dünyada ve ülkemizde geniş bir kullanım alanı bulan PVC'nin ülke ekonomisindeki önemi giderek artmaktadır. Mevcut üretimin yeterli olmayışı , diğer ülkelerle olan rekabet gücünün maliyet açısından yetersiz olması , PVC tüketiminin gelecekte nasıl hareket edeceğinin optimal bir şekilde belirlenmesini gerektirmektedir.

Dünya'da kurulu PVC kapasitesinin fazla olması büyük bir rekabet ortamı yaratmaktadır. PVC üreten ülkelerin pek çoğunda hammadde , petrol bulunması , teknolojilerinin modern olması ve kapasitelerinin büyük olması gibi nedenlerle üretim maliyetleri düşüktür.

Ülkemizde tek hammadde üreticisi durumunda olan PETKİM ihtiyaç duyulan PVC miktarını karşılamak durumundadır. Fakat PETKİM şu an bu ihtiyacın ancak %70 'ini karşılayacak durumdadır. Dolayısıyla işletmeler hammadde ithal etmek zorunda kalmaktadır.

Mevcut tesisler hemen hemen yüzde yüze yakın kapasiteyle çalışmasına rağmen şu anda yatırımlar açısından PETKİM'in önü kapalı gözükmektedir. Yönetimin kar eder bir işletme durumuna gelmişken bunu yatırıma ve teknolojisini yenilemeye çevirmesi gerekmektedir.

Bu çalışmada asıl amaç , özellikle son yıllarda inşaat sektöründe büyük bir artış gösteren PVC tüketiminin hemen hemen her şeyin artış nedeni olarak gösterilen dolar döviz kuru ile ilişkisinin ekonometrik açıdan incelenmesi olmuştur. PVC üretimi için gerekli olan hammaddenin büyük bir kısmının dışarıdan elde ediliyor olması dolar döviz kurunun seçilmesindeki en önemli faktördür. Bu amaç doğrultusunda çalışmada ele alınan ekonometrik yaklaşımlar bir araç olarak kullanılmıştır.

Çalışmada PVC tüketim değerleri ile dolar döviz kuru arasında uzun dönem ilişkisinin 1992-1998 döneminin aylık verileri kullanılarak analizi yapılmış ve serilerin arasındaki uzun dönem bağlantısı ortak bütünleme açısından ele alınmıştır.

Ortak bütünleme testleri için incelenen zaman serilerinin durağan seriler olması gerekmektedir. Halbuki ekonomik zaman serilerinin çoğu , ölçme hataları ve endekslerin günün şartlarına göre sık yenilenmesi ile serilerin durağan olmaması sık rastlanan bir durumdur.

Logaritmik seriler kullanılarak yapılan durağanlık testleri sonucu serilerin durağan olmadıkları görülmüştür. Bunun üzerine fark dönüşümleri yapılmış ve her iki serinin de aynı dereceden durağan oldukları görülmüştür.

Serilerin aynı mertebeden durağan olup olmadıklarının belirlenmesi gerektiği için DF ve ADF birim kök testleri yapılarak bütünleme mertebeleri belirlenmiştir.

Seriler arasında daha sonra yapılan eş bütünleme analizi sonucunda , uzun dönem ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Bunun sonucu olarak serilerin ortak bütünlenen olduğu söylendiğinde uzun dönemde birlikte hareket edeceklerinden bahsedilmektedir.

Daha önce yapılan çalışmaların bir çoğunda birim kök ve eş bütünleme analizi tüketim ve gelir arasında yapılmıştır. Plastik sektöründeki tüketim ile kişi başına düşen milli gelir arasında , özellikle son yıllardaki artan PVC pencere kullanım oranını ortaya çıkaracak , bir çalışmanın yapılması yararlı olacaktır.

Uygulama sırasında yapılan analizlerin tümü TSP 7.0 bilgisayar programı kullanılarak elde edilmiştir. Bu program MS-DOS altında çalışan bir programdır. Uygulama sırasında gecikme sayılarını bulmak için elde edilen FPE değerleri , her bir gecikme sayısı için ayrı ayrı programa girilerek elde edilebilmektedir. Ayrıca analiz sonuçlarını ve elde edilen grafiği aynı ekranda görme şansı bulunmamaktadır ⁴⁴ .

⁴⁴ Julian Silk , TSP 7.0 : A Review , Journal of Applied Econometrics , Vol.12 , 1997 , s.445-453.

Yine ekonometrik bir program olan Eviews (Econometric Views) , MicroTSP ‘ nin Windows ve Macintosh için yazılan geliştirilmiş versiyonu , kullanılarak gecikme sayıları program tarafından hesaplanarak kolayca elde edilebilmektedir. Bunun yanında Eviews ‘ın Windows altında çalışmasının getirdiği birçok kolaylık vardır. Bundan sonra yapılacak çalışmalarda Eviews kullanılması kullanıcı açısından kolaylıklar sağlayabilir ⁴⁵ .

İyi bir Eş-bütünleme analizi yaparken dikkat edilecek hususlar şunlardır : Geniş bir gözlem sayısına sahip olmak , incelenecek olan serilerin sektörün yapısal özelliklerinin göz önüne alınarak seçilmesi ve serilerin tam olarak durağanlaştırılmasıdır. Yapılan çalışmanın , bundan sonra bu konu ile ilgili yapılacak araştırma ve uygulamalara , ışık tutmasını dilerim.

⁴⁵ Jennifer Roberts , **Econometric Views Version 1.0** , The Economic Journal , Vol.105 , 1995 , s.1048-1062.

KAYNAKLAR

KİTAPLAR

Bağırkan , Ş., **Ekonometrenin Temel Kavramları** , İstanbul , 1986.

Berksoy ,T. ve diğerleri , **Türkiye’de Enflasyon** , TİM , No:8 , Ankara ,Temmuz 1996.

Daniel , W.W. ve Terrell , C.J., **Business Statics** , 4th Ed., Houghton-Mifflin Co., Boston , 1986.

DPT , “ Petrokimya “ , 7. 5 Yıllık Kalkınma Planı , 2367 , Ankara , 1994.

Ertek, T., **Ekonometriye Giriş** , 2.b., Beta Yayınları , İstanbul , 1996.

Griffiths, W.E. ve Judge, G.G., **Learning and Practising Econometrics** , Mc.Graw-Hill 1993.

İdil, O., **Yönetimde İstatistik** , İşletme İktisadı Ens. , No:41 , İstanbul , 1979.

Köksal , Bilge., **İstatistik Analiz Metodları** , 2.b., Çağlayan Kitapevi , İstanbul , 1980.

Newbold, P., **Statistics for Business and Economics** , 3th Ed., Prentice Hall Company , 1991.

Pindyck, R.S. ve Rubinfeld D.L., **Econometrics Models and Economic Forecasts** , 3th. Ed.,Mc.Graw-Hill , 1991.

Sanders, D.H., **Statics; A Fresh Approach** , 4th Ed. , Mc.Graw-Hill. , Texas , 1990.

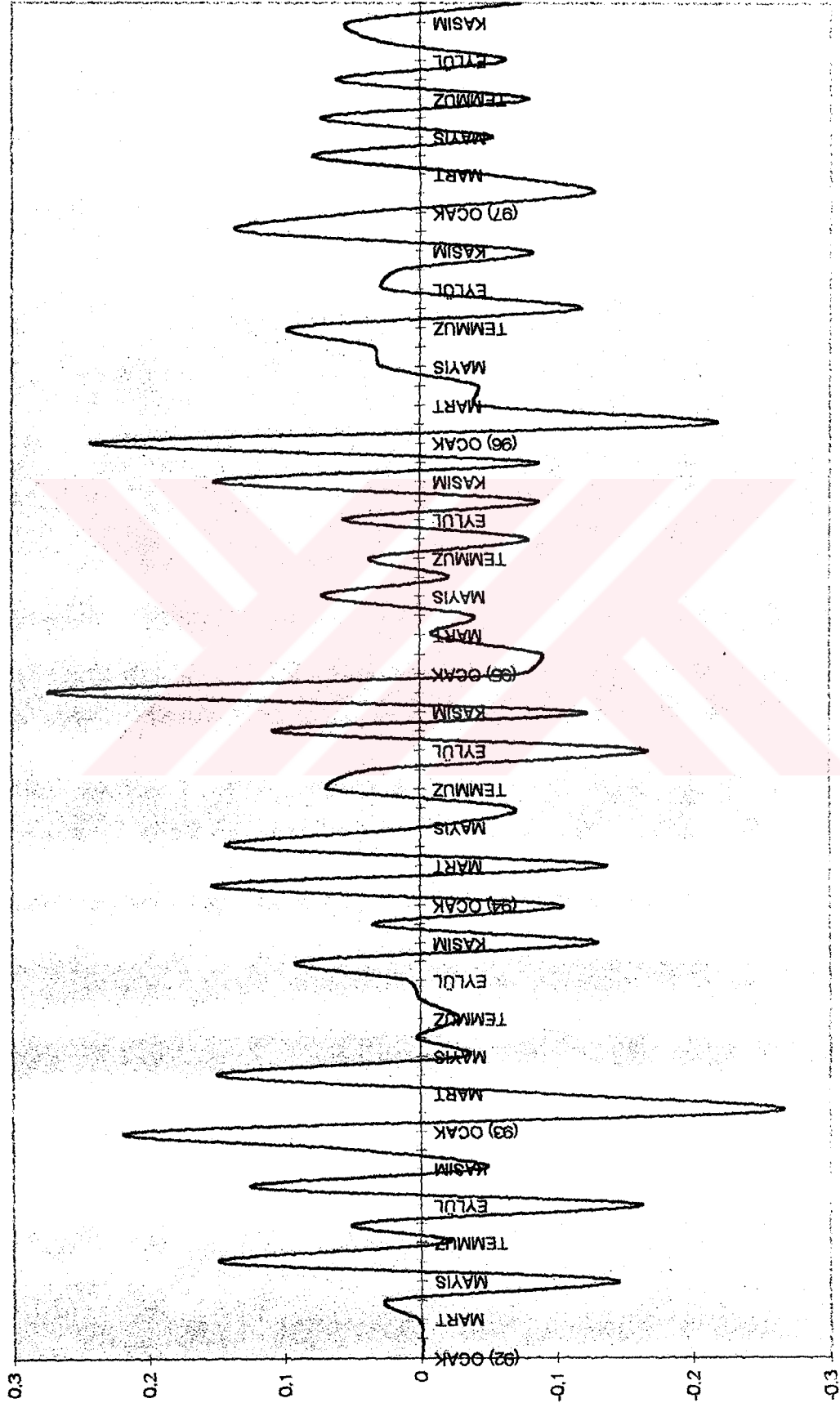
Vuran, A., **İstatistik 3** , Nihad Sayar Yayın ve Yardım Vakfı Yayınları , 351/584 , İstanbul , 1981.

MAKALELER

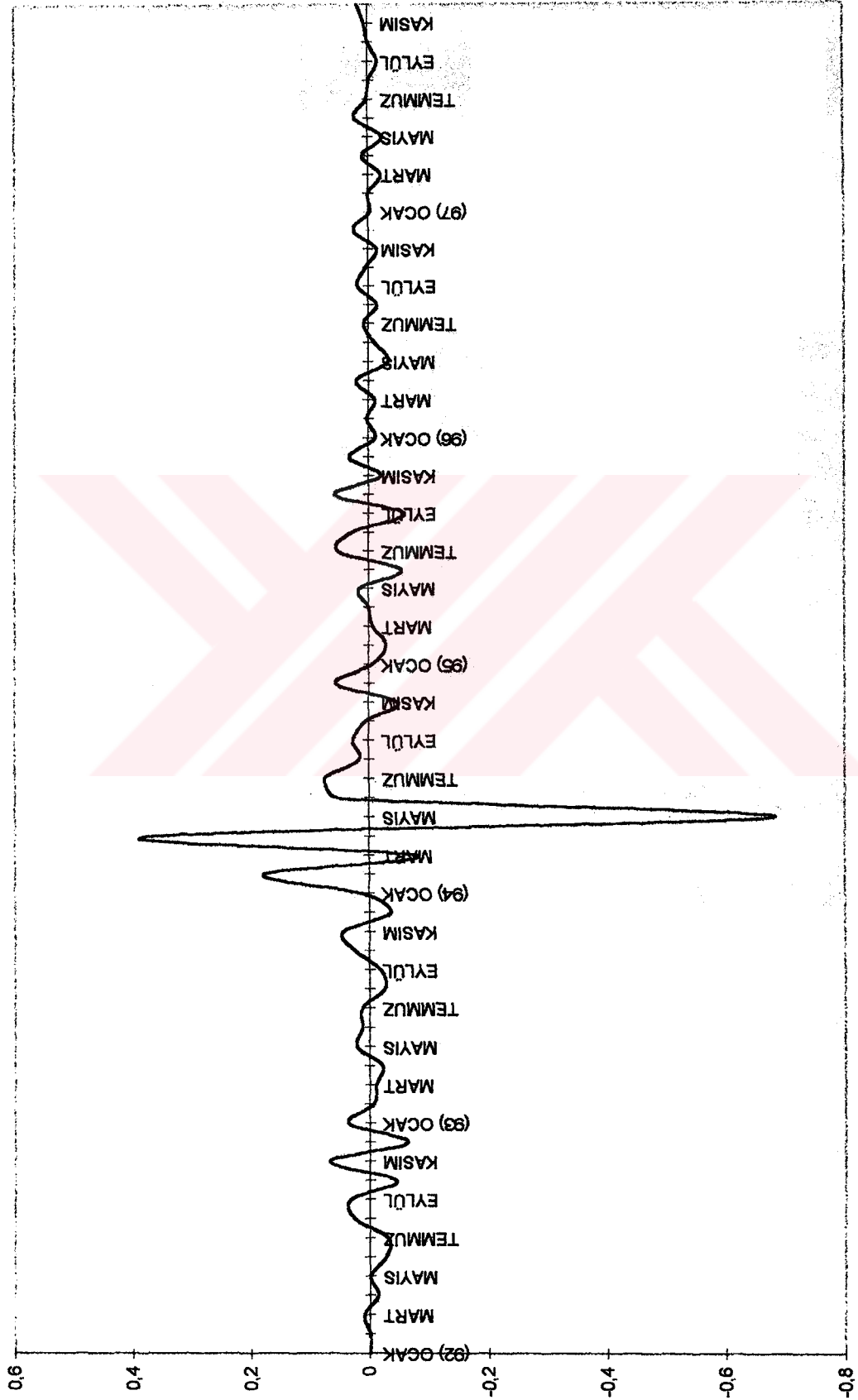
- Akgül , I., “ Satınalma Gücü Paritesi : Uzun Dönem Analizi “ , **M.Ü.Ekonometri Dergisi** , sayı 1 , İstanbul , 1995.
- Akgül , I., **M.Ü. Ekonometri Bölümü Yüksek Lisans Ders Notları** , 1998.
- Beriment , H. ve Akdi , Y., “ Türkiye’deki Sanayi Üretim Endeksi İçin Potansiyel Bilgi Verileri “ , **DİE Araştırma Sempozyumu 97 Bildirileri** , Ankara , Kasım 1997.
- Campbell , J.Y. ve Shiller , R.J. , “ Cointegration and Test of Present Value Models “ , **Journal of Political Economy** , vol:95 , 1987.
- Engle, R.F. ve Granger, C.W.J., “ Co-Integration and Error Correction : Representation , Estimation and Testing “ , **Econometrica** , vol:55 , 1987.
- Engle, R.F. ve Yoo, B.S., “ Forecasting and Testing in Cointegrated Systems “ , **Journal of Econometrics** , vol:35 , 1987.
- Evans, M. ve Walton, S.B., “ Time Series Properties and Forecasts of Crude Steel Consumption in the U.K.” , **Journal of Forecasting** , vol:16 , 1997.
- Haug , A.A., “ Residual Based Tests for Cointegration “ , **Economics Letters** , Vol.41. 1993.
- Hylleberg, S. ve Yoo, B.S., “ Seasonal Integration and Cointegration “ , **Journal of Econometrics** , 1990.
- Nelson, C.R. ve Plosser, C.I., “ Trends and Randon Walks in Macroeconomic Time Series “ , **Journal of Monetary Economics** , vol:10 , 1982.
- Ogaki , M., “ Unit Roots in Macroeconometrics : A Survey “ , **University of Rochester Economics Department** , 1993.
- “ Plastik “ , **Dünya Gazetesi Ekonomi Eki** , 70 , Eylül 1997.
- Roberts , J., “ Econometrics Views Version 1.0 “ , **The Economic Journal** , vol.105 , 1995.
- Saraçoğlu, B., “ Türkiye’nin OECD Ülkelerine Gerçekleştirdiği Tekstil İhracatı İçin Talep Tahminleri “ , **3. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu** , 1997.
- Silk J., TSP 7.0 : A Review , **Journal of Applied Econometrics** , vol.12 , 1997.
- Zengin H., “ Kamu Harcamaları ile GSMH arasında Birim Kök , Ko-Entegrasyon ve Nedensellik Analizi İlişkileri “ , **K.T.Ü. Yayınları** , No:12 , 1997.

EKLER

EK 1. PVC Tüketim Serisinin Durağanlaştırılmış Hali (Seri ddIYt)



EK 2. Dolar Döviz Kuru Serisinin Durağanlaştırılmış Hali (Seri ddldolar)



EK 3. Serilerinin Farklarının Alınmasıyla Elde Edilen Veriler

obs	YT									
1992.01	15081.00	15189.00	15343.00	15891.00	14261.00	14836.00				
1992.07	15116.00	16156.00	14686.00	15117.00	14841.00	15238.00				
1993.01	19314.00	18953.00	16979.00	17663.00	17775.00	17943.00				
1993.07	17608.00	17285.00	17136.00	18554.00	17641.00	17372.00				
1994.01	15425.00	15960.00	14401.00	14958.00	15520.00	15024.00				
1994.07	15557.00	16722.00	15214.00	15424.00	13868.00	16395.00				
1995.01	18006.00	18061.00	17953.00	17181.00	17672.00	17796.00				
1995.07	18576.00	17895.00	18224.00	17023.00	18492.00	18416.00				
1996.01	23337.00	23965.00	23602.00	22268.00	21606.00	21698.00				
1996.07	23897.00	23410.00	23528.00	24018.00	22634.00	24333.00				
1997.01	27386.00	27218.00	25786.00	26433.00	25682.00	26841.00				
1997.07	25904.00	26589.00	25648.00	25455.00	26611.00	25857.00				

obs	LYT									
1992.01	9.621191	9.628326	9.638414	9.673509	9.565284	9.604812				
1992.07	9.623509	9.690046	9.594650	9.623575	9.605149	9.631548				
1993.01	9.868586	9.849717	9.739733	9.779227	9.785548	9.794955				
1993.07	9.776109	9.757594	9.748937	9.828441	9.777981	9.762615				
1994.01	9.643744	9.677841	9.575053	9.613002	9.649885	9.617404				
1994.07	9.652266	9.724481	9.629972	9.643680	9.537339	9.704732				
1995.01	9.798460	9.801510	9.795512	9.751559	9.779737	9.786729				
1995.07	9.829626	9.792276	9.810494	9.742321	9.825093	9.820975				
1996.01	10.05780	10.08435	10.06909	10.01091	9.980726	9.984976				
1996.07	10.08151	10.06092	10.06595	10.08656	10.02721	10.09959				
1997.01	10.21779	10.21163	10.15759	10.18237	10.15355	10.19769				
1997.07	10.16215	10.18825	10.15222	10.14467	10.18908	10.16034				


```

=====
obs                                DOLAR
=====
1992.01  5520.000  5830.000  6220.000  6550.000  6900.000  7080.000
1992.07  7050.000  7200.000  7600.000  7675.000  8300.000  8425.000
1993.01  8880.000  9300.000  9650.000  9800.000  10175.00  10700.00
1993.07  11400.00  11850.00  12100.00  12650.00  13850.00  14627.00
1994.01  15645.00  20027.00  23679.00  40871.00  35728.00  32997.00
1994.07  32875.00  33342.00  34759.00  36452.00  36409.00  38497.00
1995.01  40507.00  41440.00  42127.00  42877.00  44348.00  43436.00
1995.07  44804.00  47677.00  47786.00  50779.00  52876.00  56952.00
1996.01  60662.00  64876.00  68585.00  74097.00  77485.00  80202.00
1996.07  83720.00  86147.00  90352.00  95345.00  99223.00  106029.0
1997.01  113061.0  120691.0  126217.0  133513.0  137986.0  145987.0
1997.07  154968.0  164440.0  171757.0  179407.0  188728.0  202187.0
=====

```

```

=====
obs                                LDOLAR
=====
1992.01  8.616133  8.670773  8.735525  8.787220  8.839276  8.865029
1992.07  8.860783  8.881836  8.935904  8.945724  9.024011  9.038959
1993.01  9.091557  9.137770  9.174713  9.190138  9.227689  9.277999
1993.07  9.341369  9.380083  9.400961  9.445413  9.536040  9.590625
1994.01  9.657907  9.904837  10.07234  10.61818  10.48369  10.40417
1994.07  10.40047  10.41457  10.45619  10.50375  10.50257  10.55834
1995.01  10.60923  10.63200  10.64844  10.66609  10.69982  10.67904
1995.07  10.71005  10.77220  10.77449  10.83524  10.87570  10.94996
1996.01  11.01307  11.08023  11.13583  11.21313  11.25784  11.29230
1996.07  11.33523  11.36381  11.41147  11.46526  11.50513  11.57147
1997.01  11.63568  11.70099  11.74576  11.80195  11.83491  11.89127
1997.07  11.95097  12.01030  12.05384  12.09741  12.14806  12.21695
=====

```

obs		DL/DOLAR	
1992.01	NA	0.054640	0.064753
1992.07	-0.004247	0.021053	0.054068
1993.01	0.052598	0.046213	0.036943
1993.07	0.063370	0.038714	0.020878
1994.01	0.067282	0.246930	0.167507
1994.07	-0.003704	0.014105	0.041621
1995.01	0.050895	0.022772	0.016442
1995.07	0.031009	0.062152	0.002284
1996.01	0.063108	0.067160	0.055596
1996.07	0.042929	0.028578	0.047658
1997.01	0.064215	0.065306	0.044769
1997.07	0.059701	0.059327	0.043535
		0.051695	0.052056
		0.009820	0.078287
		0.015425	0.037551
		0.044452	0.090628
		0.545833	-0.134486
		0.047558	-0.001181
		0.017647	0.033731
		0.060750	0.040466
		0.077301	0.044709
		0.053789	0.039867
		0.056196	0.032953
		0.043576	0.050650
			0.025753
			0.014948
			0.050310
			0.054585
			-0.079518
			0.055764
			-0.020779
			0.074260
			0.034465
			0.066343
			0.056365
			0.068887
obs		DDL/DOLAR	
1992.01	NA	0.010113	-0.013058
1992.07	-0.030000	0.033014	-0.044248
1993.01	0.037650	-0.006385	-0.009270
1993.07	-0.013060	-0.024655	-0.017837
1994.01	0.012697	0.179648	-0.079423
1994.07	0.075814	0.017809	0.027516
1995.01	-0.004869	-0.028123	-0.006330
1995.07	0.051787	0.031143	-0.059868
1996.01	-0.011151	0.004051	-0.011563
1996.07	0.008464	-0.014351	0.019080
1997.01	-0.002129	0.001091	-0.020536
1997.07	0.003336	-0.000374	-0.015792
		0.000361	-0.026303
		0.068467	-0.063339
		0.022126	0.012759
		0.046176	-0.036043
		-0.680319	0.054968
		-0.048738	0.056945
		0.016085	-0.054510
		-0.020284	0.033793
		-0.032592	-0.010244
		-0.013922	0.026476
		-0.023243	0.023412
		0.007073	0.018237

obs		HATA	
1992.01	0.052775	0.051463	0.051540
1992.07	0.017270	0.080552	-0.023203
1993.01	0.226668	0.200654	0.084959
1993.07	0.095569	0.071069	0.059184
1994.01	-0.085733	-0.089812	-0.218497
1994.07	-0.192014	-0.121979	-0.222923
1995.01	-0.078094	-0.078565	-0.087105
1995.07	-0.062516	-0.109474	-0.091609
1996.01	0.118806	0.134977	0.111119
1996.07	0.092712	0.067704	0.065364
1997.01	0.182540	0.166290	0.105322
1997.07	0.078161	0.095089	0.052326
1992.01	0.052775	0.051463	0.078642
1992.07	0.017270	0.080552	-0.023203
1993.01	0.226668	0.200654	0.084959
1993.07	0.095569	0.071069	0.059184
1994.01	-0.085733	-0.089812	-0.264936
1994.07	-0.192014	-0.121979	-0.216568
1995.01	-0.078094	-0.078565	-0.133786
1995.07	-0.062516	-0.109474	-0.169175
1996.01	0.118806	0.134977	0.040987
1996.07	0.092712	0.067704	0.077661
1997.01	0.182540	0.166290	0.121416
1997.07	0.078161	0.095089	0.038036
1992.01	0.052775	0.051463	-0.037631
1992.07	0.017270	0.080552	-0.026326
1993.01	0.226668	0.200654	0.122584
1993.07	0.095569	0.071069	0.067344
1994.01	-0.085733	-0.089812	-0.207260
1994.07	-0.192014	-0.121979	-0.322725
1995.01	-0.078094	-0.078565	-0.110824
1995.07	-0.062516	-0.109474	-0.092659
1996.01	0.118806	0.134977	0.003895
1996.07	0.092712	0.067704	0.012146
1997.01	0.182540	0.166290	0.087498
1997.07	0.078161	0.095089	0.074618
obs		DHATA	
1992.01	NA	-0.001312	7.70E-05
1992.07	0.019354	0.063282	-0.103755
1993.01	0.228906	-0.026013	-0.115696
1993.07	-0.028644	-0.024500	-0.011885
1994.01	-0.129273	-0.004079	-0.128685
1994.07	0.035434	0.070034	-0.100944
1995.01	0.085860	-0.000471	-0.008540
1995.07	0.038103	-0.046959	0.017865
1996.01	0.227063	0.016171	-0.023858
1996.07	0.089896	-0.025008	-0.002340
1997.01	0.108271	-0.016250	-0.060968
1997.07	-0.044764	0.016928	-0.042762
1992.01	NA	-0.001312	0.027102
1992.07	0.019354	0.063282	0.027407
1993.01	0.228906	-0.026013	0.037110
1993.07	-0.028644	-0.024500	0.072632
1994.01	-0.129273	-0.004079	-0.046439
1994.07	0.035434	0.070034	0.006356
1995.01	0.085860	-0.000471	-0.046681
1995.07	0.038103	-0.046959	0.077566
1996.01	0.227063	0.016171	-0.070132
1996.07	0.089896	-0.025008	0.012297
1997.01	0.108271	-0.016250	-0.065515
1997.07	-0.044764	0.016928	-0.033918
1992.01	NA	-0.001312	-0.116273
1992.07	0.019354	0.063282	-0.030529
1993.01	0.228906	-0.026013	0.000515
1993.07	-0.028644	-0.024500	-0.064471
1994.01	-0.129273	-0.004079	0.057675
1994.07	0.035434	0.070034	-0.106158
1995.01	0.085860	-0.000471	0.022962
1995.07	0.038103	-0.046959	0.076516
1996.01	0.227063	0.016171	-0.037092
1996.07	0.089896	-0.025008	0.065515
1997.01	0.108271	-0.016250	0.033918
1997.07	-0.044764	0.016928	0.036582

ÖZGEÇMİŞ

Doğum Tarihi	01.05.1972	
Doğum Yeri	Üsküdar	
Lise	1983-1991	Özel Saint Benoit Fransız Erkek Lisesi
Lisans	1991-1995	Yıldız Teknik Üniversitesi Kimya Metalürji Fak. Kimya Müh. Bölümü
Yüksek Lisans	1995-1998	Yıldız Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Yönetimi Programı
Çalıştığı Kurumlar	1997-1998	T.HENKEL Marmara Bölge Bayii (Green Chemicals)

T.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU
DOKÜMANTASYON MERKEZİ