

ELEKTRİK ENERJİSİ SEKTÖRÜNDE EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

FATİH ÇEMREK

DOKTORA TEZİ

İSTATİSTİK Anabilim Dalı

TEMMUZ 2006

COINTEGRATION ANALYSIS IN ELECTRICITY SECTOR

FATİH ÇEMREK

Ph.D. THESIS

Department of STATISTICS

JULY 2006

ELEKTRİK ENERJİSİ SEKTÖRÜNDE EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

FATİH ÇEMREK

Eskişehir Osmangazi Üniversitesi
Fen Bilimleri Enstitüsü
Lisansüstü Yönetmeliği Uyarınca
İSTATİSTİK Anabilim Dalı
UYGULAMALI İSTATİSTİK Bilim Dalında
DOKTORA TEZİ
Olarak Hazırlanmıştır

Danışman: PROF.DR. HÜSEYİN TATLIDİL
YRD. DOÇ. DR. HÜLYA ŞEN

TEMMUZ 2006

FATİH ÇEMREK' in DOKTORA tezi olarak hazırladığı "ELEKTRİK ENERJİSİ SEKTÖRÜNDE EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ" başlıklı bu çalışma, jürimizce lisansüstü yönetmeliğinin ilgili maddeleri uyarınca değerlendirilerek kabul edilmiştir.

Üye: Prof. Dr. Hüseyin Tatlıdil (Danışman)

Üye: Yrd. Doç. Dr. Hülya Şen (İkinci Danışman)

Üye: Prof. Dr. Ahmet Özmen

Üye: Prof. Dr. Nimetullah Burnak

Üye: Doç. Dr. Veysel Yılmaz

Fen Bilimleri Enstitüsü Yönetim Kurulu'nun tarih ve sayılı kararıyla onaylanmıştır.

Prof. Dr. Abdurrahman KARAMANCIOĞLU

Enstitü Müdürü

İÇİNDEKİLER

ÖZET.....	v
SUMMARY.....	vii
TEŞEKKÜR.....	ix
ŞEKİLLER DİZİNİ.....	xi
ÇİZELGELER DİZİNİ.....	xii
1. GİRİŞ.....	1
2. ZAMAN SERİLERİNİN DURAĞANLIĞININ ARAŞTIRILMASINDA KULLANILAN BİRİM KÖK TESTLERİ.....	5
2.1. Zaman Serilerinde Durağanlık	5
2.2. Birim Kök Testleri.....	8
2.2.1. Genel Birim Kök Testleri	8
2.2.1.1. Dickey-Fuller (DF) Testi	13
2.2.1.2. Geliştirilmiş Dickey- Fuller (GDF) Testi	18
2.2.1.3. Phillips-Perron (PP) Testi	20
2.2.1.4. Molinas-Schwert Testi	25
2.2.1.5. Hall Testi.....	27
2.2.1.6. Sargan-Bhargava Testi	28
2.2.1.7. Phillips-Ouliaris Testi.....	30
2.2.1.8. Sims Testi.....	31
2.2.1.9. Said-Dickey Testi.....	33
2.2.2. Özel Durumlarda Kullanılan Diğer Birim Kök Testleri.....	34
2.2.2.1. KPSS Testi.....	35
2.2.2.2. Leybourne-MacCabe Testi.....	37
2.2.3. Birim Kök Testleri İle İlgili Başka Çalışmalar.....	39
2.2.4. Çoklu Birim Kökler.....	41
2.2.5. Mevsimsel Birim Kökler.....	44
2.2.5.1. Dickey-Hasza-Fuller (DHF) Testi.....	45
2.2.5.2. Hylleberg-Engle-Granger-Yoo (HEGY) Testi.....	46

İÇİNDEKİLER (devam)

3. EŞBÜTÜNLEŞME (COINTEGRATION) ANALİZİ.....	49
3.1. Eşbütünleşme Analizi	49
3.1.1. Tek Denklemlili Durumda Eşbütünleşme Analizi (Engle-Granger İki Adım Metodu).....	53
3.1.1.1. Eşbütünleşme Regresyon Durbin-Watson (CRDW) Testi...	56
3.1.1.2. Dickey-Fuller Eşbütünleşme Testi.....	56
3.1.1.3. Geliştirilmiş Dickey-Fuller Eşbütünleşme Testi.....	57
3.1.1.4. Kısıtlı Vektör Otoregresif (RVAR) Testi.....	57
3.1.1.5. Geliştirilmiş Kısıtlı Vektör Otoregresif (ARVAR)Testi.....	58
3.1.1.6. Kısıtsız Vektör Otoregresif (UVAR)Testi.....	58
3.1.1.7 Geliştirilmiş Kısıtsız Vektör Otoregresif (AUVAR)Testi	59
3.1.2. Çok Değişkenli Durumda Eşbütünleşme Analizi (Johansen Yaklaşımı).....	59
3.1.2.1. İz (Trace) Testi ve En Büyük Özdeğer (Maximum Eigenvalue) Testleri	70
3.1.2.1.1. İz (Trace) Testi	70
3.1.2.1.2. En Büyük Özdeğer Testi.....	71
3.1.2.2. Çok Değişkenli Durumda Sınanan Hipotezler.....	72
3.1.2.2.1. $H_3 : \Pi = \alpha\phi'H'$ Hipotezi (β üzerine kısıtlama altında).....	72
3.1.2.2.2. $H_4 : \Pi = A\psi\beta'$ (veya $\alpha = A\psi$) Hipotezi (α üzerine kısıtlama altında).....	73
3.1.2.2.3. $H_5 : \Pi = A\psi\alpha'$ (veya $\beta = H\phi$ ve $\alpha = A\psi$) Hipotezi (α ve β üzerine kısıtlama altında).....	76
3.1.3. Sonlu Örneklerde Johansen Testi İçin Yapılan Çalışmalar.....	77
3.1.3.1. Podivinsky Tarafından Yapılan Çalışma.....	77
3.1.3.2. Boswijk ve Franses Tarafından Yapılan Çalışma.....	78

İÇİNDEKİLER (devam)

3.1.3.3. Eitrheim Tarafından Yapılan Çalışma.....	78
3.1.3.4 Reimers Tarafından Yapılan Çalışma.....	79
3.1.3.5. Cheung ve Lai Tarafından Yapılan Çalışma.....	79
3.1.3.6. Toda Tarafından Yapılan Çalışma.....	80
3.2. Eşbütünleşme Analizinin Uygulandığı Bazı Çalışmalar.....	81
3.2.1. L'Hégaret ve Diğerleri Tarafından Yapılan Çalışma.....	81
3.2.2. Kaufmann Tarafından Yapılan Çalışma.....	82
3.2.3. Fatai ve Diğerleri Tarafından Yapılan Çalışma.....	84
3.2.4. Kaabia ve Diğerleri Tarafından Yapılan Çalışma.....	85
3.2.5. Bremmer ve Kesselring Tarafından Yapılan Çalışma.....	87
3.2.6. Oh Tarafından Yapılan Çalışma.....	88
3.3. Vektör Otoregresyon (VAR) Modeli.....	90
3.3.1. VAR sürecinin Hareketli Ortalama (Moving Average) Gösterimi....	93
3.3.2. VAR modellerinin Özellikleri.....	95
3.3.3. VAR Modelinde Gecikme Sayısının (p'nin) Belirlenmesi.....	98
3.3.4. VAR Modellerinin Avantajları ve Bazı Zorlukları.....	100
3.3.4.1. VAR Modellerinin Avantajları.....	100
3.3.4.2. VAR Modellerinde Bazı Zorluklar.....	101
3.4. Etki-Tepki (Impulse Response) Fonksiyonları ve Varyans Ayrıştırması.....	101
3.4.1. Etki Tepki Fonksiyonları.....	101
3.4.2. Varyans Ayrıştırması (Variance Decomposition).....	104
3.5. Hata Düzeltme (HD) ve Vektör Hata Düzeltme (VHD) Modelleri	106
3.5.1. Hata Düzeltme Modeli.....	106
3.5.2. Vektör Hata Düzeltme Modeli	108
3.6. İki Tane Birim Kök İçeren Serilerin Analizi.....	108
3.7. Yapay Sinir Ağları.....	111
4. EŞBÜTÜNLEŞMEYE SINIR TESTİ YAKLAŞIMI VE OTOREGRESİF DAĞITILMIŞ GECİKME MODELİ.....	113
4.1. Otoregresif Dağıtılmış Gecikme Modeli (ODGM).....	113
4.2. Sınır Testi Yaklaşımı.....	117

İÇİNDEKİLER (devam)

5. TÜRKİYE İÇİN ELEKTRİK TÜKETİMİ SERİSİNİN EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ İLE İNCELENMESİ	119
5.1. Türkiye'nin Enerji Sektörünün Durumu ve Elektrik Enerjisinin İncelenmesi.....	119
5.2. Türkiye'de Elektrik Tüketiminin Analizi	121
5.2.1. Yöntem ve Değişkenler	121
5.2.2. Birim Kök Testi Sonuçları.....	124
5.2.3. Eşbütünleşme Analizi Sonuçları	125
5.2.3.1. Johansen Eşbütünleşme Analizi Sonuçları.....	125
5.2.3.2. Vektör Hata Düzeltme Modeli Sonuçları.....	130
5.2.3.3. Etki-Tepki Fonksiyonu Sonuçları.....	134
5.2.3.4. Varyans Ayırıştırması Sonuçları.....	138
5.3. Eşbütünleşmeye Sınır Testi Yaklaşımı Sonuçları.....	141
5.4. Elektrik Tüketiminin ARIMA Modelleri Yardımıyla Öngörüsü.....	145
5.4.1. ARIMA Modelleri.....	145
5.4.2. Kişi başına elektrik tüketimi için ARIMA Modelinden Elde Edilen Sonuçlar.....	147
6. SONUÇ VE ÖNERİLER.....	148
7 KAYNAKLAR DİZİNİ.....	154
Ek 1: Dickey- Fuller Test İstatistiği Tabloları.....	165
Ek 2: Dickey-Fuller (1981) Tablo Değerleri.....	167
Ek-3. Sargan-Bhargava Testi.....	169
Ek-4: KPSS Testi İçin Kritik Değerler.....	169
Ek-5: Çeyrek Dönemlik Verilerde Mevsimsel Birim Kökler İçin HEGY Testi Kritik Değerleri.....	170
Ek-6: Engle-Granger'in Eşbütünleşme Testleri İçin Kritik Değerler Tabloları.....	172
Ek7: λ_{enb} ve λ_{iz} test istatistiklerinin Kritik Değerleri.....	174
ÖZGEÇMİŞ.....	

ÖZET

Bu tezde ekonometrik zaman serileri arasındaki ilişkileri araştırmada kullanılan Eşbütünleşme Analizi incelenmiş ve daha sonra Eşbütünleşmeye Sınır Testi yaklaşımı hakkında bilgi verilmiştir. Türkiye için 1978–2003 dönemine ilişkin olarak kişi başına elektrik tüketimi, kişi başına reel gayrisafi milli hâsıla, elektrik fiyatı ve elektrik yatırımları serileri arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığı araştırılmıştır.

Eşbütünleşme ilişkisinin araştırılmasında Johansen (1988) ile Johansen ve Juselius (1991) yöntemi kullanılmış ve uzun dönemde tüketim ile gelir ve yatırım arasında pozitif yönlü, fiyat ile ters yönlü ilişki olduğu belirlenmiştir. Uzun dönemde gelirin %1 artması elektrik tüketimini %1,79 artırırken, yatırımdaki %1’lik artış tüketimi %1,64 artırmaktadır. Fiyattaki %1 ‘lik artış tüketimde %0,20’lik azalışa neden olmaktadır. Buna göre uzun dönemde gelir esnekliği %1,79, yatırım esnekliği %1,64 olarak belirlenmiştir.

Pesaran ve diğerleri tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı kullanılarak trendsiz modelde F istatistiğinin değeri 6,089 olarak belirlenmiştir. Bu değer için %5 anlamlılık düzeyindeki alt ve üst sınır değerleri sırasıyla 3,219 ve 4,378 olarak belirlenmiştir. Hesaplanan F istatistiğinin değeri %5 anlamlılık düzeyindeki üst kritik sınır değerinden büyük olduğu için sıfır hipotezi reddedilmiş ve trendsiz model için, incelenen değişkenler arasında eşbütünleşme olduğuna karar verilmiştir.

Akaike Bilgi Kriterlerine dayanarak ODG (1,1,0,0) modeli ile Schwarz Bilgi Kriterine dayanarak ODG (1,0,0,0) modeli belirlenmiştir. Uygulamada genelde Schwarz bilgi kriterine dayanılarak belirlenen model kullanıldığından, ODG (1,0,0,0) modeli için işlemlere devam edilmiştir.

ODG (1,0,0,0) modeli için elde sonuçlara göre uzun dönemde gelir ve yatırımda meydana gelecek bir artış, elektrik tüketimini artıracığı, uzun dönemde gelir esnekliğinin 0,334 ve yatırımın esnekliği 0,147 olduğu belirlenmiştir. Buna göre uzun

dönemde gelirde %10'luk artış tüketimde %3'lük artışa neden olacaktır. Aynı şekilde uzun dönemde yatırımda %10'luk artış elektrik tüketimini %1,5 artıracığı söylenebilir.

ODG (1,0,0,0) modeline dayanılarak tahmin edilen Hata Düzeltme Modeline göre ECT_{t-1} değişkenin katsayısı (-0.231) ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Buna göre uzun dönemdeki dengesizliğin bir sonraki dönemde yaklaşık %23'ünün düzeltileceği ve dengeye ulaşmak için yaklaşık 4 yıla ihtiyaç olduğu belirlenmiştir. Uzun dönemde gelir esnekliği (0,337) kısa döneme göre daha büyüktür. Bunun da anlamı gelir politikaları zaman boyunca daha güçlü etkilere sahiptir. Kısa dönem gelir esnekliği (0,078) istatistiksel olarak anlamlıdır.

Ayrıca VAR modelleri ve ARIMA modeli ile 2004–2013 dönemi için kişi başına elektrik tüketimi öngörülmüştür. ARIMA (1,1,1) modelinin en uygun model olduğu belirlenmiştir. ARIMA (1,1,1) modeli kullanılarak yapılan öngörüler sonucunda 2004 yılında kişi başına elektrik tüketiminin 1648,77 kWh olduğu belirlenmiştir.

SUMMARY

In this thesis, Co-integration Analysis used for searching the relations among the econometric time series was studied and then Bounding Test Approach for Co-integration was explained. It was studied whether there is a co-integration relation among electricity consumption per capita during 1978-2003 period in Turkey, real gross domestic product, electricity cost and electricity investment series or not.

While analyzing co-integration relation, Johansen (1988) and Johansen and Juselius (1991) method was applied and it was found out that there was a positive relation between consumption and income & investment in the long term; however, it was a reverse relation with the cost. In the long term, when 1% increase in the income rise the electricity consumption 1,79%, 1% increase in the investment effected consumption 1,64%. 1% increase in the cost results in 0,20% decrease in the consumption. Based on these, income elasticity for the long term was determined as 1,79%, and investment elasticity as 1,64%.

Using the bound testing approach developed by Pesaran and the others, the value of F statistic for the trendless model was determined as 6,089. Upper and lower limit values which were 5% significant for this value were defined in order as 3,219 and 4,378. As the calculated F statistic value was bigger than the upper critical value which was in 5% significance level, Null Hypothesis was rejected and it was decided that there was co-integration among the studied variables for the trendless model.

ARDL (Autoregressive Distributed Lagged) Model (1,1,0,0) was determined considering Akaike Information Criterion and ARDL (Autoregressive Distributed Lagged) Model (1,0,0,0) based on Schwarz Information Criterion. As the method chosen considering Schwarz Information Criterion was generally used in application, analysis continued for ARDL (Autoregressive Distributed Lagged) Model (1,0,0,0).

According to the results for ARDL (Autoregressive Distributed Lagged) Model (1,0,0,0), it was found that an increase in the income and investment rose electricity consumption, and income elasticity was 0,334 and investment elasticity was 0,147 in the long term.

Therefore, 10% increase in the income will result in 3% increase in the consumption in the long term. Furthermore, it can be added that 10% increase in the investment would rise electricity consumption 1,5%.

To Error Correction Model estimated by ARDL (Autoregressive Distributed Lagged) Model (1,0,0,0), ECT coefficient variable was (0,231) and found statistically significant. For this reason, it was calculated that disequilibrium in the long term would be corrected 23% in the following period and approximately 4 years were required to provide equilibrium. Income elasticity in the long term was higher than the short term. This meant that income politics had more powerful effects in time. Short term income was statistically significant.

In addition, using VAR and ARIMA methods, electricity consumption per capita was forecasted for 2004-2013 period. It was decided that ARIMA (1,1,1) was the most appropriate method. According to the forecast by using ARIMA (1,1,1), it was forecasted that electricity consumption per capita in 2004 would be 1648,77 kwh.

TEŞEKKÜR

Doktora çalışmalarında, gerek derslerimde ve gerekse tez çalışmalarında, bana danışmanlık ederek, beni yönlendiren ve her türlü olanağı sağlayan danışmanlarım Prof. Dr. Hüseyin Tatlıdil ve Yrd. Doç. Dr. Hülya Şen'e şükranlarımı sunarım. Tezimin ilk aşamasından son anına kadar çalışmanın şekillenmesinde değerli önerileriyle katkıda bulunan kıymetli hocalarım Prof. Dr. Ahmet Özmen ve Doç. Dr. Veysel Yılmaz'a çok teşekkür ederim.

Çalışmalarında ve en sıkıntılı anlarımda moral desteği sağlayan arkadaşlarım Arş. Gör. Özer Özaydın, Arş. Gör. Arzu Altın'a ve her zaman desteğini esirgemeyen Mine Yılmaz'a en içten dileklerle teşekkür ederim.

Beni bugünlere kadar getiren ve hiçbir zaman fedakârlıktan kaçınmayan, her zaman bana her konuda destek olan aileme minnet duygularıyla teşekkür ediyorum.

Bu tezi genç yaşta kaybettiğimiz rahmetli kardeşim Mehmet Çemrek'in anısına ithaf etmek istiyorum.

ŞEKİLLER DİZİNİ

<u>Cizelge</u>		Sayfa
5.1	İncelenen Serilerin Grafiği.....	122
5.2	Belirlenen Eşbütünleşme İlişkisinden Elde Edilen Artık Terimlerin Grafiği.....	129
5.3	Etki-Tepki Fonksiyonu Grafiği.....	135

ÇİZELGELER DİZİNİ

<u>Cizelge</u>	Sayfa
2.1	Dickey-Fuller Testi İçin Özet Tablo..... 18
5.1-a.	Elektrik Enerjisi Kurulu Güç Kapasitesi Gelişimi (MW)..... 120
5.1-b	Elektrik Enerjisi Üretiminin Yıllar İtibariyle Gelişimi (GWh).... 120
5.1-c	Yıllara Göre Türkiye’de Elektrik Tüketimi..... 121
5.2.	Granger Nedensellik Analizi Sonuçları..... 123
5.3	Birim Kök Testi Sonuçları..... 124
5.4	VAR Modelinin Gecikme Derecesinin Belirlenmesi..... 125
5.5	Tahmin Edilen VAR(1) Modeli Sonuçları..... 126
5.6	Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları..... 127
5.7	Eşbütünleşme Analizi Sonucunda Bulunan Katsayılar..... 128
5.8	VAR Modellerine Dayanarak Yapılan Nedensellik Analizi Sonuçları..... 129
5.9	Vektör Hata Düzeltme Modeli Sonuçları..... 130
5.9-a	Bağımlı Değişken $\Delta \text{elek}C_t$ için Vektör Hata Düzeltme Modeli Sonuçları..... 130
5.9-b	Bağımlı Değişken Δgsyih_t için Vektör Hata Düzeltme Modeli Sonuçları..... 131
5.9-c	Bağımlı Değişken Δf_t için Vektör Hata Düzeltme Modeli Sonuçları..... 132
5.9-d	Bağımlı Değişken $\Delta \text{yatırım}_t$ için Vektör Hata Düzeltme Modeli Sonuçları..... 133
5.10	Tablo 4.10 Tahmin Edilen VAR sonuçları Kullanılarak Kişi Başına Elektrik Tüketimi için Öngörü Değerleri..... 133
5.11-a	Tablo 4.11-a $\text{elek}C$ Değişkeninin Tepkileri..... 136
5.11-b	Tablo 4.11-b gsyih Değişkeninin Tepkileri..... 136
5.11-c	f Değişkeninin Tepkileri..... 137
5.11-d	Yatırım Değişkeninin Tepkileri..... 137

ÇİZELGELER DİZİNİ (devam)

Çizelge

5.12	Varyans Ayrıştırmasına Göre Değişkenlerin Birbirini Etkileme Dereceleri.....	139
5.12-a	elekC Değişkeninin Varyans Ayrıştırması (%).....	139
5.12-b	gsyih Değişkeninin Varyans Ayrıştırması (%).....	139
5.12-c	f Değişkeninin Varyans Ayrıştırması (%).....	140
5.12-d	yatırım Değişkeninin Varyans Ayrıştırması (%).....	140
5.13	Sınır Testi İçin Gecikme Sayısının Belirlenmesi İçin İstatistikler..	142
5.14	(4.6.) modeli için ABK ve SBK ile seçilen ODG Modelleri.....	143
5.15	ODG (1,0,0,0) modeli kullanılarak tahmin edilen uzun dönem katsayıları.....	144
5.16	ODG (1,0,0,0) modeli kullanılarak tahmin edilen Kısıtsız Hata Düzeltme Model Sonuçları	144
5.17	Tahmin Edilen ARIMA (1,1,1) Modeli İçin Parametre Tahminleri.....	147
5.18	2004-2013 Dönemi İçin Kişi Başına elektrik Tüketimi Öngörü Değerleri (kWh).....	147

1. GİRİŞ

Ekonomik olaylara ilişkin oluşan zaman serilerinin incelenerek modellenmesi ekonometrik çalışmaların kapsamında yer almaktadır.

Ekonomi kuramında değişkenler arasında denge ilişkilerinin olup olmadığı çeşitli yollarla analiz ederek yorumlamıştır. Bu analizler yapılırken incelenen zaman serisinin durağan olup olmadığına bakılması gerekmektedir.

Bir zaman serisinin özellikleri (ortalaması, varyansı, kovaryansı ve daha yüksek dereceden momentleri) zamana göre değişmiyorsa bu seriye durağan zaman serisi denir ve bu durum da durağanlık olarak ifade edilir (Özmen, 1986). Durağanlık; trend durağan ve fark durağan olmak üzere ikiye ayrılmaktadır.

Ekonomik olaylara ilişkin zaman serileri genellikle durağanlık koşulunu sağlamamaktadır. Durağan olmayan serilerin durağan hale getirilmesi ve mevsimsellikten arındırılması için logaritma alma, fark alma, filtreleme ve trendin etkisini giderme gibi dönüşümler uygulanmaktadır (Işığışık, 1994).

Durağanlık konusunda ilk çalışmalar Granger ve Newbold (1974), Nelson ve Kang (1981), Nelson ve Plosser (1982), Dolado ve diğerleri (1990) tarafından yapılmıştır (Engle and White, 2003).

Durağan olmayan zaman serileri ekonometrik analizde çoğunlukla sorunlu olarak nitelendirilmektedir. Granger ve Newbold (1974), durağan olmayan seriler kullanılarak yapılan tahminde sahte regresyonun ortaya çıkacağını belirtmektedir.

Durağan olmayan seriler kullanılarak yapılan regresyon çözümlemesi sonuçları incelendiğinde R^2 (çoklu belirleme katsayısı) yeterince yüksek ve t istatistikleri anlamlıdır; fakat Durbin-Watson istatistik değeri küçüktür. İki değişkenin gecikmeli değerleriyle elde edilen regresyonlar birim kök taşıyorsa (durağan değilse), alışımlı t

ve F testleri geçerli olmayacaktır. Bu iki değişken ile kurulan regresyon eşitliği sahte (spurious) regresyon olacaktır (Halaç, 2002).

İncelenen serilerin durağan olup olmadığı “**Birim Kök (Unit Root)**” testleri ile de belirlenmektedir. Bu testlerden en yaygın kullanılanları Dickey-Fuller (1981), Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller veya ADF) ve Phillips - Perron (1988) testleridir. Bu testler kullanılarak literatürde birçok çalışma yapılmıştır.

İncelenen serilerin durağanlık özellikleri birim kök testleriyle belirlendikten sonra bu seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığı eşbütünleşme analizi ile araştırılır. Eşbütünleşme Analizi (Cointegration Analysis) ilk olarak Granger (1981, 1983) tarafından ortaya atılmış ve eşbütünleşik süreçlerin istatistiksel analizi Engle ve Granger (1987) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Bu yaptıkları çalışma ile ekonometriye olan katkıları nedeniyle 2003 yılında Granger, C.W.J., Nobel Ekonomi ödülüne layık görülmüştür.

Eşbütünleşme analiziyle ilgilenilen ekonomik zaman serileri arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı belirlenmeye çalışılır. Eşbütünleşme analizi, incelenen ekonomik seriler durağan olmadığında, bu serilerin doğrusal bileşiminin durağan olabileceğini ve bunun ekonometrik olarak belirlenebileceğini ifade etmektedir. Bir başka ifadeyle eşbütünleşme durağan olmayan değişkenlerin doğrusal birleşimi ile ilgilenmektedir (Enders, 1995).

Eşbütünleşme için uygun metotlardan ilki En Küçük Kareler regresyon denkleminde elde edilen artık terimlere dayanan testler olan Dickey-Fuller, Genişletilmiş Dickey-Fuller ve Durbin-Watson Eşbütünleşme Regresyonudur. Bu testler parametrik testler olup Engle Granger (1987) tarafından geliştirilmiştir. Bu testlerin parametrik olmayanları ise Philips ya da Phillips Perron (Z_a ve Z_t) testleridir (Hargreaves, 1994).

Eşbütünleşme Analizinin kullanıldığı çalışmalara ilişkin örnekler, nominal döviz kurları ile nispi fiyatlar arasındaki ilişkiler; tüketim ile harcanabilir gelir arasındaki

ilişkiler; uzun dönemli faiz oranları ile kısa dönemli faiz oranları arasındaki ilişkiler; para dolaşım hızı ile faiz oranları arasındaki ilişkiler ve üretim ile satış hacmi arasındaki ilişkilerdir (Kadılar, 2000).

Eşbütünleşme analizinin iktisadi alanlarda en çok görülen uygulama alanları;

- Piyasa etkinliği hipotezinin test edilmesi,
- Uzun dönem para talebi ilişkisinin test edilmesi ve
- Satın Alma Gücü Paritesi Teorisinin test edilmesidir (Şıklar, 2001).

Stock (1987), eşbütünleşik (cointegrated) vektörlerin En Küçük Kareler kestiricilerinin asimptotik özelliklerini incelemiş ve bazı eşbütünleşik süreçler için asimptotik dağılımlarına ilişkin tablo değerleri Monte Carlo benzetimleriyle hesaplamıştır.

Engle ve Yoo (1987) yaptıkları çalışmada eşbütünleşik sistemlerin test edilmesi ve tahmin edilmesiyle ilgilenmişlerdir. Bu çalışma Engle-Granger iki adım sürecinin bir açılımıdır (Charemza and Deadman, 1992). Stock ve Watson (1988) ortak trendlerin test edilmesiyle ilgili bir çalışma yapmıştır.

Eşbütünleşme analizinde Engle-Granger iki aşama yöntemi ile Johansen'in (1988) ençok olabilirlik (maximum likelihood) yöntemine dayalı eşbütünleşme yöntemi en çok kullanılan yöntemlerdir.

Eşbütünleşmeyi test etmede kullanılan ama değişkenler arasındaki ilişkiyi belirlemede doğrudan ilişkili olmayan üç yaklaşım bulunmaktadır. Bunlardan birincisi Park ve diğerlerinin (1988) yaptığı sahte regresyon testidir. İkinci yöntem Hansen (1990) tarafından geliştirilmiştir. Hansen testinde otokorelasyon katsayısını tahmin etmede Cochrane-Orcutt iterasyonu yapıldıktan sonra, birinci derece farklar üzerinde eşbütünleşme regresyonunun artık terimlerine ADF ve Z testleri uygulanmaktadır. Son olarak, Phillips-Ouliaris (1988) uzun dönem varyans-kovaryans matrisindeki tekilliği araştırın iz (trace) ve varyans-oranı (variance-ratio) testidir (Hargreaves, 1994).

Bu konuyla ilgili diğerk çalıřmalar Johansen and Juselius (1990) ve Johansen (1991, 1995a -b, 1999) tarafından yapılmıřtır.

Eřbütünleřme için Olabilirlik Oranı Testlerinin (Likelihood Ratio Tests) nümerik dağılım fonksiyonlarına Mac Kinnon ve diğerkleri (1999) tarafından yapılan çalıřmada yer verilmiř ve iz testi ile maksimum özdeđer testi için kritik deđerleri tablolařtırmıřtır.

Eřbütünleřme analizi kullanılarak, enerji, turizm ve satın alma gücü paritesi ile ilgili bir çok alanda çok sayıda ampirik çalıřma yapılmıřtır.

Tezin ikinci bölümünde zaman serilerinde durađanlık ve durađanlıđın belirlenmesinde kullanılan birim kök testleri, mevsimsel birim kök testleri incelenmiřtir.

Üçüncü Bölümde incelen seriler arasında uzun dönemli iliřki olup olmadıđını belirlemede yararlanılan eřbütünleřme analizi hakkında ayrıntılı bir açıklama verilmiřtir.

Dördüncü Bölümde Otoresif Dađıtılmıř Gecikme (ODG) modeli ile Pesaran ve Pesaran (1997), Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran ve diğerkleri (2001) tarafından geliřtirilen ve yaygın řekilde kullanılan Eřbütünleřmeye Sınır Testi yaklařımı incelenmiřtir.

Beřinci Bölümde ise, Türkiye için 1978–2003 dönemine iliřkin olarak kiři bařına elektrik tüketimi, kiři bařına reel gayrisafi milli hâsıla, elektrik fiyatı ve elektrik yatırımları serileri arasında eřbütünleřme iliřkisi olup olmadıđı arařtırılmıřtır. Eřbütünleřme iliřkisinin arařtırılmasında Johansen (1988) ile Johansen ve Juselius (1991) yöntemi ve Pesaran ve diğerkleri tarafından geliřtirilen sınır testi yaklařımları ayrı ayrı kullanılmıřtır. Ayrıca VAR modelleri ve ARIMA modeli ile 2004–2013 dönemi için kiři bařına elektrik tüketimi öngörölmüřtür.

Çalıřmanın altıncı bölümünde sonuç ve önerilere yer verilmiřtir.

2. ZAMAN SERİLERİNİN DURAĞANLIĞININ ARAŞTIRILMASINDA KULLANILAN BİRİM KÖK TESTLERİ

Bu bölümde durağan zaman serisi ve durağanlık kavramları tanımlandıktan sonra durağanlığın araştırılmasında kullanılan birim kök testleri hakkında kuramsal bilgiler verilecektir.

2.1. Zaman Serilerinde Durağanlık

Zaman serisi analizlerinde kullanılan en önemli kavramlardan birisi, çoğu kez bir varsayım olarak kabul edilen, durağanlık kavramıdır. Zaman serileri bir stokastik süreç, durağanlık ise stokastik süreçle ilgili önemli bir kavramdır. Stokastik süreç olarak bir zaman serisinin ortalaması, varyansı, kovaryansı ve daha yüksek dereceden momentleri zamana göre değişmiyorsa seriye **durağan zaman serisi** denir ve bu durum da **durağanlık** olarak ifade edilir (Özmen, 1986).

Durağan bir zaman serisinde art arda gelen iki gözlem değeri sadece zaman aralığı nedeniyle farklılaşmaktadır. Durağan serideki bu ilişkinin pratik sonucu serinin ortalamasının zamanla değişmeyip, aynı kalması şeklinde ifade edilmektedir.

Genel olarak ifade edilirse, ortalaması ve varyansı zamanla değişmeyen ve iki dönem (y_t ile y_{t+h}) arasındaki kovaryansın, iki dönem arasındaki zaman uzaklığına (h) bağlı olduğu stokastik bir süreç durağandır (Gujarati, 1999; Enders, 1995).

Bir stokastik sürecin ortak ve koşullu olasılık dağılımı zamanla değişmiyorsa, bu seriye **güçlü (strong) durağan** seri adı verilir.

Y_t aşağıdaki özelliklere sahip bir stokastik süreç olsun:

$$\text{i) Ortalama} \quad : E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu \quad (2.1)$$

$$\text{ii) Varyans} \quad : \text{Var}(y_t) = E(y_t - \mu)^2 = E(y_{t-s} - \mu)^2 = \sigma_y^2 \quad (2.2)$$

$$\text{iii) Kovaryans: } \gamma_s = E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] \quad (2.3)$$

μ, σ_y^2 ve bütün γ_s 'ler sabittir. Burada γ_s , aralarında s dönem fark olan y_t ile y_{t-s} arasındaki kovaryanstır (Enders, 1995).

(2.3) ifadesinde s=0 olduğunda, γ_0 y_t 'nin varyansı olacaktır. Bu özelliğe sahip zaman serisine **zayıf durağan, kovaryans durağan veya ikinci dereceden durağan** bir seri olarak adlandırılır.

Kovaryans durağanlık, serilerin ortalaması ve varyansın zaman boyunca sabit olması ile birlikte, kovaryanslarının da eşit zaman aralıklarında farklı olmaması demektir (Işığışık, 1994; Enders, 1995).

Zaman Serisi Analizinde Kovaryans durağanlık yeterli olduğundan, üçüncü ve dördüncü momentlere bakılmaz. Bu nedenle aksi belirtilmedikçe durağanlık kavramı “zayıf durağanlık ya da kovaryans durağanlık durumunu ifade etmektedir. Bunun nedeni uygulamada her zaman zayıf durağan zaman serileri ile ilgilenilmesidir.

Zaman Serisi Analizi daha çok öngörü amacıyla kullanılmaktadır¹. Yapılan öngörüler serinin durağan olması durumunda anlamlıdır. Seri durağan ise, yapılan öngörüler serinin ortalamasına doğru yaklaşır ve öngörü hatalarının varyansı da serinin varyansına doğru yaklaşır. Durağan olmayan serilerde bu yakınsama gerçekleşmez.

¹ Zaman serisi analizi, kendisini oluşturan unsurlarına ayırıştırma, zaman serileri arasındaki ilişkiyi açıklama, kontrol etmek ve ileriye dönük tahmin (öngörü) yapmak amacıyla kullanılmaktadır.

Birinci dereceden otoregresif zaman serisi² incelendiğinde, öngörüler sabit kalmaktadır ve bu durum serinin genel davranışına uymaktadır. Seri durağan değilse otokorelasyonlar³ önemli bir ölçüde sıfırdan sapma gösterir ya da gecikmeler arttıkça sıfırdan uzaklaşır. Bu nedenle zaman serilerinin uygun bir şekilde modellenmesi için serilerin durağanlaştırılması gerekir ve öngörüler durağanlaştırılmış seri üzerinde yapılmalıdır(Akdi, 2003; Kutlar, 2000).

Stokastik sürecin niteliği zaman boyunca değişiyorsa (seri durağan değilse), serinin geçmiş ve gelecek yapısını basit bir cebirsel modelle ifade etmek mümkün değildir (Kutlar, 2000).

Durağan olmayan zaman serileri ise, zamana bağlı olarak değişen ortalamaya (ya da varyansa) sahiptir. Bu nedenle durağan olmayan zaman serilerinin ortalaması ancak ait oldukları zaman aralığı belirtilerek verilir (Göktaş,2000).

² Otoregresif modeller (AR(p)), bir zaman serisinin herhangi bir dönemdeki gözlem değerini aynı serinin ondan önceki belirli sayıda dönemin gözlem değerinin ve hata teriminin doğrusal bir bileşimi olarak ifade eden modellerdir. p tane geçmiş dönem varsa model p. dereceden AR modelidir. AR modellerinde durağanlık serinin karakteristik denkleminin köklerine bağlıdır. Modelin genel ifadesi;

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \phi_3 x_{t-3} + \dots + \phi_p x_{t-p}$$

şeklindedir ($x_t = X_t - \mu$).

Bu modellere ilişkin ayrıntılı açıklama için bkz. Özmen, (1986), Akgül, (2003).

³ Otokorelasyon, herhangi bir serideki komşu veri noktaları arasındaki ne kadar korelasyon olduğunu gösteren bir fonksiyondur. k gecikmeli otokorelasyon fonksiyonu;

$$\rho_k = \frac{E[(y_t - \mu_y)(y_{t+k} - \mu_y)]}{\sqrt{E[(y_t - \mu_y)^2 (y_{t+k} - \mu_y)^2]}} = \frac{Cov(y_t, y_{t+k})}{\sigma_y \sigma_{y+k}}$$

şeklinde tanımlanır. Durağan serilerde $\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$ olur ve herhangi bir stokastik süreç için $\rho_0 = 1$ değerini alır.

Bu açıklamalardan sonra durağan seriler ile durağan olmayan seriler arasındaki farklılıklar şu şekilde ifade edilebilir:

Durağan serilerde;

- Seri, uzun dönemde dalgalanmalar olsa bile, aynı ortalamayı korur. Bir başka ifadeyle serinin ortalaması sabittir.
- Serinin varyansı zamana bağlı olarak değişmez ve sonludur.
- Gecikme zamanı uzadıkça, katsayılar sıfıra gitme eğilimi gösterir.

Durağan olmayan serilerde;

- Serinin uzun dönemde döneceği bir ortalama değeri yoktur.
- Zaman sonsuza yaklaştığında varyans zamana bağlıdır ve sonsuza yaklaşır.
- Kuramsal olarak otokorelasyon değerleri hemen sıfıra yaklaşmaz, yavaş yavaş azalır.

Zaman serilerini durağan hale getirmek için Box-Jenkins ard arda fark alma işlemi uygulamışlardır. Box-Jenkins grubu modeller zaman bağlı olayların rassal karakterde olduğunu ve bu olaylara ait zaman serisinin ise stokastik süreç olduğunu varsayar (Gürbüz,1997).

2.2. Birim Kök testleri

2.2.1. Genel Birim Kök Testleri

Birim kök testleri zaman serilerinin durağan olup olmadığının ve durağanlık sözkonusu ise kaçınıcı dereceden durağan olduğunun belirlenmesinde kullanılmaktadır. Birim kökün varlığı zaman serisinde durağan olmama halini ifade etmektedir. İncelenen ekonomik zaman serileri arasında sahte regresyon problemini gidermek için birim kökün var olup olmadığının araştırılması gerekmektedir.

Genelde serinin durağan olup olmadığına karar vermek için modelde yer alan her bir değişkene ait serinin durağan hale gelmesi için kaç kere farkı alınması gerektiğinin belirlenmesi işlemi olarak da ifade edilen bütünleşme derecesinin belirlenmesi gerekmektedir (Harris, 1995). Bu durum ARIMA (p,d,q) modelindeki d (fark alma) derecesinin belirlenmesi demektir. p simgesi modelin AR (otoregresif) kısmının derecesini, q simgesi ise modelin MA (Hareketli ortalama) kısmının derecesini ifade etmektedir.

Box-Jenkins yaklaşımı d fark alma derecesinin belirlenmesi için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarına ait korelogramların görsel incelenmesini kullanmaktadır. Geliştirilen birim kök testleri de aslında korelogramın görsel incelenmesi yerine istatistiksel testleri kullanmaktadır (Maddala and Kim, 1998).

Birim kökle ilgili uygulamalar, geleceğe ait sözleşmeler, devlet tahvilleri, reel faiz oranları, döviz kurları, paranın dolaşım hızı, işsizlik teorileri ve reel tüketim için sürekli gelir hipotezi ile ilgilidir (Kadılar, 2000).

1. dereceden otoregresif AR(1) sürecini ele alalım. Bu süreç aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

(2.4) modelinde y_t , zaman serisinin güncel değerini, y_{t-1} , serinin bir önceki dönemde aldığı değerini ve ρ ise AR sürecinin karakteristik denkleminin kökünü ifade etmektedir.

Bu modelde

$$H_0 : \rho = 0 \text{ (Seride birim kök yoktur ve seri durağandır)}$$

hipotezinin sınanmak istendiğini düşünölsün. H_0 hipotezi altında (2.4) denklemde yer alan ρ parametresi En Küçük Kareler ile tahmin edilebilir.

Modelde yer alan ε_t terimi stokastik hata terimi olup, bu hata teriminin dağılımı $E(\varepsilon_t) = 0, Var(\varepsilon_t) = \sigma^2$ v normal dağılımlı olma özelliklerine sahiptir. ε_t hata terimine **beyaz gürültü (white noise)** hata terimi denir.

(2.4) ifadesinde yer alan ρ mutlak değerce birden küçükse ($|\rho| < 1$) y_t serisi durağandır ve ρ 'nun en küçük kareler tahmin edicisi etkindir. ρ 'nun tahmin edilen değeri, ρ 'nun tahmininin standart hatasına oranlanarak hesaplanan student t istatistiği ile ρ 'nun anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı olup olmadığını araştırılır.

$H_0 : \rho = 1$ (Seride birim kök vardır) hipotezi sınanmak istendiğinde durum farklıdır. H_0 hipotezi altında, y_t serisi aşağıdaki gibi tanımlanan durağan olmayan süreçle oluşturulmaktadır.

$$y_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (2.5)$$

Eğer $\rho = 1$ ise t zaman noktası arttıkça zaman serisinin varyansı sonsuz büyüyecektir. Bu durumda tahmin için klasik istatistiksel metotları kullanmak ve ρ katsayısı için anlamlılık sınaması yapmak uygun olmamaktadır.

Eğer $\rho = 1$ ise, seride birim kök vardır ve böylelikle serinin durağan olmadığı anlaşılmaktadır. Bu durumda (2.4)'de yer alan ifade;

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

şeklini almaktadır. Bu modele “**rassal yürüyüş**” (**random walk**) **modeli**⁴ adı verilmekte ve buradan y_t serisinin durağan olmadığı görülmektedir. Birim kökün

⁴ Rassal yürüme, bir sarhoşun yürüyüşüyle karşılaştırılır. Bardan çıkan sarhoş, t anında rassal bir ε kadar yol alır. Bu halde sonsuza kadar yürürse, bardan uzaklaşır. Aynı durum hisse senetleri fiyatları içinde ifade edilir. Hisse senedinin bugünkü fiyatı, dünkü fiyatı ve rassal bir etki altındadır (Gujarati, 1999, s.718)

belirlenmesi için ρ 'nun 1'e eşit olup olmadığı regresyon modelinde test edilmesi gerekmektedir. Ancak, regresyon modelinde katsayıların 0'a eşit olup olmadığı araştırılmaktadır. Bu durumda ρ 'nun 1'e eşit olup olmadığını belirlemek için $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$ ilişkisinden (2.7) denklemi elde edilmektedir:

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

Burada $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ olarak ifade edilmektedir. $\delta = (\rho - 1)$ yazılırsa $\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$ eşitliği elde edilir. Bu eşitlikte yer δ 'nın 0'a eşit olup olmadığının araştırılması, ρ 'nun da 1'e eşit olup olmadığını belirlenmesi anlamını taşımaktadır. $\delta = 0$ ise;

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \varepsilon_t \quad (2.8)$$

eşitliği elde edilmektedir.

Birim kök testi yöntemlerinde deterministik trendin (incelenen zaman serisinin beklenen değerinin zamana bağlı olması) varlığının belirlenmesi önemlidir. Bir zaman serisi birim kök içeriyorsa, serinin hareketi **stokastik trend** (kovaryanstan kaynaklanan) adı verilen sistematik bir yapı izleyecektir. Aslında birim kök içeren zaman serileri çoğunlukla stokastik trendli zaman serileri olarak da adlandırılmaktadır. Eğer seri stokastik bir trend içeriyorsa mutlaka fark alma işlemi yapılmalıdır.

Bir zaman serisinin kendi geçmiş değerleri, bir sabit terim ve bir hata terimi ile açıklandığı aşağıdaki üç model ;

$$\text{Model I: } y_t = y_{t-1} + \mu \quad (2.9)$$

$$\text{Model II: } y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

$$\text{Model III: } y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.11)$$

olarak yazılmaktadır. Birinci modelde zaman serisi, kendi geçmiş dönem değeri ve bir sabit terimden, ikinci modelde kendi geçmiş dönem değeri ve bir hata teriminden ve son modelde, bir sabit terimi kendi geçmiş dönem değeri ve bir hata teriminden oluşmaktadır.

Bu modeller sırası ile $S_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$ olmak üzere,

$$\text{Model I: } y_t = y_0 + t\mu \quad (2.12)$$

$$\text{Model II: } y_t = y_0 + S_t \quad (2.13)$$

$$\text{Model III: } y_t = y_0 + t\mu + S_t \quad (2.14)$$

şeklinde yazılmaktadır.

Burada μ rassal olmayan bir terim olmak üzere Model I'de yer alan $\{t\mu\}$ serisine **deterministik trend** denilmektedir. Model II' de yer alan S_t serisine de **stokastik trend** adı verilmektedir. Model II veya Model III' deki y_0 bazen stokastik bazen de stokastik olmayan terim olarak alınabilmektedir (Akdi, 2003).

Uygulamada kullanılan birim kök testleri incelenen zaman serilerinin trend durağan (trend etkisi giderilerek durağanlaşan) ya da fark durağan (fark alınarak surağanlaşan) süreçten hangisine uygun olduğunu ifade etmektedir.

Bir süreç deterministik trend etkisine sahipse trend etkisi giderilerek durağan hale gelmişse, sürece **trend durağan süreç** denilmektedir. Bir süreç farkı alınarak durağan hale getirilmişse ve stokastik trend etkisi taşıyorsa o sürece **fark durağan süreç** adı verilmektedir. Rassal yürüme modeli, fark durağan süreç özelliğine sahiptir.

Birim kökün varlığını tespit etmek için kullanılan bir çok test vardır. Bunlar;

- Dickey-Fuller Testi
- Genişletilmiş (Augmented) Dickey-Fuller (ADF) Testi
- Phillips-Perron Testi
- Molinas ve Schewert Testi
- Hall Testi
- Sargan-Bhargava Testi
- Phillips ve Ouliaris Testi
- Sims Testi
- Said ve Dickey Testi

olmak üzere 9 tanedir (Kadılar,2000; Gürbüz,1997).

2.2.1.1. Dickey- Fuller (DF) testi

Ekonomik zaman serilerinde birim kökün var olup olmadığını araştırmak için Dickey ve Fuller (1979,1981) tarafından geliştirilen ve Dickey- Fuller testi olarak adlandırılan test en çok kullanılan testtir. Dickey-Fuller (DF) testi, hata terimlerinin dağılımlarının birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olduğu varsayımı üzerine kurulmuştur. Ayrıca bu test veri üretme sürecinin AR(1) olduğunu varsaymaktadır. Bu testte (2.4) eşitliğinde verilen ve bir AR(1) modeli olarak ifade edilen model için hipotezler aşağıdaki gibi yazılmaktadır:

$H_0 : \rho = 1$ (Seri birim kök içermektedir veya seri durağan değildir.)

$H_1 : \rho < 1$ (Seri birim kök içermemektedir veya seri durağandır)

(2.4) modelinin her iki tarafından y_{t-1} çıkarılırsa (2.7) eşitliği elde edilir. Bu eşitlik;

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

şeklinde idi. Bu eşitlik şu şekilde de yazılabilir:

$$y_t = (1 + \delta)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.15)$$

(2.15) eşitliğinde δ negatif ise, (2.4) eşitliğinde ρ değeri 1'den küçük olacaktır. Dickey-Fuller testi, (2.7) eşitliğinin en küçük kareler regresyonunda δ 'nın negatifliğinin test edilmesinden oluşmaktadır.

Bu test için hipotezler;

$$H_0 : \delta = 0$$

$$H_1 : \delta < 0$$

şeklinde ifade edilmektedir. Test sonucunda sıfır hipotezi reddedilirse, $\rho < 1$ olur ve y_t 0. dereceden bütünleşiktir. Bunun da anlamı seri de birim kök yoktur demektir.

H_0 hipotezinin test edilmesi için kullanılan test istatistiğinin dağılımının ve değerlendirme için ilgili kritik bölgenin bilinmesi gerekir. (2.7) eşitliğinde tek bir parametre ile ilgilenilen bir hipotez sınıdığından, doğal olarak student t istatistiği (δ 'nın En Küçük Kareler tahmininin, kendi standart hatasına oranı ile hesaplanan) kullanılmaktadır.

Ancak, (2.7) eşitliği için bu test istatistiği bilinen student t dağılımına sahip olmayacaktır.

$H_0 : \rho = 1$ (Seri birim kök içermektedir veya seri durağan değildir.) hipotezi altında student t istatistiği τ (**tau istatistiği**) olarak bilinmektedir. Bu test DF Testi ile aynı anlam taşımaktadır. $H_0 : \rho = 1$ hipotezi reddedilirse seri durağandır ve student t istatistiği kullanılabilir.

Eğer $y_t \sim I(1)$ (y_t serisi birinci dereceden bütünleşik) ise, (2.7) eşitliği bir $I(0)$ değişkeninin bir $I(1)$ değişkeni üzerindeki regresyonunu ifade etmektedir. Böyle bir durumda t istatistiği limit olarak normal dağılıma sahip olmayacaktır. Bu test istatistiğinin dağılımı negatif çarpıktır. Sol tarafta kalan kritik değerler geleneksel

student t dağılımınıninkine göre daha küçük olacaktır. DF testi için kritik değerler Fuller (1976), Guilkey and Schmidt (1989) ve MacKinnon (1991) tarafından yapılan çeşitli benzetim yöntemleriyle tablolaştırılmıştır (Charemza and Deadman,1992).

Bunlardan en çok kullanılanı ve çeşitli bilgisayar paket programlarında yer alan kritik değerler MacKinnon tarafından %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için hesaplanan kritik değerlerdir. Eğer DF test istatistiğinin mutlak değeri, MacKinnon tarafından hesaplanan kritik değerlerin mutlak değerinden küçükse H_0 hipotezi kabul edilir ve serinin birim kök içerdiğini ve dolayısıyla durağan olmadığına karar verilir. DF test istatistiğinin mutlak değeri, MacKinnon tarafından hesaplanan kritik değerlerin mutlak değerinden büyükse H_0 hipotezi reddedilir ve serinin birim kök içermediğini ve böylece serinin durağan olduğu ifade edilir.

DF testi aşağıdaki gibi regresyon denklemlerine de uygulanmaktadır:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.16)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.17)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta y_{t-1} + \alpha_1 t + \varepsilon_t \quad (2.18)$$

Bu üç regresyon arasındaki farklılık α_0 ve $\alpha_1 t$ deterministik elemanlarının varlığıdır. (2.16) Tam rassal yürüme modeli (pure random walk model), (2.17) modelinde bir drift (sabit) terimi ya da bir kesim noktası terimi eklenmiştir. (2.18) modelinde ise bir kesim ya da drift terimi ve doğrusal zaman trendi (t) yer almaktadır. DF yukarıdaki üç farklı regresyon denklemi için çeşitli örneklem hacimlerine göre kritik değerleri tablo halinde düzenlemişlerdir (Enders, 1995).

τ : Sabitsiz (without drift) ve Trendsiz (without trend) (2.16) modeli için

τ_μ : Sabit terimli (with drift) (2.17) model için

τ_τ : Sabitli ve trendli (with drift and trend) model (2.18) için kritik değerlerdir.

τ_μ 'nin limit dağılımı sabit terimin sıfır olduğu varsayımıyla, τ_τ 'nin limit dağılımı ise trend katsayısı β 'nin sıfıra eşit olduğu varsayımıyla oluşturulmuştur (Dickey and Fuller,1979).

(2.16)-(2.18)'deki ifadeler otoregresif süreçlerle değiştirilirse kritik değerler değişmeyecektir.

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.19)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.20)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta y_{t-1} + \alpha_1 t + \sum_{i=2}^p \alpha_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.21)$$

τ , τ_μ ve τ_τ istatistiklerinin hepsi $\delta = 0$ hipotezini test etmede kullanılır. Dickey ve Fuller (1981), katsayıların ortak hipotezlerini test etmek için üç tane F istatistiği geliştirmiştir. Bu testler olabirlik oran testine dayanır. (2.17) veya (2.20) modeliyle;

$$H_0 : \delta = \alpha_0 = 0$$

hipotezi, ϕ_1 test istatistiği kullanılarak test edilir.

Regresyon denkleminde bir zaman trendi varsa, (2.18) veya (2.21) modeli tahmin edilmişse,

$$H_0 : \alpha_0 = \delta = \alpha_1 = 0$$

hipotezi ϕ_2 test istatistiği ile test edilir.

$$H_0 : \delta = \alpha_1 = 0$$

hipotezi ϕ_3 test istatistiği kullanılarak test edilmektedir.

$$\phi_i = \frac{[\text{SKKT}_{\text{kisitli}} - \text{SKKT}_{\text{kisitsiz}}]/r}{(\text{SKKT}_{\text{(kisitsiz)}})/(T-k)} \quad (2.22)$$

SKKT: Kısıtlı ve kısıtsız modeldeki hata terimlerin karelerin toplamı

r: kısıtlama sayısı

T: Serideki toplam gözlem sayısı

k: Kısıtsız modeldeki parametre sayısı

(T-k): Kısıtsız modeldeki parametre sayısı.

ϕ_i istatistiği m ve T-k serbestlik dereceli F dağılır.

ϕ_i değerleri Dickey ve Fuller tarafından belirlenen değerlerden daha küçük ise sınırlandırılmış model uygun bulunur (H_0 hipotezi kabul edilir).

Eğer hesaplanan ϕ_i değerleri Dickey ve Fuller tarafından belirlenen değerlerden daha büyük ise sınırlandırılmış model geçerli değildir (H_0 hipotezi reddedilir).

α_0 drift (sabit) terim ve zaman trendi α_1 'in anlamlılığı ile ilgili hipotez test edilebilir. $H_0 : \delta = 0$ hipotezi altında, (2.21) modelinde zaman trendinin varlığının test edilmesi $\tau_{\gamma\tau}$ istatistiği ile verilmektedir. Böylece, bu istatistik $\delta = 0$ verildiğinde $\alpha_1 = 0$ olup olmadığını test eder.

Eğer (2.21) modeli tahmin edilmişse $H_0 : \delta = 0$ hipotezini test etmek için $\tau_{\rho\tau}$ istatistiği kullanılır.

Eğer (2.20) modeli tahmin edilmişse $H_0 : \delta = 0$ hipotezi $\tau_{\rho\mu}$ istatistiği kullanılarak test edilir.

Aşağıdaki tabloda kullanılan test istatistikleri ve 100 birimlik örneklem için bu test istatistiklerinin %95 ve %99 kritik değerleri yer almaktadır (Enders, 1995, s.223).

Tablo 2.1: Dickey-Fuller Testi İçin Özet Tablo

Model	Hipotez	Test İstatistiği	Kritik Değerler	
			%95	%99
$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$	$H_0 : \delta = 0$	τ	-1,95 ve -2,60	
$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$H_0 : \delta = 0$	τ_μ	-2,89 ve -3,51	
	$H_0 : \delta = 0$ Verildiğinde $\alpha_0 = 0$	$\tau_{\mathcal{G}\mu}$	2,54 ve 3,22	
	$H_0 : \alpha_0 = \delta = 0$	ϕ	4,71 ve 6,70	
$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta y_{t-1} + \alpha_1 t + \varepsilon_t$	$H_0 : \delta = 0$	τ_τ	-3,45 ve -4,04	
	$H_0 : \delta = 0$ Verildiğinde $\alpha_0 = 0$	$\tau_{\mathcal{G}\tau}$	3,11 ve 3,78	
	$H_0 : \delta = 0$ Verildiğinde $\alpha_1 = 0$	$\tau_{\gamma\tau}$	2,79 ve 3,53	
	$H_0 : \delta = \alpha_0 = \alpha_1 = 0$	ϕ_3	6,49 ve 8,73	

2.2.1.2. Genişletilmiş (Augmented) Dickey- Fuller (GDF) testi

Dickey-Fuller testi, hata terimleri otokorelasyonlu ise kullanılmamaktadır. Bu durumda, hata terimleri arasında p. dereceden bir otoregresif bir ilişki söz konusudur. Daha önceden ifade edildiği gibi Dickey-Fuller testi AR(1) süreçleri için uygulanmaktaydı. Ancak AR (p) süreci söz konusu ise eşitlik;

$$y_t = \sum_{i=1}^p \rho_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.23)$$

şeklinde yazılır. Aşağıdaki regresyon modeli ile bir test oluşturulabilir.

$$y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (2.24)$$

Birim kökü test etmek için ρ katsayısı kullanılır ve $T(\hat{\rho} - 1)$ ve $(\hat{\rho} - 1)/SE(\hat{\rho})$ limit dağılımları tablolaştırılmıştır (Banerjee et al, 1993, s.102).

p. derece otoregresif model;

$$y_t = a_0 + a_1y_{t-1} + a_2y_{t-2} + a_3y_{t-3} + \dots + a_{p-1}y_{t-p+1} + a_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.25)$$

şeklinde yazılmaktadır.

Bu denklemde $a_p y_{t-p+1}$ terimi eklenir ve çıkarılırsa,

$$y_t = a_0 + a_1y_{t-1} + a_2y_{t-2} + \dots + a_{p-2}y_{t-p+2} + (a_{p-1} + a_p)y_{t-p+1} - a_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

elde edilir.

Daha sonra $(a_{p-1} + a_p)y_{t-p+2}$ eklenir ve çıkarılırsa,

$$y_t = a_0 + a_1y_{t-1} + a_2y_{t-2} + \dots - (a_{p-1} + a_p)\Delta y_{t-p+2} - a_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

elde edilir.

Bu ekleme ve çıkarma işlemi devam ettirilirse,

$$\Delta y_t = a_0 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.26)$$

denklemini bulunur. Burada;

$$\delta = -\left(1 + \sum_{i=1}^p a_i\right) \quad , \quad \beta_i = \sum_{j=1}^p a_j \quad \text{'dir.}$$

(2.26) denkleminde ilgilenilen katsayı δ 'dır ve $\delta = 0$ ise denklem birinci farklardan oluşacaktır. Böylelikle bir birim kök vardır. Birim kökün varlığını yine DF istatistiği kullanılarak test edilebilmektedir. Uygun test istatistiği yine regresyon

denkleminde yer alan deterministik bileşenlere bağlı olacaktır. Bir fark denkleminde katsayılar toplamı 1 ise, en az bir karakteristik kökün değeri bire eşittir. Buradan $\sum a_i = 0$ ve $\delta = 0$ ise sistem bir birim köke sahiptir.

(2.26) denkleminde yer alan p , ε_t hata terimlerinin beyaz gürültü olmasını sağlayacak büyüklükte bir değerdir.

2.2.1.3. Phillips-Perron (PP) testi

Dickey-Fuller testleri, hata terimlerinin birbirinden bağımsız, normal dağılımlı ve sabit varyanslı olduğu varsaymaktadır. Fakat Phillips and Perron (1988) bu test istatistiğini hata terimim bağımlı ve değişen varyanslı durum için incelemişlerdir. Böyle genel koşullar altında, ε_t için veri üretme süreci en fazla sonlu mertebeden ARIMA(p,d,q) modellerine imkân vermektedir.

Perron (1988) ve Phillips ve Perron (1988) yaptıkları çalışmada, veri üretme sürecinde yer alan ilave elemanlar yerine bu elemanlara regresyon modelinde yer vererek standart test istatistikleri için parametrik olmayan bir düzeltme ile gösterilebilecek otokorelasyonu incelemeyi önermektedirler. Phillips yöntemi, tahmin sonrasında test istatistiklerinin düzenlemek yerine, otokorelasyonlu hata terimlerinin sonuçlar üzerindeki etkisini dikkate almaktadır. Test istatistiği asimptotik olarak düzeltilir ve böylece benzer limit dağılımları kullanılır (Banerjee et al, 1993).

Phillips ve Perron (1988) tarafından ele alınan modeller $\{\varepsilon_t\}$ ile gösterilen hata terimleri dizisiyle kurulmuştur. $\{\varepsilon_t\}$ dizisinin aşağıdaki üç koşulu sağladığı varsayılmaktadır.

- (i) $E(\varepsilon_t) = 0$ (bütün t ler için);
- (ii) $\sup_t E(|\varepsilon_t|^\beta) < \infty$ (Bazı $\beta > 2$ için);

(iii) $T \rightarrow \infty$ oldukça $\sigma^2 = \lim E(T^{-1}S_T^2)$ vardır ve $\sigma^2 > 0$ 'dır. ($S_t = \sum_{t=1}^T \varepsilon_t$);

(iv) $\{\varepsilon_t\}$ dizisi $\alpha_m (\sum_{m=1}^{\infty} \alpha_m^{1-2/\beta} < \infty$ koşulunu sağlayan) karma katsayılarıyla güçlü

bir karmadır.

Bu koşullar zayıf bağımlılık ve heterojenliğe izin verir. Varsayılan hatalarda (çok genel koşullar) aslında sonlu ARMA modelleri⁵ gibi çok geniş veri üretme süreçlerini içerir. (ii) koşulu sürecin olası heterojenliğini kontrol ederken, (iv) koşulu aykırı değerler oluşma olasılığı ile ilgili geçici bağımlılığın varlığını kontrol etmektedir (Phillips and Perron, 1988).

$$y_t = \hat{\alpha}y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.27-a)$$

$$y_t = \mu^* + \alpha^* y_{t-1} + \varepsilon_t^* \quad (2.27-b)$$

$$y_t = \tilde{\mu} + \beta(t-T/2) + \tilde{\alpha}y_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_t \quad (2.27-c)$$

Bu denklemlerde yer alan

T: Gözlem sayısı

ε_t : Hata terimi ($E(\varepsilon_t) = 0$)

$t_{\hat{\alpha}}, t_{\alpha^*}$ ve $t_{\tilde{\alpha}}$: (2.27a-c) modellerinde $H_0: \alpha = 1$ hipotezini test etmek için

kullanılan t istatistikleridir. Benzer şekilde $t_{\mu^*} (\mu = 0)$, $t_{\tilde{\mu}} (\mu = 0)$ ve $t_{\tilde{\beta}} (\beta = 0)$ ise

ilgili regresyon denklemlerinde μ^* , $\tilde{\mu}$ ve $\tilde{\beta}$ için t istatistikleridir.

⁵ ARMA (p,q) modeli hem p. dereceden otoregresif kısmı hem de q. dereceden hareketli ortalama kısmını içerir. Modelin genel ifadesi: $x_t = X_t - \mu$ iken

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + \theta_0 a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

şeklindedir

Ortak hipotezlerin test edilmesi için aşağıdaki gibi tanımlanan ‘F testleri’ kullanılmaktadır:

$H_0^1 : (\mu, \alpha) = (0,1)$ (2.27-b denkleminde) hipotezini test etmek için

$$\phi_1 = (2S^{*2})^{-1} [TS_0^2 - TS^{*2}]$$

$H_0^2 : (\mu, \beta, \alpha) = (0,0,1)$ (2.27-c denkleminde) hipotezini test etmek için

$$\phi_2 = (3\tilde{S}^2)^{-1} [TS_0^2 - T\tilde{S}^2]$$

$H_0^3 : (\mu, \beta, \alpha) = (\mu, 0,1)$ (2.27c denkleminde) hipotezini test etmek için

$$\phi_3 = (2\tilde{S}^2)^{-1} [T\{S_0^2 - (\bar{y} - \bar{y}_{-1})^2\} - T\tilde{S}^2]$$

test istatistikleri kullanılır. Eşitliklerde yer alan;

$$S_0^2 = T^{-1} \sum_{i=1}^T (y_t - y_{t-1})^2 \text{ dir ve } S^{*2} \text{ ve } \tilde{S}^2 \text{ sırasıyla (2.27-b) ve (2.27-c) regresyon}$$

denklemlerinden tahmin edilen hata terimlerinin örneklem varyanslarıdır (Perron, 1988).

$\{y_t\}$ aşağıdaki gibi bir modelle üretilen bir zaman serisi olsun.

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (t=1,2,\dots), \quad (2.28)$$

$$\alpha = 1 \quad (2.29)$$

(2.28) için başlangıç koşulları $t=0$ da kurulmuştur ve y_0 örneklem hacmi T 'den bağımsız ve sabit bir dağılıma sahip bir sabit içeren herhangi bir rassal değişken olabilir. $\{\varepsilon_t\}$ dizisi verilen (i)-(iv) koşullarının sağlamaktadır.

Aşağıdaki gibi ifade edilen iki tane regresyon denklemini (En Küçük Kareler ile parametrelerin tahmin edildiği) ele alalım:

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.30-a)$$

$$y_t = \tilde{\mu} + \beta(t-1/2T) + \alpha y_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_t \quad (2.30-b)$$

$(\hat{\mu}, \hat{\alpha})$ ve $(\tilde{\mu}, \tilde{\beta}, \tilde{\alpha})$ geleneksel En Küçük Kareler tahmin edicileridir. (2.30-b) deki bağımsız değişkenlerin matrisini (Tx3 boyutlu) tanımlamada X simgesi kullanılmış olup t istatistikleri aşağıdaki gibi tanımlanır :

$$t_{\hat{\alpha}} = (\hat{\alpha} - \alpha) \left\{ \sum y_{t-1} - \bar{y}_{-1} \right\}^2 / \hat{S},$$

$$t_{\tilde{\mu}} = (\tilde{\mu} - \mu) / (S^2 C_1)^{1/2},$$

$$t_{\tilde{\beta}} = (\tilde{\beta} - \beta) / (\tilde{S}^2 C_2)^{1/2},$$

$$t_{\tilde{\alpha}} = (\tilde{\alpha} - \alpha) / (\tilde{S}^2 C_3)^{1/2}$$

Yukarıdaki eşitliklerde yer alan

\hat{S} : (2.29-a) (trend terimi içermeyen) regresyon modelinin standart hatası,

\tilde{S} : (2.29-b) (trend terimi içeren) regresyon modelinin standart hatası,

C_i : $(X'X)^{-1}$ matrisinin i'inci köşegen elemanı ve

T: Örneklem hacmi olmak üzere

$\bar{y}_{-1} = T^{-1} \sum y_{t-1}$ 'dir.

Phillips-Perron Testi, önce Dickey Fuller test istatistiklerini hesaplar ve sonra hata terimlerini izleyen ARIMA sürecinden gelen ilave parametreler üzerindeki limit dağılımının bağımlılığını yok etmek için t_{μ} ve t_t test istatistiklerinin parametrik olmayan bazı düzeltmeleri kullanmaya yer verir. Bu düzeltmelere karşılık gelen ifadeler sırasıyla $Z(t_{\mu})$ ve $Z(t_t)$ şeklindedir.

(2.30-a) ve (2.30-b) regresyon denklemlerinden ilgili test istatistikleri (hata parametresinin asimptotik olarak bağımlılığını yok eden) için dönüşümler şu şekildedir.

$$Z(\hat{\alpha}) = T(\hat{\alpha} - 1) - \hat{\lambda} / \bar{m}_{yy},$$

$$Z(t_{\hat{\alpha}}) = (\hat{S} / \hat{\sigma}_{Tl}) t_{\hat{\alpha}} - \hat{\lambda}' \hat{\sigma}_{Tl} / -1) - \hat{\lambda} / \bar{m}_{yy}^{1/2},$$

$$Z(t_{\hat{\mu}}) = (\hat{S} / \hat{\sigma}_{Tl}) t_{\hat{\mu}} - \hat{\lambda}' \hat{\sigma}_{Tl} m_y / \bar{m}_{yy}^{1/2} m_{yy}^{1/2},$$

$$Z(\tilde{\alpha}) = T(\tilde{\alpha} - 1) - \tilde{\lambda} / M$$

$$Z(t_{\tilde{\alpha}}) = (\tilde{S} / \tilde{\sigma}_{Tl}) t_{\tilde{\alpha}} - \tilde{\lambda}' \tilde{\sigma}_{Tl} / M^{1/2},$$

$$Z(t_{\tilde{\mu}}) = (\tilde{S} / \tilde{\sigma}_{Tl}) t_{\tilde{\mu}} - \tilde{\lambda}' \tilde{\sigma}_{Tl} m_y / M^{1/2} (M + m_y^2)^{1/2},$$

$$Z(t_{\tilde{\beta}}) = (\tilde{S} / \tilde{\sigma}_{Tl}) t_{\tilde{\beta}} - \tilde{\lambda}' \tilde{\sigma}_{Tl} (\frac{1}{2} m_y - m_{ty}) / (m/12)^{1/2} \bar{m}_{yy}^{1/2}.$$

Bu eşitliklerde yer alan:

$$m_{yy} = T^{-2} \sum y_t^2 \quad \bar{m}_{yy} = \sum (y_t - \bar{y})^2$$

$$m_y = T^{-3/2} \sum y_t \quad m_{ty} = T^{-5/2} \sum ty_t$$

$$M = (1 - T^{-2}) m_{yy} - 12 m_{ty}^2 + 12 (1 - T^{-1}) m_{ty} m_y - (4 + 6T^{-1} + T^{-2}) m_y^2$$

$$\hat{\lambda} = \frac{1}{2} (\hat{\sigma}_{Tl}^2 - \hat{S}^2), \quad \hat{\lambda}' = \hat{\lambda} / \hat{\sigma}_{Tl}^2, \quad \tilde{\lambda} = \frac{1}{2} (\tilde{\sigma}_{Tl}^2 - \tilde{S}^2), \quad \tilde{\lambda}' = \tilde{\lambda} / \tilde{\sigma}_{Tl}^2$$

$$\hat{\sigma}_{Tl}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w_{sl} \sum_{t=s+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-s} \quad (2.31)$$

$$\tilde{\sigma}_{Tl}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \tilde{\varepsilon}_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w_{sl} \sum_{t=s+1}^T \tilde{\varepsilon}_t \tilde{\varepsilon}_{t-s} \quad (2.32)$$

$$w_{sl} = 1 - s / (l + 1)$$

biçimindedir.

(2.31) tahmin edicisi Newey ve West (1987) tarafından varyans tahminleri olarak önerilmiştir.

Phillips-Perron test istatistikleri Dickey Fuller ve Genişletilmiş Dickey Fuller test istatistikleriyle aynı limit dağılımına sahiptir ve Dickey Fuller tabloları kullanılabilir (Kadılar, 2000).

2.2.1.4. Molinas ve Schwert testi

Dickey ve Fuller ile Phillips ve Perron test istatistiklerinin sonlu büyük örneklerde veri üretme işleminden etkilendiğini Schwert (1989) yaptığı benzetimlerle göstermiştir (Kadılar,2000). Yapılan deneyde veri üretme süreci ,

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta\varepsilon_{t-1} \quad (t=19, \dots, T) \quad (2.33)$$

şeklindeki ARIMA (0,1,1) sürecidir. t simgesi gözlemi, T ise gözlem sayısını gösterir. $\{\varepsilon_t\}$, normal dağılımlı beyaz gürültülü hata terimleri dizisidir. Bu süreç için Geliştirilmiş Dickey-Fuller ve Phillips-Perron test istatistiklerinin kritik değerleri Dickey-Fuller Dağılımına göre daha küçüktür.

Yapılan deneyde ilk 20 gözlem başlangıç koşulların etkisini kontrol etmek için göz ardı edilmiştir. Bu deneylerde örneklem hacimleri sırasıyla 25, 50 100, 250, 500 ve 1000 olarak alınmıştır. Test istatistiği oluşturulurken deney 10000 kere yinelenmiştir. MA (Hareketli Ortalama) parametresi (θ) 0,8; 0,5; 0; -0,5 ve -0,8'e eşittir. Tahmin edilen model;

$$y_t = \mu_b + \rho_b y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (t=1,2,\dots,T) \quad (2.34)$$

şeklinde dir.

ARIMA(0,0,1) sürecinin birinci mertebeden otokorelasyon katsayısı $-\theta/(1-\theta^2)$ 'ye eşittir. Yüksek dereceden otokorelasyonlar ise 0'a eşittir (Gürbüz,1997)

Herbir seri için durağan olup olmadığını araştırmak için Schwert; Dickey-Fuller, Genişletilmiş Dickey-Fuller ve Phillips-Perron istatistiklerini içeren 6 farklı test

istatistiği incelenmiştir. Bunlar Genişletilmiş Dickey-Fuller ve Phillips-Perron test istatistikleri 2 farklı gecikme uzunluğu için hesaplanmıştır.

Birinci gecikme uzunluğu

$$l_4 = \left[4(T/100)^{1/4} \right]$$

İkinci gecikme uzunluğu ise

$$l_{12} = \left[12(T/100)^{1/4} \right]$$

ile hesaplanmıştır (Gürbüz, 1997).

Burada [] gösterimi, içinde yer alan ifadenin sonucunun bir tamsayı olduğunu belirtir.

Bu deneyin sonuçları Schwert'in (1989) çalışmasında Tablo1 ve Tablo 2 'de verilmiştir. Elde edilen sonuçlar Phillips-Perron testlerinin dağılımlarının Dickey-Fuller dağılımına yakın olmadığını göstermektedir. $\theta=0,5$ ya da $0,8$ olduğunda elde edilen sonuçlar birbirine yakın iken $\theta=-0,5$ ya da $-0,8$ olduğunda sonuçlar biraz farklıdır. Bu farklılıklar $T=1000$ olduğunda da devam etmektedir. Diğer taraftan, Genişletilmiş Dickey-Fuller dağılımına ortalama olarak daha yakın dağılımlara sahiptir.

Negatif MA⁶ terimlerinin var olduğu durumda Phillips-Perron testlerinin zayıf yönü uygun bir zaman trendi olan regresyonlarda devam etmektedir. Schwert ayrıca, Genişletilmiş Dickey-Fuller ve parametrik olarak düzeltilmiş Dickey-Fuller testlerinde normalleştirilmiş birim-kök tahmin edicilerinin $(T(\hat{\rho} - 1))$ dağılımlarını belirtmiştir. Schwert'in yaptığı benzetimler, MA terimlerinin örneklem bozulmalarına neden olduğu durumlarda Phillips-Perron yöntemlerinin H_0 hipotezi altında sonlu örneklem performanslarının $(\hat{\sigma}_{Tl}^2$ ve $\tilde{\sigma}_{Tl}^2$ 'nin kullanılan regresyon hata terimleri yerine y_t 'nin birinci farkları kullanılarak hesaplandığında) daha iyi olduğunu iddia etmektedir.

⁶ MA (q) modeli hareketli ortalamayı ifade eder. MA modeli, bir zaman serisinin bir dönemdeki gözlem değerini aynı dönemdeki hata terimi ve ondan önceki belirli sayıda dönemin hata terimi ne bağlı olarak açıklayan modellerdir. MA(q) modelinin genel ifadesi

$$x_t = \theta_0 a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

şeklindedir ($x_t = X_t - \mu$).

Ancak testler bazı durağan alternatif hipotezlere karşı tutarlı olmada başarısız olabilmektedir (Banerjee et al, 1993).

2.2.1.5. Hall testi

Hall (1989), Geliştirilmiş Dickey Fuller Testinde en küçük kareler yerine alet (instrumental) değişken kullanılmasını önermektedir. y_{t-1} 'in yerine kullanılan alet değişken (A.D.) düzeyi $y_{t-(k+1)}$ dir. Hata teriminin otokorelasyon fonksiyonu sadece k gecikmeye bağlı sıfırdan farklı elemanlara sahiptir. Hall'ın yaptığı Monte Carlo benzetimleri özellikle negatif MA hata süreçleri için metodun iyi performans gösterdiğini önermektedir (Banerjee et al, 1993).

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

regresyon modelinde ε_t derecesi daha önceden belirlenen bir hareketli ortalama sürecidir. Daha önceden de ifade edildiği gibi ρ 'nun değeri, H_0 hipotezi altında bire eşittir. $\hat{\rho}_{AD}$ standart Dickey-Fuller dağılımına sahiptir. Yukarıdaki modelde, $\hat{\rho}_{EKK}$ standart Dickey-Fuller dağılımına sahip olmayacaktır. Çünkü y_{t-1} ve ε_t (ε_t ARMA(p,q) süreci olduğunda) arasındaki korelasyon yanlılığa neden olmaktadır. Bu nedenle bu yanlılığı gidermek için bir düzeltme faktörünü kullanmak gerekmektedir. y_{t-2} , y_{t-1} için bir alet olarak kullanıldığında ve ε_t bir MA(1) (1. dereceden hareketli ortalama) sürecine uyduğunda, bu yanlılık görülmemektedir. Veri üretme sürecinin AR(1) şeklinde bir gösterime sahip olduğunu düşünelim:

$$y_t = y_{t-1} + u_t \tag{2.35-a}$$

$$u_t = \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1} \tag{2.35-b}$$

(2.35-b' de yer alan ε_t aşağıdaki özelliğe sahip olan hata terimidir.

$$\varepsilon_t \sim BAD(0, \sigma_\varepsilon^2)^7 \quad (2.35-c)$$

(2.35-a) ifadesinde yer alan y_{t-1} için bir alet (instrumental) değişken olarak y_{t-2} 'yi kullanan ρ 'nun alet değişken tahmin edicisi $\hat{\rho}_{AD}$ şu şekilde tanımlanır:

$$\hat{\rho}_{AD} = \left(\sum_{t=1}^T y_{t-1} y_{t-2} \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T y_t y_{t-2} \right) \quad (2.36)$$

Hall'in elde ettiği test istatistiği

$$T(\hat{\rho}_{AD} - 1) = \left(T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1} y_{t-2} \right)^{-1} \left(T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{t-2} u_t \right)^{-1}$$

şeklindedir.

Testin t oranı şeklindeki ifadesi;

$$t(\hat{\rho}_{AD}) = \left(\sum_{t=1}^T y_{t-1} y_{t-2} \right)^{1/2} (\hat{\rho}_{AD} - 1) \hat{\sigma}^{-1} \quad (2.37)$$

şeklinde yazılmaktadır ve Dickey-Fuller t dağılımına sahiptir.

Burada $\hat{\sigma} : \sigma$ nın tutarlı bir tahmin edicisi ($(1 + \hat{\theta})\hat{\sigma}_\varepsilon$ 'a eşit) olup, ayrıca $\hat{\theta}$ ve $\hat{\sigma}_\varepsilon$, θ ve σ_ε 'nin en küçük kareler tahmin edicisidir (Banerjee et al,1993).

2.2.1.6. Sargan-Bhargava testi

Bhargava (1986) ve Sargan and Bhargava (1986), Durbin-Watson istatistiğine (serisel korelasyonu test etmek için kullanılan) dayanan test önermişlerdir. En Küçük Kareler regresyonundan elde edilen hata terimlerinin rassal yürüme süreci izlediğini

⁷ BAD: birbirinden bağımsız aynı dağılımlı (iid:independent and identically distributed)

ifade eden sıfır hipotezinin test etme problemi için Durbin-Watson istatistiğini genelleştirmişlerdir.

Bhargava, birim kökü test etmek için Dickey-Fuller yaklaşımına göre daha iyi bir yaklaşım kullanmıştır. Bhargava'nın önerdiği birim kök testleri Sargan ve Bhargava'da geliştirilen testlerle birlikte hareket etmektedir (Maddala and Kim,1998)

Bunların Önerdiği Test İstatistikleri

$$\bar{y} = \sum_{t=1}^T y_t / T \text{ iken}$$

$$R_1 = \frac{\sum_{t=2}^T (y_t - y_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \quad (2.40)$$

biçimindedir.

R_1 'in büyük değerleri için basit rassal yürüme hipotezi reddedilir. Bu istatistik Sargan ve Bhargava'da modifiye edilmiş Durbin-Watson (DW) istatistiğidir.

Bhargava'nın önerdiği ikinci test istatistiği;

$$A = \sum_{t=2}^T (y_t - y_{t-1})^2 - \frac{(y_T - y_1)^2}{T-1}$$

$$B = \frac{1}{(T-1)^2} \sum_{t=1}^T \left[(T-1)y_t - (t-1)y_T - (t-t)y_1 - (T-1)(\bar{y} - (y_1 + y_T)/2) \right]^2$$

iken

$$R_2 = \frac{A}{B} \quad (2.41)$$

biçimindedir.

2.2.1.7. Phillips ve Ouliaris testi

Daha önceki testlerin hepsinde test istatistiklerinin dağılımları standart olmadığı için çeşitli kritik değerler kümesi kullanılması gerekmektedir. Bu nedenle sürecin hareketli ortalama biçiminde gösteriminde birim köke neden olan $I(0)$ serilerinin fark alma fikri oluşmuştur. Bu gerçek, birinci farkı alınmış serinin uzun-dönem varyansına dayanarak serinin $I(0)$ ya da $I(1)$ olup olmadığını kontrol edilmesidir.

Bu yaklaşımı açıklamak için, y_t 'nin,

$$\Delta y_t = (1 - \theta L)\varepsilon_t = u_t \quad (2.42)$$

gibi $IMA(1,1)$ süreci izlediği varsayıldığında,

$$\varepsilon_t \sim BAD(0, \sigma_\varepsilon^2). \Delta y_t \text{ 'nin uzun dönemli varyansı } \sigma^2 = (1 - \theta)^2 \sigma_\varepsilon^2 \text{ dir.}$$

$\sigma^2 \neq 0$ olması ancak ve ancak $\theta \neq 1$ olması ile mümkündür. Bir başka ifadeyle, $y_t \sim I(0)$ (seri durağan) ise, Δy_t 'nin varyansı 0 olacaktır ($\sigma^2 = 0$).

$$y_t \sim I(1) \text{ ise } |\theta| < 1 \text{ ile } \sigma^2 \neq 0 \text{ olacaktır}$$

Phillips and Ouliaris'in (1988) çalışmasında yazdıkları sıfır ve alternatif hipotezleri;

$$H_0 : \sigma^2 \neq 0$$

ya da (eşdeğer olarak ölçme birimi etkilerini gidermek için standartlaştırılarak)

$$H_0 : \tau^2 = \sigma^2 / \sigma_\varepsilon^2 \neq 0$$

$$H_1 : \tau^2 = 0$$

şeklinde ifade etmişlerdir. (2.31.a)'da verildiği gibi σ^2 'nin bir tahmin edicisini elde etmişlerdir. Bu tahmin edici:

$$l^{1/2}(\hat{\tau}^2 - \tau^2)/\tau^2 \sim N(0,1) \quad (2.43)$$

biçiminde olup

l: gecikme-kesme (lag-truncation) parametresidir.

(2.43.) eşitliğiyle ilgili güven aralığına dayanan ve aşağıdaki gibi ifade edilen bir sınır yaklaşımı önermişlerdir:

$$\tau^2 / [1 + z_\alpha / l^{1/2}] \leq \tau^2 \leq \tau^2 / [1 - z_\alpha / l^{1/2}]. \quad (2.44)$$

z_α : (standart normal dağılımın $(1-\alpha)$ ıncı yüzde noktasıdır veya α anlamlılık düzeyindeki tablo değeridir (Banerjee et al, 1993).

Sınır testine göre, (2.44)'de yer alan τ^2 'nin üst sınırı 0 yada 0'a yakınsa sıfır hipotezi reddedilir. Aksine alt sınır yeterince büyükse ya da 0'dan farklı ise sıfır hipotezi kabul edilir. Alt ve üst sınırlar için kritik nokta olarak 0,10 değerinin kullanılması önerilmiştir. Yapılan benzetim sonuçları önerilen bu kritik değerlerin bazı durumlarda çok tutucu olduğunu önermektedir (Kadılar, 2000). Bu şekildeki testler, asimptotik normallik nedeniyle, çok genel trend döngüsel modellerle (örneğin zamanın ya da herhangi bir tipteki kukla değişkenin doğrusal fonksiyonu) ilgili olarak uygulanabilir. y_t 'nin deterministik terimler üzerindeki regresyonun farkı alınmış artıkları üzerinde ön bir test yapılması gerekmektedir (Banerjee et al, 1993).

2.2.1.8. Sims testi

Birim kök testi için bir başka test öneren Sims (1988) Bayesçi bir yaklaşım kullanmıştır. Teste (0,1) aralığında uygun bir α önsel olasılık değeri ile başlanır. Bu α değeri $(1-\alpha)$ olasılığı ile $\rho = 1$ olmalıdır. α 'nın değeri için genelde 1'e yakın değer alınmaktadır. Sims tarafından α için uygun değer 0,8 olarak önerilmiştir (Kadılar, 2000).

Sims bir olabilirlik fonksiyonu türeterek $H_0 : \rho = 1$ hipotezi altında büyük örneklerde olabilirlik oranını,

$$\frac{(1-\alpha)\phi(T)}{\sigma_\rho \alpha \Phi(T)} \quad (2.45)$$

şeklinde ifade etmiştir.

σ_ρ : ρ 'nin standart hatası,

T: $\rho = 1$ 'i test eden t (Dickey-Fuller) istatistiği,

$\Phi(T)$: T'de hesaplanan standart normal dağılım için birikimli dağılım fonksiyonudur.

$\phi(T)$: $\Phi(T)$ 'nin olasılık yoğunluk fonksiyonudur.

σ_ρ küçük olduğunda bu kriter birim kök olabileceğini göstermektedir.

Sims'in önerdiği test istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\psi = 2 \log \frac{(1-\alpha)}{\alpha} - \log \sigma_\rho^2 + 2 \log(1 - 2^{(-1/s)}) - 2 \log(\Phi(T)) - \log(2\Pi) - T^2 \quad (2.46)$$

$\psi > 0$ ise birim kök vardır şeklindeki sıfır hipotezi kabul edilir ve birim kök olduğuna karar verilir. Eğer $\psi < 0$ ise sıfır hipotezi reddedilir ve birim kök yoktur.

Sims, geliştirilmiş Dickey-Fuller testinde olduğu gibi trend içeren ve içermeyen aşağıdaki gibi ifade edilen iki denklemi incelemiştir.

$$y_t = \mu + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \gamma_i \Delta y_{t-i+1} + u_t \quad (\text{trend içeren model}) \quad (2.47-a)$$

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \gamma_i \Delta y_{t-i+1} + u_t \quad (\text{trend içermeyen model}) \quad (2.48-b)$$

bu denklemlerden ψ_t ve ψ_μ istatistiği hesaplanmaktadır (Gürbüz,1997).

2.2.1.9. Said-Dickey testi

Birden fazla birim kök içermeyen AR(p) süreci izleyen serilere geçerli bir şekilde uygulanabilen bir dizi birim kök testi vardır. Said and Dickey (1984), hata terimlerinde genel bir ARMA süreci için bir test yöntemi geliştirmiştir. Phillips (1987) ve Perron and Phillips (1988) daha genel bir yöntem geliştirmiştir.

Said ve Dickey'in yaklaşımı, Dickey –Fuller yönteminin genelleştirilmiş bir halini temsil ederken, Dickey-Fuller tarafından tablolaştırılan asimptotik kritik değerlerle aynı olan test istatistikleri oluşturmuşlardır. Bu testin özel avantajı sadece hatalarda MA kısmı modellere değil bilinmeyen hata süreçlerinde AR ve MA polinomlarının dereceleri için uygulanabilir olmasıdır. Bu metot örneklem hacmiyle artan gecikme sayısında bir otoregresyon ile gerçek sürecin tahmin edilmesinin içerir.

Veri üretme süreci aşağıdaki gibi olsun:

$$y_t = y_{t-1} + u_t \quad (2.49-a)$$

$$u_t + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i} = \varepsilon_t + \sum_{j=1}^p \alpha_j \varepsilon_{t-j} \quad (2.49-b)$$

Hata terimi olan ε_t aşağıdaki özelliğe sahiptir:

$$\varepsilon_t \sim BAD(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (2.49-c)$$

Böylece ARMA(p,q) süreci izleyen otoregresyondaki hata teriminin durağan ve çevrilebilir olduğu önceden varsayılmaktadır. Veri üretme süreci aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir:

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-1} + v_t \quad (2.50)$$

k: ARMA(p,q) sürecine iyi bir yakınsama sağlayan yeterli uzunluktur.

Böylelikle $\{v_t\}$ yaklaşık olarak beyaz gürültü hata terimidir. Sıfır hipotezi yine ρ 'nun bire eşit olduğu şeklindedir.

Said ve Dickey p ve q' nun bilinmemesine rağmen testin geçerli olduğunu göstermişlerdir ve ARMA(p,q) sürecinin T örneklem hacmiyle k arttıkça AR süreciyle tahmin edildiğini ifade etmişlerdir.

Said ve Dickey'in varsayımları şu şekildedir:

- k, T'nin bir fonksiyonudur. $k^3 / T \rightarrow 0$ ($k \rightarrow \infty, T \rightarrow \infty$)
- $c > 0$ ve $r > 0$ vardır. Böylelikle $ck > T^{1/3}$

$T^{1/3}$: k gecikme sayısındaki oranda bir üst sınırdır ve örneklem hacmi ile orantılıdır.

(2.39) modelinin EKK tahmini $(\rho - 1)$ 'in tutarlı bir tahmin edicisi olduğu ispatlanmıştır. t istatistiğine ($t = (\hat{\rho} - 1) / \hat{\sigma}_{\hat{\rho}}$) dayanılarak test gerçekleştirilebilir. Said-Dickey tarafından yapılan regresyon Geliştirilmiş Dickey-Fuller testindeki aynıdır.

2.2.2.Özel durumlarda kullanılan diğer birim kök testleri

Seri durağandır şeklinde ifade edilen H_0 hipotezi test etmede bir çok test istatistiği geliştirilmiştir. Ancak bu test istatistikleri AR birim kök vardır şeklinde ifade edilen sıfır hipotezini test eden istatistikler kadar fazla değildir. Bu testlerden bazıları, Tanaka (1990), Park (1990), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS) (1992), Saikkonen and Luukkonen (1993), Choi (1994), Leybourne and McCabe (1994) ve Arellano and Pantula (1995)'dir. Bu testlerin çoğu, MA birim kökü vardır ve seri durağandır şeklinde ifade edilen sıfır hipotezlerini test etmede benzerlik göstermektedir (Maddala and Kim, 1998).

2.2.2.1. KPSS testi

Kwiatkowski ve diğerkleri (1992), incelenen seri deterministik bir trend etrafında durağandır şeklinde ifade edilen hipotezi test edilmesiyle ilgilenmişlerdir. Geliştirdikleri test rassal yürüme sürecinin varyansının 0 olduğu şeklindeki hipotezi test etmektedir. Bunun için aşağıdaki modeli incelemişlerdir. .

$$y_t = \xi_t + r_t + \varepsilon_t \quad (2.51)$$

Bu modelde $r_t = r_{t-1} + u_t$ $u_t \sim BAD(0, \sigma_u^2)$

r_0 başlangıç değeri sabit ve bir kesim noktasını koruyan terim olarak ele alınır.

Test edilen hipotez

$H_0 : \sigma_{u=0}^2$ ya da ξ bir sabittir.

şeklinde ifade edilmektedir.

ε_t 'nin durağan olduğu varsayılarak, sıfır hipotezi altında, y_t trend durağandır. Bu durum, parametrenin sabit olduğu durumun, parametrenin alternatif bir rassal yürüme süreci izlediği alternatifine karşı test edilmesinin özel bir durumudur. Bu problem aşağıdaki gibi ifade edilen bir regresyon modeli için Nabeya and Tanaka (1988) tarafından incelenmiştir.

$$y_t = x_t \beta_t + z_t \gamma' + \varepsilon_t \quad (2.52)$$

Eşitlikte yer alan β_t , rassal yürüme özelliğine sahip bir vektör olup, $\beta_t = \beta_{t-1} + u_t$ şeklinde ifade edilmektedir β_t 'nin eşit olduğu ifadede yer alan $u_t \sim BAD$ ve (2.52) ifadesinde yer alan $\varepsilon_t \sim BAD N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ özelliğine sahiptir.

Böylece KPSS modeli Nabeya ve Tanaka'nın modelinde $x_t = 1$ $z_t = 1$ ile özel bir durum olmaktadır.

Nabeya ve Tanaka'nın bu hipotezi test etmek için geliştirdikleri test istatistiği,

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\hat{\sigma}_e^2} \quad (2.53)$$

eşitliğiyle hesaplanmaktadır. Bu eşitlikte yer alan,

e_t : y_t 'nin bir sabit ve bir zaman trendi ile kurulan regresyon denkleminde elde edilen hata terimleri,

$\hat{\sigma}_e^2$: Kurulan bu regresyondan elde edilen hata teriminin varyansı (Hata Kareler Toplamı/T)

S_t : e_t 'nin kısmi toplamıdır ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$S_t = \sum_{i=1}^T e_i \quad (t=1,2,\dots,T)$$

Düzyen durağan (trend durağan yerine) şeklinde ifade edilen sıfır hipotezini test etmek için aynı şekilde regresyon denklemleri oluşturulur. Buradaki tek farklılık e_t hata teriminin, y_t 'nin sadece sabit terim ile kurulan regresyon denkleminde elde edilen hata terimi olmasıdır.

Nabeya and Tanaka, Lagrange Çarpım (LM: Lagrang Multiplier) test istatistiğinin asimptotik dağılımını (hata terimlerinin sadece bağımsız ve aynı dağılımlı olması durumunda geçerli olan) elde etmiştir.

KPSS genel hata terimi süreçleri durumun ele almıştır ve Phillips (1987), Phillips ve Perron (1988) de yer alan test istatistiklerini modifiye etmiştir. Bu nedenle KPSS testi, Phillips-Perron testinin bir benzer hali olarak görülebilir. Daha sonra

modifiye edilen bu test istatistiğinin asimptotik dağılımını elde etmiş ve benzetim çalışmasıyla kritik değerleri tablo haline getirmişlerdir.

Hata terimleri bağımsız ve aynı dağılımlı olduğunda LM (lagrange Multiplier) test istatistiğinin paydasında yer alan $\hat{\sigma}_e^2$, σ^2 'ye yakınsamaktadır. Ancak, hata terimleri bağımsız ve aynı dağılımlı olmadığında test istatistiğinin paydası için uygun ifade σ_e^2 'nin değil σ^2 'nin bir tahminidir. σ_e^2 uzun dönemli varyanstır ve şu şekilde tanımlanır:

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1}E(S_T^2)$$

σ^2 'nin tutarlı bir tahmin edicisi s_{TI}^2 'dir ve (2.31) ve (2.32) eşitliklerinde tanımlanmıştır.

KPSS testinin kritik değerleri Kwiatkowski ve diğerleri (1992) tarafından tablo 4.4'te verilmiştir.

2.2.2.2. Leybourne ve McCabe testi

Leybourne and McCabe (1994) KPSS testinin bir başka şeklini önermiştir. Bu test Geliştirilmiş Dickey-Fuller Testinin bir benzeri olarak görülebilir. Leybourne ve McCabe, KPSS testinden yapılacak çıkarsamanın s_{TI}^2 'nin hesaplanmasında kullanılan l gecikmesinin değerine çok duyarlı olabileceğini ifade etmişler ve gecikme belirlemesine karşı daha sağlam (robust) olan bir alternatif önermişlerdir. Gecikme değeri Geliştirilmiş Dickey-Fuller Testindeki AR sürecinin derecesi olacağını ve bu testin KPSS testinden daha güçlü olduğunu belirtmişlerdir. Leybourne ve McCabe tarafından geliştirilen test istatistiği örneklem hacmi olan T 'ye bağlı olarak tutarlıdır. KPSS testinde T/l ya da $T^{2/3}$ derecesiyle tutarlıdır, çünkü l 'nin derecesi $T^{1/3}$ idi. Ayrıca, yazılan sıfır hipotezi ve alternatif hipotez uygulamada karşılaşılan modellere göre daha gerçekçi modellere dayanmaktadır.

H_0 : Süreç Durağan bir ARIMA (p,0,0) sürecidir.

H_1 : Süreç Pozitif bir MA(1) katsayılı durağan bir ARIMA (p,1,1) sürecidir.

Laybourne ve McCabe, yapılacak testte p' nin seçilmesini gerekmesine rağmen, $p > p_0$ (gerçek değer) değerinin kullanılmasının yapılacak çıkarsama üzerinde çok fazla bir etkiye sahip olmayacağını ifade etmişlerdir.

Ele alınan model

$$\Phi(L)y_t = \alpha_t + \beta t + \varepsilon_t \quad (2.54)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \eta_t, \quad \alpha_0 = \alpha \quad (t=1,2,\dots,T)$$

$$\varepsilon_t \sim BAD(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad \eta_t \sim BAD(0, \sigma_\eta^2), \quad \varepsilon_t \text{ ve } \eta_t \text{ bağımsızdır.}$$

$$\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$$

birim kök dışında kökleri olan p. dereceden AR polinomudur. Leyburne ve McCabe buna “**yapısal model**” adı vermiştir. Bu modelin, “**indirgenmiş model**” olarak adlandırılacak, ARIMA(p,1,1) modeline ikinci derecen eşdeğer bir süreç olduğu gösterilebilir.

$$\Phi(L)(1-L)y_t = \beta + (1-\theta L)u_t \quad (0 < \theta < 1)$$

$$u_t \sim BAD(0, \sigma_u^2), \quad \sigma_u^2 = \sigma^2 / \theta \text{ 'dır ve } \lambda = \sigma_\eta^2 / \sigma_\varepsilon^2 \text{ tanımlansın.}$$

Daha sonra

$$\theta = \frac{\lambda + 2 - (\lambda^2 + 4\lambda)^{1/2}}{2}$$

ilişkisi tanımlanarak θ , σ_{η}^2 ile ilişkili hale gelir. $\sigma_{\eta}^2=0$ olursa, $\theta=1$ olur. Bu durumda model durağan AR sürecine sahip olur. σ_{η}^2 sifıra çok yakın olursa, θ da 1'e çok yakın değer alır. Bu durumda y_t serisi hemen hemen durağandır.

Bu modelde durağanlığın test edilmesi için yazılan hipotezler;

$$H_0 : \sigma_{\eta}^2 = 0$$

$$H_0 : \sigma_{\eta}^2 > 0$$

biçimindedir.

Alternatif hipotez altında model, bir çok ekonomik seriye benzeyen bir MA terimi içeren bir ARIMA modeli olmaktadır. Bu durum bağımsız ve aynı dağılımlı hatalarla tam bir rassal yürüme sürecine göre daha gerçekçi bir alternatiftir. $\theta > 0$ koşulu böyle süreçlerin uygunluğunu bozmaktadır. Modelin bir diğer özelliği ise AR bileşeninin derecesi olan p'nin sıfırdan büyük olmasıdır. Bu özellik η_t 'nin kısa dönemli ve uzun dönemli etkilerinin farklı olduğu varsayımını sağlanmasını garanti eder (Maddala and Kim, 1998).

2.2.3. Birim Kök testleri ile ilgili başka çalışmalar

Park (1990) bir değişkenin birim kök süreci izliyorsa, EKK 'dan elde edilen hata terimlerinin genelde uygun olmadığını ve ilişkisiz değişkenlerin istatistiksel olarak anlamlı ilişkilere sahip olma eğiliminde olduğu fikrine dayanarak bir test önermiştir. Önerdiği testte y_t 'nin bir sabit ve bir trend değişkeniyle kurulan regresyona bir ya da birden fazla sahte değişken eklenir ve bu sahte değişkenlerin anlamlılığı test edilir. Tanımladığı J istatistiği

$$J = \frac{(HKT_1 - HKT_2)}{\tilde{s}_{TI}^2} \quad (2.55)$$

ile hesaplanmaktadır. Formülde yer alan ,

HKT_1 : y_t 'nin bir sabit ve bir trend değişkeniyle kurulan regresyonundan elde edilen hata terimlerinin kareleri toplamı,

HKT_2 : y_t 'nin bir sabit, bir trend değişkeni ve fazladan eklenen sahte değişkenlerle kurulan regresyonundan elde edilen hata terimlerinin kareleri toplamı,

\tilde{s}_{Tl}^2 : KPSS testinde tanımlanan Newey-West tahmin edicisidir.

Sıfır hipotezi altında bu test istatistiği, serbestlik derecesi fazladan eklenen sahte değişken sayısına eşit olan Ki-kare dağılımlı olmaktadır.

Amano and Van Norden (1992) KPSS testi ile Park testlerinin güç değerlerini karşılaştırmış ve bu testlerin geleneksel birim kök testleri gibi, bilinen kesin veri üretme süreçleri için daha az güçlü olduğunu ve örneklem hacmiyle değiştiğini bulmuştur.

Bierens and Guo (1993) Cauchy dağılımına dayanan bazı testler önermişlerdir. Bu testlerin Park testine göre daha iyi asimptotik özelliklerine sahip olduğunu ifade etmişlerdir. Ancak bu testler uygulamada kullanılmamaktadır.

Choi (1994) bir MA birim kökü test etme çerçevesi içinde durağanlığı araştırmak için bir test geliştirmiştir.

Arellano and Pantula (1995) yine bir MA birim kökünü test etmeye dayanan bir test önermiştir. $\theta = -1$ olduğunda hareketli ortalama parametresi olan θ 'nın en çok olabilirlik tahmin edicisinin dağılımını incelemişlerdir. Çevrilebilir olmayan MA süreçleriyle simüle edilen veriler analiz edildiğinde, En Çok Olabilirlik tahminlerinin istikrarlı olmadığını (unstable) ve standart hatalarının gerçekçi olmadıklarını ifade etmişlerdir.

Ayrıca Burrige and Guerre (1996) geliştirdikleri parametrik olmayan testin hataların dağılımının şekline Dickey-Fuller testine göre daha fazla duyarlı olduğu sonucunu elde etmişlerdir.

Bierens (1993) yüksek dereceli örneklem otokorelasyonlara dayanan birim kök testleri önermiştir. Box-Jenkins durağan bir süreç için örneklem otokorelasyon fonksiyonunun sıfır (tails off) olduğunu gözlemlemiştir. Uygulamada, örneklem otokorelasyon fonksiyonu hızla sıfıra yaklaşırsa bile, birim kök vardır şeklindeki hipotez çoğu zaman kabul edilmektedir. Bierens, örneklem otokorelasyon fonksiyonunun davranışına dayanarak fark alma derecesini belirlemek için kullanılan Box-Jenkins yaklaşımının hatalı olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Abadir (1995), durağan olmamanın Wald (W) ve Lagrange Çarpımı (LM) istatistiklerinin limit dağılımlarının birbirinden farklılaşmasına neden olduğunu belirtmiş ve bu uzaklaşmayı kullanarak birim kök için yeni bir test bulmuştur.

Ancak son açıklanan üç yaklaşımın hiçbiri uygulamada kullanılmamaktadır. Çünkü bu testlerin hepsi birim kök hipotezini test etmek için birim köklerin farklı sonuçlarına bakmaktadır (Maddala and Kim, 1998).

2.2.4.Çoklu Birim Kökler

Ekonomik zaman serilerinin çoğu birim kök içermektedir. Eğer seri birim kök içeriyorsa serinin farkı alınarak serinin durağan olması sağlanır.

Durağan bir zaman serisinin farkı alınır ya da durağan olmayan zaman serisini gerektiğinden fazla farkı alınır tekrar durağan zaman serisi elde edilmektedir. Fark alma işlemi varyansın büyümesine neden olurken; gereğinden fazla fark alma işlemi de regresyon katsayısı olarak hesaplanan Dickey Fuller Test istatistiğinin değerini pozitif ya da negatif yönde büyütecektir.

Ancak bazı durumlarda seride birden çok birim kökün var olup olmadığı araştırılmalıdır. Dickey-Fuller testi sadece bir tane birim kök olduğunu varsaymaktadır. Eğer serinin birinci dereceden farkı alındığında otokorelasyonlardaki azalma yine yavaş ise bu farkı alınmış seriye tekrar Dickey-Fuller testi uygulanması, sonuçların hatalı olmasına sebep olur. Bu nedenle Dickey and Pantula (1987) bir serinin durağanlaşması

için kaçınıcı dereceden farkı alınması gerektiğini araştırmak için ardışık bir test geliştirmiştir (Akdi,2003).

Eğer bir tane birim kökün varlığından şüpheleniliyorsa, Dickey-Fuller yöntemi $\Delta y_t = \alpha_0 + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$ gibi bir denklemi tahmin etmektedir. Eğer iki tane birim kökün olduğu araştırılacaksa,

$$\Delta^2 y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.56)$$

denklemini tahmin edilir. α_1 'in 0'dan farklı olup olmadığını belirlemek için uygun test istatistikleri (regresyon denkleminde yer alan deterministik elemanlara bağlı olarak, τ, τ_μ ya da τ_τ) kullanılır. $\alpha_1 = 0$ hipotezi kabul edilirse, $\{y_t\}$ serisinin I(2) olduğuna (2.dereceden durağan) karar verilir. Eğer sıfırdan farklı olduğuna karar verilirse (sıfır hipotezi reddedilirse) aşağıdaki denklem tahmin edilerek tek bir birim kök olup olmadığını belirlenmesine devam edilir.

$$\Delta^2 y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \alpha_2 \Delta y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (2.57)$$

İki tane birim kök olmadığından dolayı, α_1 ve/veya α_2 'nin sıfırdan farklı olduğu bulunur. Tek bir birim kök vardır şeklinde ifade sıfır hipotezi altında, $\alpha_1 < 0$ ve $\alpha_2 = 0$ 'dır. $\{y_t\}$ serisi durağandır şeklinde alternatif hipotez altında α_1 ve α_2 'nin her ikisi sıfıra eşittir. Böylece (2.7) denklemini tahmin edilir ve Dickey-Fuller kritik değerleri $\alpha_1 = 0$ hipotezini test etmek için kullanılır. Bu hipotez reddedilirse, $\{y_t\}$ 'nin durağan olduğu sonucuna varılır.

Genelde ekonomik serilerde ikiden fazla fark almaya gerek yoktur. Ancak r tane birim kökün varlığından kuşkulaniyorsa, yöntemde ilk olarak;

$$\Delta^r y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.58)$$

modeli tahmin edilir. $\Delta^r y_t$ (r defa farkı alınmış seri) durağan ise, $-2 < \alpha_1 < 0$ bulunur. α_1 için Dickey-Fuller kritik değerleri bir birim kök vardır biçimindeki sıfır hipotezini reddetme imkanı vermiyorsa, $\{y_t\}$ r tane birim kök içermektedir biçimindeki sıfır hipotez kabul edilir. r tane birim kök vardır hipotezi reddedilirse, bir sonraki aşamada aşağıdaki model tahmin edilerek r-1 tane kök için test yapılır.

$$\Delta^r y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \alpha_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.58)$$

α_1 ve α_2 'nin ikisi de sıfırdan farklı ise r-1 tane birim kök vardır ifadesinin yazıldığı sıfır hipotezi reddedilir (α_1 ve α_2 'nin ikisi de istatistiksel olarak sıfırdan farklı ise r-1 tane birim kök olup olmadığını belirlemek için Dickey-Fuller test istatistikleri kullanılabilir). Bu durumda bir sonraki adımda;

$$\Delta^r y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \alpha_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \alpha_3 \Delta^{r-3} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.59)$$

denklemleri elde edilir. α_i 'nin 0'dan farklı olduğu şeklindeki sıfır hipotezi reddedildikçe genel olarak aşağıdaki denklem tahmin edilmeye devam edilir.

$$\Delta^r y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \alpha_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \alpha_3 \Delta^{r-3} y_{t-1} + \dots + \alpha_r y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.60)$$

Bu işlem H_0 : y_t serisi durağandır ya da bir tane birim kök vardır hipotezi kabul edilene kadar devam ettirilir. Dikkat edilirse, bu yöntem ardışık olarak çok sayıda birim kökü ardışık olarak test etmeden biraz farklıdır (Enders, 1995).

Dickey ve Pantula (1987), yaptıkları benzetim çalışması sonuçlarına yer vermiştir ve hipotezler

H_0 : Seride r tane birim kök vardır

H_1 : Seride r-1 tane birim kök vardır

şeklinde ifade edilir ve sıfır hipotezi t testlerine dayanarak test etmeden oluşan bu ardışık yöntem F testine dayanan yöntemden daha güçlü olduğu sonucuna ulaşmışlardır (Banerjee et al, 1993).

2.2.5. Mevsimsel Birim Kökler

Mevsimsel zaman serilerinde otokorelasyonlar periyodik bir şekilde azalır ve kısmi otokorelasyonlar da aynı şekilde belli bir yerden sonra sıfıra yaklaşmaktadır. Bazen bu periyodik azalma (azalma oranı yavaş ise) açık bir şekilde görülmeyebilir. Mevsimsel zaman serilerinde eğer seri birim köklü ise bu birim kökler tekrar etmektedir.

Birçok ekonomik zaman serisi mevsimsellik göstermektedir. Mevsimsellik gibi diğer frekanslarda birim kök olabilmektedir.

Mevsimsel veriler kullanıldığında, durağanlığı sağlamak için mevsimsel ortalama almak ya da mevsimsel fark alma gerekli olabilir. Örneğin, durağanlığı sağlamak için uygun dönüşüm $y_t - y_{t-1}$ olmayabilir. Çeyrek dönemlik veriler için dönüşüm $y_t - y_{t-4}$, aylık veriler için ise $y_t - y_{t-12}$ şeklinde dönüşüm yapılmaktadır.

Mevsimsel bütünleşme ve mevsimsel frekanslarda, birim kökü test etmek için, Dickey et al (1984), Engle et al (1988), Ghysels, (1990), Hylleberg et al (1990), Engle et al (1993) ve Ilmakunnas(1990) tarafından yapılan çalışmalar vardır (Banerjee et al, 1993).

Bunlardan en çok kullanılanları Dickey, Hazsa ve Fuller (1984), (DHF) testi Hylleberg, Engle, Granger ve Yoo (1990) (HEGY) testidir.

2.2.5.1. Dickey- Hazsa- Fuller (DHF) testi

$$Y_t = \alpha_s Y_{t-s} + e_t \quad (t=1,2,\dots) \quad (2.61)$$

modelinde s, pozitif bir tamsayı (aylık veri için s=12; çeyrek dönemlik veriler için s=4) ve $Y_{-s+1}, Y_{-s+2}, \dots, Y_0$ başlangıç koşulları ve e_t , $BAD(0, \sigma^2)$ rassal değişkendir.

$H_0 : \alpha_s = 1$ hipotezini test etmek için α_s 'nin en küçük kareler tahmin edicisinin (veya t tipi) dağılımı kullanılabilir. Burada α_s 'nin En Küçük Kareler tahmin edicisi;

$$\hat{\alpha}_s = \left(\sum_{t=1}^n Y_{t-s}^2 \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n Y_t Y_{t-s} \right) \quad (2.62)$$

olarak verilir. Başlangıç koşulları basit ve e_t 'ler normal dağılımlı ise $\hat{\alpha}_s$ 'nin en çok olabilirlik tahmin edicisidir. $H_0 : \alpha_s = 1$ hipotezini test etmek için t türü istatistik:

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum (Y_t - \hat{\alpha}_s Y_{t-s})^2$$

olmak üzere,

$$\hat{t}_s = \left[\left(\sum_{t=1}^n Y_{t-s}^2 \right)^{-1} S^2 \right]^{-1/2} (\hat{\alpha}_s - 1) \quad (2.63)$$

şeklinde hesaplanır.

$e_t \sim \text{BADN}(0, \sigma^2)$ olmak üzere, $Y_t = \alpha_s Y_{t-s} + e_t$ modelinde

$Y_t - \alpha_s Y_{t-s} \sim \text{BADN}(0, \sigma^2)$ olacaktır. Buradan;

$$Y_t = \alpha_s Y_{t-s} + v_t \quad (2.64)$$

modeli ile (2.61) model birlikte düşünüldüğünde, α_s 'nin EKK tahmin edicisi,

$$\hat{\alpha}_s = \frac{2 \sum_{t=1}^n Y_t Y_{t-s}}{\sum_{t=1}^n (Y_t^2 + Y_{t-s}^2)} \quad (2.65)$$

olarak tanımlanmaktadır. Benzer şekilde t türü simetrik istatistik ise,

$$\tilde{\tau}_s = \left[\left(\sum_{t=1}^n Y_t^2 + Y_{t-s}^2 \right)^{-1} S^2 \right]^{-1/2} (\tilde{\alpha}_s - 1)$$

ifadesi ile tanımlanmaktadır. Burada;

$$S^2 = \frac{1}{2n-1} \sum_{i=1}^n \left[(Y_t - \tilde{\alpha}_s Y_{t-s})^2 + (Y_{t-s} - \tilde{\alpha}_s Y_t)^2 \right]$$

dir. Burada güzel bir sonuç ise $-1 \leq \tilde{\alpha}_s \leq 1$ olduğu durumlarda elde edilmektedir.

Ayrıca

$$\frac{1}{\sqrt{2}} \tau_s = -[(2n-1)(1-\tilde{\alpha}_s)]^{1/2} (1+\tilde{\alpha}_s)^{1/2}$$

olduğundan, $\tilde{\tau}_s$ istatistiği, $\tilde{\alpha}_s$ 'nin monoton bir fonksiyonudur ve $H_0 : \alpha_s = 1$ hipotezini test etmek için $\tilde{\tau}_s$ 'ya bağlı olarak elde edilen test ile $\tilde{\alpha}_s$ 'ye bağlı olarak elde edilecek testler özdeştir. Bu istatistiklerin asimptotik dağılımları ve kritik değerler Dickey, Hazsa ve Fuller tarafından verilmiştir (Akdi, 2003).

2.2.5.2. Hylleberg, Engle, Granger ve Yoo (HEGY) testi

Bir seride mevsimsel birim kök olup olmadığını araştırmada en çok kullanılan istatistik Hylleberg ve diğerleri (1990) tarafından geliştirilen ve kısaca HEGY olarak adlandırılan testtir. Aşağıdaki gibi bir model ele alındığında;

$$\gamma(L)x_t = \varepsilon_t \quad (2.66)$$

ε_t :BAD($0, \sigma_\varepsilon^2$) ve $\gamma(L)$ 4. dereceden gecikme polinomudur.

Yazılan sıfır hipotezi ve alternatif hipotezler

H_0 : $\gamma(L)$ 'nin kökleri birim dairededir

H_1 : $\gamma(L)$ 'nin kökleri birim çemberin dışındadır

şeklinde ifade edilmektedir.

$\gamma(L)$ yi tanımlamak için δ_1, δ_2 ve δ_3 gibi üç pozitif parametre tanımlanır ve δ_i 'nin 1'e yakın olması için bu ifade Taylor seri açılımını kullanarak, yeniden yazılabilir:

$$\gamma(L) = \lambda_1 L(1+L)(1+L^2) - \lambda_2 L(1+L)(1+L^2) - \lambda_3 iL(1-L)(1+L)(1-iL) + \lambda_4 iL(1+L)(1-L)(1+iL) + \gamma^*(L)(1-L^4) \quad (2.67)$$

Burada son terim artıklardır.

$\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ ve λ_4 için

$$\Pi_1 = -\lambda_1, \Pi_2 = -\lambda_2, 2\lambda_3 = -\Pi_3 + i\Pi_4, 2\lambda_4 = -\Pi_3 - i\Pi_4$$

yazılarak (i: karmaşık sayıyı temsil eder), $\gamma(L)$ için ifade yeniden düzenlenerek ve Π_3 ve Π_4 terimleri gruplanarak:

$$\gamma(L) = -\Pi_1 L(1+L+L^2+L^3) + \Pi_2 L(1-L+L^2-L^3) + (\Pi_3 L + \Pi_4)L(1-L^2) + \gamma^*(L)(1-L^4) \quad (2.68)$$

elde edilir. Bu ifade (2.66) da yerine konulursa ve yeniden düzenlenirse,

$$\gamma^*(L)(1-L^4)x_t = \Pi_1 z_{1t-1} + \Pi_2 z_{2t-1} + \Pi_3 z_{3t-2} + \Pi_4 z_{3t-1} + \varepsilon_t \quad (2.69)$$

elde edilir. Bu ifadede yer alan $z_{1t}=(1+L+L^2+L^3)x_t=S(L)x_t$,
 $z_{2t}=- (1-L+L^2-L^3)x_t$, $z_{3t}=(1-L^2)x_t$, $z_{4t}=(1-L^4)x_t=\Delta_4x_t$

şeklinde tanımlanmaktadır.

Ayrıca (2.69) eşitliği EKK kullanılarak tahmin edilebilir.

Sıfır frekansta birim kökün olup olmadığını belirlemek için $\Pi_1 = 0$ 'a karşılık gelen ve $\lambda_1 = 0$ şeklinde ifade edilen hipotez test edilmelidir. -1 kökün (yarı yıllık frekans) olup olmadığını araştırmak için $\Pi_2 = 0$ 'a karşılık gelen $\lambda_2 = 0$ olarak ifade edilen hipotezin test edilmesi gerekmektedir. $\pm i$ köklerin (yıllık frekans) var olup olmadığını belirlemek için de $\Pi_3 = \Pi_4 = 0$ 'a karşılık gelen ve $\lambda_3 = \lambda_4 = 0$ olarak yazılan hipotezin test edilmesi gerekmektedir.

Tüm bu hipotezlerin reddedilmesi sürecin durağan olduğunu ifade etmektedir. Dickey-Fuller (Π_1 ve Π_2) ve Dickey-Hasza- Fuller testleri için kritik değerler Hylleberg ve diğerleri (1990) tarafından tablo halinde verilmiştir (Banerjee et al, 1993; Harris, 1995).

3. EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

Bu bölümde incelen seriler arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığını belirlemede yararlanılan eşbütünleşme analizi hakkında kuramsal bilgiler detaylı olarak verilecektir.

3.1. Eşbütünleşme Analizi

Eşbütünleşme (Cointegration) kavramı zaman serisi ekonometrisine 1980'lerin ortasında girmiştir. Bir çok ekonometrist bu kavramı ampirik modellemede en son ve önemli gelişme olarak değerlendirmiştir.

Eşbütünleşme, incelenen ekonomik değişkenlerin uzun dönemli dengede olması ile yakından ilişkilidir. Ayrıca eşbütünleşme ile her biri ayrı ayrı durağan olmayan iki ya da daha fazla zaman serisi arasındaki ilişki açıklanabilmektedir. Ekonomik uygulamalarda birinci dereceden bütünleşik değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığına bakılır. Eğer değişkenler eşbütünleşik ise denge ilişkisinden olan sapma 0. dereceden bütünleşiktir (durağandır). Banerjee ve diğerleri (1993), eşbütünleşmeyi, böyle denge ilişkilerinin yapısının istatistiksel ifadesi olarak tanımlamaktadırlar.

Eşbütünleşme kavramının temelleri aslında ilk olarak Granger 1981 ve 1983 tarafından yapılan çalışmalarda atılmış olsa da bu konu detaylı olarak Granger(1986) ile Engle and Granger (1987) tarafından yapılan çalışmalarda literatüre girmiştir. Bu çalışmalar ve ekonometriye olan katkıları nedeniyle Granger C.W.J. 2003 yılında Nobel Ekonomi ödülü almıştır.

Engle ve Granger (1987), regresyon analizi kullanılarak eşbütünleşme ilişkilerini tahmin edilmesini önermiştir. Bu tahmin ediciler, Phillips ve Durlauf (1986), Stock(1987), Engle ve Yoo (1987), Stock ve Watson (1988) ve Phillips ve Ouliaris (1990) tarafından incelenmiştir. Bu alanda yapılan diğer çalışmalar Hendry (1986), Campell ve Shiller (1988), Phillips (1991) tarafından yapılmıştır.

Ayrıca Johansen (1988), bağımsız normal dağılımlı bir otoregresif süreç için eşbütünleşme vektörlerin en çok olabilirlik tahmin edicilerini elde etmiştir. Johansen ve Juselius (1991,1992), para talebine eşbütünleşme analizini ve en çok olabilirlik tahminini uygulamıştır. Ayrıca Johansen (1991), sabit terim ve mevsimsel kukla değişkene yer veren normal dağılımlı VAR (Vektör Otoregresif) modellerinde eşbütünleşme için olabilirlik oran testleri ve en çok olabilirlik tahmin edicileri için bazı yeni sonuçlar elde etmiştir.

Hall (1991), eşbütünleşik vektörlerin en çok olabilirlik tahminlerinde VAR (Vector Autoregression) modellerinin çeşitli gecikme uzunluklarının etkisini incelemiştir. Cheung ve Lai (1993) ise eşbütünleşme için Johansen'in geliştirdiği en çok olabilirlik testlerinin sonlu-örneklem hacimlerini incelemiştir.

Kuramsal olarak yorumlara sahip olabilen ilişkileri ortaya çıkarmak için eşbütünleşme uygulanabilir. Örneğin, eşbütünleşme ilişkileri bir ekonomik modelin birinci derece koşullarıyla tanımlanabilir. Eşbütünleşme Analizi ise ekonomik modelleri tahmin etmek ve bilinen kuramsal hipotezleri test etmek için kullanılmaktadır.

Eşbütünleşme için klasik örnek sarhoş sahibini takip eden bir köpek ile ilgilidir. Bu örnekte, köpeğin ve sahibinin konumları, zamanın bir fonksiyonu olarak, durağan olmayan iki süreçtir. Bunun nedeni sarhoş sahip rassal doğrultuda yürümektedir. Ancak, köpek ve sahibi arasındaki uzaklık durağan olduğundan bu iki süreç eşbütünleşiktir.

Eşbütünleşme analizi ile ilgili örnekler, reel ücretler ile verimlilik; nominal döviz kurku ile görelî fiyatlar; tüketim ile harcanabilir gelir; uzun dönemli faiz oranları ile kısa dönemli faiz oranları; para dolaşım hızı ile faiz oranları ve üretim ile satış hacmi arasındaki ilişkilere yer vermektedir (Kadılar,2000).

Genelde, iki seri aynı dereceden bütünleşikse ve dönüştürülmemiş değişkenlerde (yani, düzeylerde değişkenler) yapılan regresyondan elde edilen hata terimleri durağan ise, bu iki seriye **eşbütünleşik (cointegrated)** denilir. İki değişken arasında uzun

dönemli bir ilişkinin var olduğu söylenebilirken, bunlar arasındaki kısa-dönemli sapmalar durağandır. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı bu değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettiği anlamına gelmektedir. Ayrıca eşbütünleşme ilişkisinin olması ile değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli nedensellik ilişkisi araştırılabilir.

İncelenen iki serinin aynı dereceden bütünleşik olması bu iki serideki ortak trendin birbirini telafi ederek, trend faktöründen arındırılmış bir ilişkinin ortaya çıkmasına neden olmaktadır (Enders, 1995).

Eşbütünleşme, durağan olmayan değişkenlerin bir doğrusal bileşimidir. Kuramsal olarak bütünleşik değişkenler arasında uzun dönemde doğrusal olmayan bir ilişki ortaya çıkabilir. Eşbütünleşme olması için söz konusu olan bütün değişkenler aynı derecede bütünleşik olmalıdır. Şayet bu değişkenlerin doğrusal birleşiminden elde edilen hata terimi durağan ise değişkenler arasında eşbütünleşme var diyebiliriz.

X_t ve Y_t serisi aynı dereceden bütünleşik değilse, bu iki seri arasındaki doğrusal ilişkiden elde edilen hata terimi durağan değildir böylece bu iki seri arasında uzun dönemli bir ilişki yoktur. Bir başka ifade ile bu iki seri birlikte hareket etmiyor ya da birbirilerinden uzaklaşıyor demektir (Kadılar,2000).

Eğer bir seri birinci fark alınmadan durağan ise seri düzeyde durağandır ve $I(0)$ olur. X ve Y , birinci dereceden farkı alınmış ($I(1)$) olan iki zaman serisi olmak üzere, bu iki serinin doğrusal birleşimi de $I(1)$ olacaktır. Ancak bazı koşullar altında iki $I(1)$ değişkeninin doğrusal birleşimi $I(0)$ olan bir değişken ortaya çıkarabilir. Bu durumda bu iki değişkene **eşbütünleşik seriler** (cointegrated series) denir. Yani, X_t ve Y_t serileri $I(1)$ ise

$$\varepsilon_t = Y_t - \alpha X_t \quad (3.1)$$

denkleminde ε , $I(0)$ ise X_t ve Y_t serileri eşbütünleşiktir denir ve $CI(1,1)$ ile gösterilir.

Denkleimde yer alan α eşbütünleşme katsayısıdır. Eğer değişken sayısı ikiden fazla ise eşbütünleşme vektörü adını alır (Cromwell et al,1994).

Genel bir tanım vermek gerekirse, bir X_t , herbiri ayrı ayrı $I(d)$ olan değişkenler vektörü ise, 0 'dan farklı bir α vektörü olduğunda eşbütünleşme ortaya çıkar. Böylelikle $\alpha'x_t \sim I(d-b)$ olur ($d \geq b > 0$) (Engle and Granger, 1987). Bu tanım değişkenlerin daha yüksek dereceli bütünleşme derecelerine imkân vermekte ve eşbütünleşme, elde edilen serinin durağan olduğunu göstermemektedir. Örneğin ikinci dereceden bütünleşik ($I(2)$) olan seriler bir $I(1)$ serisi oluşturur. Bu durum genel olarak $CI(2,1)$ şeklinde ifade edilmektedir. İfadede yer alan birinci terim bütünleşme derecesini, ikinci terim ise eşbütünleşme derecesini göstermektedir.

Eşbütünleşme analizi kullanılarak yapılan çalışmaların çoğunda incelenen değişkenlerin birinci dereceden bütünleşik olduğu durumlar ele alınmıştır (Enders,1995).

Eşbütünleşme analizinin birim kök testi ile ayrılan tarafı, birim kök testi tek değişkenli zaman serilerine uygulanırken, eşbütünleşme analizi ise birim kök içeren birden fazla değişken ile ilgilenmektedir.

İki serinin doğrusal bileşimi bu serilerin sahip oldukları bütünleşme derecelerinden daha düşük bir bütünleşme derecesine sahip olabilir. Bu durumda, değişkenlerin eşbütünleşik olduğundan söz edilir⁸. Böylece $\{x_t\}$ ve $\{y_t\}$ 1. dereceden bütünleşik ve aynı zamanda eşbütünleşik ise bazı α değerleri için $\{\Delta x_t\}$, $\{\Delta y_t\}$, ve $\{x_t + \alpha y_t\}$ durağan serilerdir.

⁸ Eşbütünleşme bir denge ilişkisi olarak ele alındığında, bu birleşimin 0. dereceden bütünleşik olmasının beklenmesi doğaldır. Ancak, tanım olarak, bütünleşme derecesinin azalması (d 'den $d-b$ 'ye azalması $b > 0$) değişkenlerin eşbütünleşik olarak adlandırılması için yeterlidir.

Eşbütünleşme analizinin uygulandığı durumlar;

1. Tek denklemler modeller,
2. Denklemler sistemi

olmak üzere 2 gruba ayrılmaktadır

Tek denkleme dayanan modelde değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin tahmin edilmesi, en küçük kareler metoduyla yapılmaktadır. Eşbütünleşmeyi sağlayan birden fazla vektör varsa, çok değişkenli yöntemler geçerlidir.

Engle-Granger (1987), tarafından tek denkleme dayalı eşbütünleşme analizini geliştirilmiştir. Daha sonra Johansen (1988), çoklu eşbütünleşme vektörünün tahmin edilmesi için VAR modelinde en çok olabilirlik yöntemine dayanan bir yöntem geliştirmiştir.

3.1.1. Tek denklemler durumunda Eşbütünleşme Analizi (Engle- Granger iki adım metodu)

Tek denklemler durumunda eşbütünleşme analizi Engle-Granger (1987) tarafından geliştirilen tahmin metoduyla yapılmaktadır. Bu metod uygulanırken iki aşama gerçekleştirildiği için 2 aşamalı yöntem olarak adlandırılmaktadır.

Bu yöntem incelenen zaman serilerinin özelliklerinin incelenmesiyle açıklanabilir. Böylece uygun birim kök testleri uygulandıktan sonra,incelenen X ve Y zaman serilerinin her ikisi de I(1) olarak bulunmuşsa bu verilerin herhangi bir doğrusal birleşimi de I(1) olacaktır.

Bu yöntemin ilk aşamasında, incelenen serilerin eşbütünleşik olan parametrenin ya da parametre vektörünün değeri tahmin edilir. Daha sonra elde edilen bu tahmin Hata Düzeltme Modelinde (Error Correction Model) kullanılır. Her iki aşamada en küçük kareler yöntemi kullanılarak yapılan tahminler tutarlıdır.

Yöntemin birinci aşamasında,

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad (3.2)$$

regresyon denklemi (bu regresyon denklemine **eşbütünleşme regresyonu** adı verilmektedir) En Küçük Kareler ile tahmin edilir. Bu denklemden tahmin edilen hata terimleri

$$\hat{u}_t = Y_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_t \quad (3.3)$$

elde edilir. Daha sonra bu hata terimlerinin durağan olup olmadığını belirlemek için

$$\Delta \hat{u}_t = \hat{\beta}_1 \hat{u}_t + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

denklemini tahmin edilir.

Burada $H_0 : \beta_1 = 0$ (u_t durağan değildir veya X ve Y arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur) hipotezi DF ya da GDF testi ile test edilir. Yapılan test sonucunda sıfır hipotezi kabul edilirse u_t hata teriminin durağan olmadığına, dolayısıyla X_t ve Y_t serileri arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına karar verilir.

İkinci aşamada ise bu ilişkiye dayanan hata düzeltme modeli⁹ oluşturulmaktadır.

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_y (Y_{t-1} - \beta_1 X_{t-1}) + \sum_{i=1} \alpha_{11} \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{12} \Delta X_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (3.5-a)$$

$$\Delta X_t = \alpha_2 + \alpha_x (Y_{t-1} - \beta_1 X_{t-1}) + \sum_{i=1} \alpha_{21} \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{22} \Delta X_{t-i} + \varepsilon_{xt} \quad (3.5-b)$$

Burada; β , eşbütünleşme vektörü; ε_{yt} ve ε_{xt} hata terimleri ve

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_y, \alpha_x, \alpha_{11}, \alpha_{12}, \alpha_{21}, \alpha_{22}$ modeldeki parametrelerdir.

⁹ Hata Düzeltme Modeli: Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiyi açıklar. Ayrıca değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünü de belirlemek için uygun bir araçtır (Gürbüz, 1997). HDM'nin ana düşüncesi, bir periyottaki dengesizlik oranının diğer periyotta düzeltilmesidir. Örnek olarak, bir dönemdeki böyle durumlar fiyatta olan değişme, önceki dönemde fazla talep derecesine bağlı olabilir. Bu durum bazı eksik bilgi ya da eksik bilgi tipleriyle optimum davranış olarak elde edilebilir. Son olarak bu modeller Davidson, Hendry, Srba ve Yeo (1978) (DHSY), Hendry and von Ungern Sternberg (1980), Currie (1981), Dawson (1981) ve Salmon (1982) çalışmalarında büyük ilgi görmüştür (Engle and Granger, 1987).

Engle and Granger (2.74-a) ve (2.74-b) hesaplama zorluğu nedeniyle $(Y_{t-1} - \beta_1 X_{t-1})$ yerine \hat{u}_{t-1} 'i kullanmaktadır. \hat{u}_{t-1} hata teriminin değeri (t-1) dönemindeki uzun süreli dengeden sapmayı göstermektedir. Uzun dönemli denge ilişkisinde yaralanılarak HDM aşağıdaki gibi (3.6-a) ve (3.6-b) şeklinde ifade edilebilir (Enders, 1995):

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_y(\hat{u}_{t-1}) + \sum_{i=1} \alpha_{11} \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{12} \Delta X_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (3.6-a)$$

$$\Delta X_t = \alpha_2 + \alpha_x(\hat{u}_{t-1}) + \sum_{i=1} \alpha_{21} \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{22} \Delta X_{t-i} + \varepsilon_{xt} \quad (3.6-b)$$

Ekonomik bir değişkenin kısa ve uzun dönemli ilişkileri Engle –Granger'in geliştirdiği HDM ile birbirine bağlanmaktadır.

Engle-Granger (1987) tek denklemlilerde eşbütünleşme ilişkisini araştırmak için 7 tane test geliştirmiştir ve bu testler için kritik değerleri yapılan benzetim çalışmasıyla elde etmişlerdir. Bu kritik değerler 100 gözlem ve 10000 tekrar için yapılan benzetim çalışmasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için hesaplanmıştır.

Bu testler;

- Eşbütünleşme Regresyonu Durbin-Watson (CRDW) Testi,
- Dickey Fuller (DF) Testi,
- Geliştirilmiş Dickey Fuller (GDF) Testi,
- Kısıtlı Vektör Otoregresyon (RVAR) Testi ,
- Geliştirilmiş Kısıtlı Vektör Otoregresyon (ARVAR) Testi,
- Kısıtlanmamış Vektör Otoregresyon (UVAR) Testi,
- Geliştirilmiş Kısıtlanmamış Vektör Otoregresyon (AUVAR) Testidir (Engle ve Granger,1987)

3.1.1.1. Eşbütünleşme Regresyon Durbin Watson (CRDW) testi

Eşbütünleşme regresyonu (3.2) modeline Durbin-Watson test istatistiğinin uygulandığı en basit testtir. DW istatistiği (3.2) modelinden elde edilen hata terimlerinin durağan olup olmadığını belirlemede kullanılır.

$H_0 : DW=0$ (eşbütünleşme ilişkisi yoktur)

$H_1 : DW \neq 0$ (eşbütünleşme ilişkisi vardır)

$$CRDW = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T (\hat{u}_t)^2}$$

CRDW istatistiği, Sargan ve Bhargava (1986) tarafından önerilen DW istatistiği gibi hesaplanır (Gürbüz,1997).

Eğer DW değeri 0 ise sıfır hipotezi kabul edilir. DW istatistiğinin değeri büyüdükçe, sıfır hipotezi reddedilir ve eşbütünleşme ilişkisini olduğuna karar verilir.

Denklemden beşe kadar değişken yer aldığı durumlar için Engle ve Yoo (1987) kritik değerleri hesaplamıştır (Cromwell ve diğerleri,1994).

3.1.1.2. Dickey-Fuller Eşbütünleşme Testi (DF testi)

$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t$ şeklinde ifade ettiğimiz eşbütünleşme regresyonu yardımıyla (3.4)denklemine regresyon uygulanır ve bu denklemde Dickey-Fuller birim kök testi uygulanır. Test sonucunda birim kök olduğuna karar verilirse hata terimlerin durağan olmadığı böylece iki seri arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı anlaşılır. Yine sıfır hipotezi eşbütünleşme ilişkisi yoktur şeklinde ifade edilmektedir (Test istatistiği, $\xi_2 = T\beta_1$).

Eğer birim kök olmadığı yönünde bir sonuca ulaşılmışsa (sıfır hipotezi reddedilmişse), eşbütünleşme ilişkisinin olduğuna karar verilir.

DF testi için kritik değerler MacKinnon (1990) 'da Tablo 1 'de verilmiştir.

3.1.1.3. Geliştirilmiş Dickey-Fuller (GDF) Eşbütünleşme Testi

$$\Delta \hat{u}_t = \hat{\beta}_1 \hat{u}_t + \sum_{i=1}^p b_i \Delta \hat{u}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

denkleme GDF birim kök testi uygulanır. Hata terimi durağan ise (seride birim kök yok ise), X_t ve Y_t 'nin serileri arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır ya da iki seri eşbütünleşiktir denilir. Bu test k*p gecikmeli seri içeren denklemler için geçerlidir.

Kritik değerler Fuller (1976) ya da MacKinnon (1990) tablolarından bulunur. GDF test istatistiğinin mutlak değeri, MacKinnon tarafından hesaplanan kritik değerlerin mutlak değerinden büyükse H_0 hipotezi reddedilir ve serinin birim kök içermediğini ve böylece iki serinin eşbütünleşik olduğuna karar verilir.

3.1.1.4. Kısıtlı Vektör Otoregresyon (RVAR) Testi

Eşbütünleşme regresyon denkleminde u_t hata terimleri bulunur. Daha sonra,

$$\Delta Y_t = \beta_1 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (3.8-a)$$

denkleme regresyon uygulanır.

$$H_0 : \beta_1 = 0$$

Hipotezini sınamak için t testi (t_{β_1}) yapılır.

Daha sonra,

$$\Delta X_t = \beta_2 \hat{u}_{t-1} + \gamma \Delta Y_t + \varepsilon_{2t} \quad (3.8-b)$$

denkleme de regresyon uygulanır.

$$H_0 : \beta_2 = 0$$

hipotezini test etmek için t_{β_2} ile gösterilen t testi uygulanır.

Daha sonra $\xi_4 = (t_{\beta_1}^2 + t_{\beta_2}^2)$ ile kısıtlı vektör otoregesyon test istatistiği hesaplanır. Bunun için kritik değerler Engle ve Granger (1987)'de Ek Tablo A2'de verilmiştir.

3.1.1.5. Geliştirilmiş Kısıtlı Vektör Otoregesyon (ARVAR) Testi

Bu test p gecikmeli seri içeren denklemlere uygulanır ve kısıtlı vektör otoregesyon testinin bir uzantısıdır. Hesaplanan test istatistiği $\xi_5 = (t_{\beta_1}^2 + t_{\beta_2}^2)$ ve test edilen sıfır hipotezi aynıdır.

3.1.1.6. Kısıtsız Vektör Otoregesyon (UVAR) Testi

Eşbütünleşme regresyonu yerine,

$$\Delta Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + c_1 + \varepsilon_{1t} \quad (3.9)$$

denklemini hesaplanır. Test edilen hipotez

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 0$$

şeklinde yazılır ve F testi ile test edilir. Bu test F_1 ile gösterilir. Daha sonra;

$$\Delta X_t = \beta_3 Y_{t-1} + \beta_4 X_{t-1} + \gamma \Delta Y_t + c_2 + \varepsilon_{2t} \quad (3.10)$$

denklemine regresyon uygulanarak,

$$H_0 : \beta_3 = \beta_4 = 0$$

hipotezini test etmek için yine F testi uygulanır. Bu F testi de F_2 ile gösterilir. Hesaplanan bu iki F istatistiğinin toplamının 2 katı geliştirilmiş kısıtlı VAR test istatistiği olarak tanımlanır ($\xi_6 = (2(F_1 + F_2))$).

3.1.1.7. Geliştirilmiş Kısıtsız Vektör Otoregresyon (AUVAR) Testi

Bu test geliştirilmiş kısıtsız vektör otoregresyon testinin daha yüksek mertebeden olan versiyonu ya da geliştirilmiş halidir. ΔX_t ve ΔY_t denklemlerinin her birine p gecikme eklenir. Test istatistiği yine aynıdır ($\xi_{7=}(2(F_1 + F_2))$). Kritik değerler Engle ve Granger (1987)'de verilmiştir.

Kısıtlı VAR, ARVAR, UVAR ve AUVAR için kritik değerler gerçek modelin I(1) değişkenlerle VAR(1) olduğu varsayımına bağlıdır. Gerçek model birinci dereceden değilse, bu testler CRDW, DF ve ADF testleri lehinde çıkartılır. Engle ve Granger (1987) ile Engle ve Yoo (1987)'nin yaptığı benzetim sonuçları DF ve GDF testlerinin diğer testlere göre daha güçlü olduğunu göstermektedir (Cromwell et al,1994).

3.1.2. Çok değişkenli durumda Eşbütünleşme Analizi (Johansen Yaklaşımı)

Johansen (1988), Engle-Granger'in eşbütünleşme vektörlerini tahmin etmek üzere geliştirdikleri ve önceki kesimde anlatılan 2 adım yönteminin bazı zayıf yönleri nedeniyle bir metot geliştirmiştir. Engle- Granger'in geliştirdiği yöntemin zayıf yönleri şunlardır:

- Eşbütünleşme vektöründen artık terimler elde edilmesinde, bu artık terimleri hataların olası bileşenleri belirlemek üzere bir yardımcı regresyonda kullanması gibi iki aşamanın gerekli olması,
- Uzun dönem denge ilişkisinin hesaplanabilmesi için değişkenlerin bağımlı-bağımsız diye sınıflandırılmasının gerekmesi,
- Üç ve daha fazla değişken olması durumunda çoklu eşbütünleşme vektörlerini ayrı ayrı tahmin edilememesi,
- n tane değişken arasında sadece bir eşbütünleşme ilişkinin tanımlanmasına izin vermesi (n değişken için n-1 tane eşbütünleşme ilişkisi olabilir),
- Küçük örneklem yanlılığı uygulamalı çalışmada ele alınan örneklem hacimlerinde bir probleme neden olmasıdır (Göktaş, 2000).

2'den fazla deęişken olması durumunda ortaya çıkacak durumu ifade etmek için 4 deęişkenli bir örnek incelenebilir:

$W, X, Y, Z, I(1)$ özelliğine sahip ve aşağıdaki gibi eşbütünleşik olan dört deęişken olsun:

$$u = W - \alpha_1 X - \alpha_2 Y - \alpha_3 Z \quad (3.11)$$

duraęandır. Bu dört deęişkenin arasında tek bir eşbütünleşme vektörünün ortaya çıkabilecek bir durumdur.

Bir başka karşılaşılabilecek durum ise, W ve X 'in eşbütünleşik olması ve böylelikle

$$v_1 = W - \beta_1 X \quad (3.12)$$

ifadesinin duraęan olmasıdır. Ayrıca Y ve Z de eşbütünleşiktir ve

$$v_2 = Y - \beta_2 Z \quad (3.13)$$

ifadesi duraęandır.

Dört deęişkenin tek bir denklemde yer alması, $I(0)$ olan iki deęişkeni birleştirmeye eşdeğerdir.

$$\lambda v_1 + \lambda v_2 = \lambda_1 W - \lambda_1 \beta_1 X + \lambda_2 (Y - \beta_2 Z) \quad (3.14)$$

İki tane $I(0)$ deęişkenin herhangi bir doğrusal birleşimi de $I(0)$ olduğundan, bir tanımlama problemi vardır. Bu durumu gidermek için deęişkenler kümesi arasında kaç tane eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu belirlemek için bir test gerekmektedir. Johansen de bu konuya yönelik bir test yöntemi geliştirmiştir (Holden and Thompson, 1992 p.30).

Geliştirilen bu yaklaşım zaman serisi modellerini tahmin etmek isteyen uygulamacı iktisatçılar tarafından yaygın bir şekilde kullanılmaktadır. Daha sonra bu yaklaşım Johansen (1991 ve 1995a-b), Johansen ve Juselius (1990, 1992) tarafından geliştirilmiştir.

Johansen yöntemi olarak adlandırılan yaklaşım iki amaç için kullanılmaktadır. Bu amaçlar:

1. İlgilenilen değişkenler arasındaki en fazla sayıda eşbütünleşme vektörünü belirlemek,
2. Eşbütünleşme vektörü ve ayarlama parametrelerinin en çok olabilirlik (maximum likelihood) tahminlerini¹⁰ elde etmektir (Holden and Thompson, 1992, p.31).

Johansen yaklaşımında, $\{\varepsilon_t\}$ 0 ortalamalı ve Λ varyans-kovaryans matrisli p boyutlu normal dağılımlı rassal değişkenler olmak üzere, vektör otoregresyon modeli ile gösterilen X_t süreci şu şekilde tanımlanır:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad t=1,2,\dots, \quad (3.15)$$

X : İlgilenilen q değişken vektörü

k : Maksimum gecikme değeri

ε : Hata terimi

¹⁰ En çok olabilirlik tahmini : $f(y, \theta)$ bilinmeyen θ parametrelili olasılık yoğunluk fonksiyonu olsun.

y_1, y_2, \dots, y_n , $f(y, \theta)$ 'dan çekilen n hacimli bir örneklem olmak üzere Olabilirlik fonksiyonu L

y_1, y_2, \dots, y_n 'in ortak olasılık yoğunluk fonksiyonudur ve $L = \prod_{i=1}^n f(y_i, \theta)$ ile ifade edilir. θ 'nın en çok olabilirlik tahmin edicisi L fonksiyonunu ya da $\ln L$ 'yi maksimum yapan değerdir.

$\ln L = \prod_{i=1}^n \ln f(y_i, \theta)$ En çok olabilirlik tahmin edicisi $\frac{d \ln L}{d \theta} = \sum_{i=1}^n \ln f(y_i, \theta) = 0$ denkleminin

çözümüdür. Bu konuda ayrıntılı bilgi için matematiksel istatistik kitaplarına bakılabilir.

Denge ilişkisi veya eşbütünleşme vektörü

$$\mathbf{A}(\mathbf{z}) \Big|_{\mathbf{z}=1} = \mathbf{\Pi} = \mathbf{I} - \mathbf{\Pi}_1 - \dots - \mathbf{\Pi}_k \quad (3.16)$$

ile tanımlanır.

$\mathbf{A}(\mathbf{z})$ polinom matrisi olarak adlandırılır. $\mathbf{\Pi}$ matrisinin rankı¹¹, \mathbf{X} vektöründe yer alan değişkenler arasındaki farklı eşbütünleşme vektörlerinin sayısını verir. Konuyu açıklamak için k gecikmeli, iki değişkenli basit bir dinamik modeli ele alınabilir:

$$Y_t = \Pi_{11}Y_{t-1} + \Pi_{12}Z_{t-1} + \Pi_{13}Y_{t-2} + \Pi_{14}Z_{t-2} + \mu_1 + \varepsilon_{1t} \quad (3.17-a)$$

$$Z_t = \Pi_{21}Y_{t-1} + \Pi_{22}Z_{t-1} + \Pi_{23}Y_{t-2} + \Pi_{24}Z_{t-2} + \mu_2 + \varepsilon_{2t} \quad (3.17-b)$$

Y ve Z serilerinin $I(1)$ olduğu varsayılarak bu iki değişkenin eşbütünleşik olup olmadıklarının test edilmesiyle ilgilenilmektedir.

Bu ifadeler Hata Düzeltme Modeli (HDM) şeklinde yeniden yazılabilir:

$$Y_t - Y_{t-1} = (\Pi_{11} - 1)Y_{t-1} + \Pi_{12}Z_{t-1} + \Pi_{13}Y_{t-2} + (\Pi_{12} - \Pi_{12} + \Pi_{14})Z_{t-2} + \mu_1 + \varepsilon_{1t} \quad (3.18-a)$$

veya

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= -(1 - \Pi_{11})Y_{t-1} + \Pi_{12}\Delta Z_{t-1} + \Pi_{13}Y_{t-2} + (\Pi_{12} + \Pi_{14})Z_{t-2} + \mu_1 + \varepsilon_{1t} \\ &= -(1 - \Pi_{11})\Delta Y_{t-1} + \Pi_{12}\Delta Z_{t-1} - (1 - \Pi_{11} - \Pi_{13})Y_{t-2} + (\Pi_{12} + \Pi_{14})Z_{t-2} + \mu_1 + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (3.18-b)$$

elde edilir.

(3.17-b) eşitliği yeniden yazılırsa;

$$\begin{aligned} \Delta Z_t &= \Pi_{21}Y_{t-1} - (1 - \Pi_{22})Z_{t-1} + (\Pi_{23} - \Pi_{21} + \Pi_{23})Y_{t-2} + \Pi_{24}Z_{t-2} + \mu_2 + \varepsilon_{2t} \\ &= \Pi_{21}\Delta Y_{t-1} - (1 - \Pi_{22})\Delta Z_{t-1} + (\Pi_{21} + \Pi_{23})Y_{t-2} - (1 - \Pi_{22} - \Pi_{24})Z_{t-2} + \mu_2 + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (3.19)$$

¹¹ Bir matriste birbirinden bağımsız satır ya da sütun sayısı olarak tanımlanan bir matrisin rankı, determinantı 0'dan farklı alt matrisin en yüksek mertebesidir.

gibi bir denklem elde edilir.

(3.17-b) ve (3.19) eşitlikleri matris şeklinde;

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta Z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -(1-\Pi_{11}) & \Pi_{12} \\ \Pi_{21} & -(1-\Pi_{22}) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta Z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -(1-\Pi_{11}-\Pi_{13}) & (\Pi_{12}+\Pi_{14}) \\ (\Pi_{21}+\Pi_{23}) & -(1-\Pi_{22}-\Pi_{24}) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-2} \\ Z_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

veya matris gösterimiyle;

$$\Delta \mathbf{X}_t = \Gamma \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \Pi \mathbf{X}_{t-2} + \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (3.20)$$

yazılır. Bu ifadede yer alan

$$\Gamma = \begin{bmatrix} -(1-\Pi_{11}) & \Pi_{12} \\ \Pi_{21} & -(1-\Pi_{22}) \end{bmatrix} \quad ; \quad \Pi = \begin{bmatrix} -(1-\Pi_{11}-\Pi_{13}) & (\Pi_{12}+\Pi_{14}) \\ (\Pi_{21}+\Pi_{23}) & -(1-\Pi_{22}-\Pi_{24}) \end{bmatrix}$$

ile tanımlanmaktadır.

(3.19) ifadesi, denge matrisi olarak Π ile bir hata düzeltme modelidir. Π matrisinin rankı ile ilgili olarak üç durum sözkonusudur.

a) rank(Π) = 0 durumu: Bu durum sadece Π matrisi 0 matrisi ise (tüm elemanları 0 olan matris) ortaya çıkar ve (3.19) ifadesi;

$$\Delta \mathbf{X}_t = \Gamma \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (3.21)$$

şekline dönüşür. Bu ifade birinci farklarda ifade edilmiş vektör otoregresif (VAR) modelidir. Y ve Z değişkenleri I(1) olduğundan, $\Delta \mathbf{X}_t$ I(0) olur ve eşbütünleşmenin olmadığı söylenir.

b) rank(Π) = 2 durumu: Bu durum sadece \mathbf{X} vektörünün durağan olduğunda ortaya çıkmaktadır. Y ve Z değişkenleri I(1) olduğu varsayımıyla çelişmektedir. Bu durumda

$\Delta \mathbf{X}_t$ 'nin fazla farkı alınmış olur ve esas incelenmesi gereken model değişkenlerin düzey haline yer veren model olacaktır.

c) rank(Π) = 1 durumu: Bu durumun ortaya çıkması için bir tane bağımsız satır ve Π matrisinin determinantının¹² 0 olması gerekir. Ayrıca, Π matrisinin elamanlarından en az bir tanesi 0'dan farklı olmalıdır. Köşeli parantezlerin içindeki terimlerin herbiri, (2.87-b) ve (2.88) ifadelerindeki Y ve Z değişkenlerinin **uzun dönemli ya da denge katsayısı** olduğu için bu değişkenlerden en az birisi denge ilişkisinde yer almalıdır. Rank 1'e eşit olduğundan ve bu örnekteki gibi, sadece iki değişken incelendiğinden, sadece 1 tane eşbütünleşme vektörü vardır (Holden and Thompson, 1992; Kadılar, 2000).

rank (Π) = r genel durumunda ($r < p$), r tane eşbütünleşme ilişkisi vardır.

Johansen (1988) yönteminde Π matrisi

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (3.22)$$

şeklinde tanımlanmaktadır ve bu eşitlik uzun dönem tepki matrisi olarak adlandırılmaktadır. Eşitlikte yer alan α ve β , pxr boyutlu matrislerdir. α : “**Yük**” ya da “**Ayarlama**” olarak isimlendirilir ve ayarlama hızına göre bir iktisadi yorum verebilir. α 'nın bir elemanı için düşük bir değer alması, ilgili değişkenin kendi uzun dönem denge değerine ulaşması için yavaş bir ayarlama olduğunu ya da dengeye gelmesi için çok uzun zaman olduğunu ifade eder. β matrisinin satırları r tane farklı eşbütünleşme vektörünü verir. $\Delta \mathbf{X}_t$ durağan ve \mathbf{X}_t bir vektör süreç olarak durağan olmamasına rağmen, $\beta'\mathbf{X}_t$ ile verilen doğrusal birleşimin durağan olduğu varsayılır.

α ve β nın değerleri aşırı parametreleştirilmeleri nedeniyle tahmin edilemez. Ancak, \mathbf{X}_{t-k} 'nin artıkları ve bu değişkenlerin kendi gecikmeli farkları ile kurulan regresyonundan elde edilen $\Delta \mathbf{X}_t$ arasındaki r tane en büyük kanonik korelasyon

¹² $\det = -(1 - \Pi_{11} - \Pi_{13})[-(1 - \Pi_{22} - \Pi_{24})] - [(\Pi_{121} + \Pi_{14})](\Pi_{21} + \Pi_{23}) = 0$

katsayısından β tarafından gerilen (spanned) uzayın bir tahmini elde edilebilir (Holden and Thompson, 1992).

Johansen ve Juselius (1990) yaptıkları çalışmada yukarıda anlatılan iki değişkenli durumu genelleştirmişlerdir.

(2.84) eşitliğinde yazılan ifadeye, mevsim etkisi ve sabit terim eklenirse oluşacak yeni denklem aşağıdaki gibi yazılmaktadır:

$$H_1: \mathbf{X}_t = \Pi_1 \mathbf{X}_{t-1} + \dots + \Pi_k \mathbf{X}_{t-k} + \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Phi} \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (t=1,2,\dots,T) \quad (3.23)$$

eşitliği yazılır.

Burada \mathbf{D}_t mevsim etkisini ifade eden kukla değişkendir. Çeyrek dönemlik veriler kullanılırsa, modelde 3 tane kukla değişken ve bir sabit terim vardır. Kısıtlanmamış parametreler $(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Phi}, \Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_k, \boldsymbol{\Lambda})$ bir VAR sürecinden T tane gözleme dayanarak tahmin edilir. Çeyrek dönemlik veriler kullanıldığında p boyutlu bir süreç için $T \times p$ gözlem ve $p+3p+kp^2+p(p+1)/2$ parametre olur.

Genelde ekonomik zaman serileri durağan olmayan süreçlerdir ve (2.86) gibi bir VAR sistemi 1. farkı alınmış bir şekilde ifade edilmektedir. Fark alma işlemi hata süreçlerine de uygulanmadıkça serilerde fark alma işlemi verilerde bilgi kaybına neden olur.

$$\Delta \mathbf{X}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta \mathbf{X}_{t-k+1} + \Pi \mathbf{X}_{t-k} + \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Phi} \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (3.24)$$

$$\Delta \mathbf{X}_t = \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta \mathbf{X}_{t-i} + \Pi \mathbf{X}_{t-k} + \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Phi} \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (3.25)$$

Burada;

$$\Gamma_i = -(\mathbf{I} - \Pi_1 - \dots - \Pi_i), \quad (i=1,2,\dots,k-1) \quad (3.26)$$

ve

$$\Pi = -(\mathbf{I} - \Pi_1 - \dots - \Pi_k) \quad (3.27)$$

(3.24) ifadesinde yer alan model ΠX_{t-k} terimi dışında geleneksel birinci fark VAR modelidir

Π katsayı matrisinin değişkenler vektöründe yer alan değişkenler uzun dönemli ilişkiler hakkında bilgi içerip içermediğini araştırmada, bu matrisin rankına ilişkin üç durum sözkonusudur. Bunlar:

- (i) **rank (Π) = p durumu:** Bunun anlamı Π matrisinin tam ranklı olması demektir ve X_t vektör sürecinin durağan olduğunu gösterir.
- (ii) **rank (Π) = 0 durumu:** Π matrisi 0 matrisidir ve (3.24) ifadesi, fark alınmış vektör zaman serisi modeline karşılık gelir.
- (iii) **0 < rank(Π) = r < p durumu:** Bu durumda $\Pi = \alpha\beta'$ ifadesinde yer alan α ve β p x r boyutlu matrislerdir.

X_t 'nin kendisi durağan olmasa bile, $\beta'X_t$ (β eşbütünleşme vektörü) durağanlık özelliğine sahiptir. Bu durumda (3.24) ifadesi bir Hata Düzeltme Modeli olarak yorumlanabilir.

Johansen ve Juselius'un (1990) asıl ilgilendikleri hipotez (H_2), r tane eşbütünleşme vektörü olduğu şeklindedir ve aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$H_2: \Pi = \alpha\beta' \quad (3.28)$$

Johansen (1988) ile Johansen and Juselius (1990) yukarıdaki H_2 ile ifade edilen hipotez için olabilirlik (likelihood ratio) test istatistiği ve eşbütünleşme uzayının en çok olabilirlik oran tahmin edicisini bulmuştur. Daha sonra da eşbütünleşme uzayının bilinen bir alt uzayda uzanması için kısıtlandığı şekilde ifade edilen hipotez için olabilirlik oran test istatistiği elde etmiştir.

(3.24) modeli aşağıdaki gibi yeniden yazılırsa;

$$\mathbf{Z}_{0t} = \Gamma \mathbf{Z}_{1t} + \Pi \mathbf{Z}_{kt} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (t=1,2,\dots,T) \quad (3.29)$$

elde edilir.

Bu denklemde yer alan;

$$\mathbf{Z}_{0t} = \Delta \mathbf{X}_t$$

$$\mathbf{Z}_{1t} = (\Delta \mathbf{X}_{t-1}, \dots, \Delta \mathbf{X}_{t-k+1}, \mathbf{D}_t, \mathbf{1})$$

$$\mathbf{Z}_{kt} = \mathbf{X}_{t-k}$$

şeklinde ifade edilmektedir. Benzer şekilde Γ , \mathbf{Z}_{1t} de yer alan parametreler matrisi olup elemanları $\Gamma_1, \dots, \Gamma_{k-1}, \Phi$ ve μ 'den oluşmaktadır. Böylelikle

\mathbf{Z}_{1t} : $p(k-1)+3+1$ boyutlu bir vektör,

Γ : $p \times (p(k-1)+3+1)$ boyutlu bir matristir.

Bu değişkenler yardımıyla (2.98) eşitliğinden elde edilen model aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$\sum_{t=1}^T \mathbf{Z}_{0t} \mathbf{Z}'_{1t} = \Gamma \sum_{t=1}^T \mathbf{Z}_{1t} \mathbf{Z}'_{1t} + \Pi \sum_{t=1}^T \mathbf{Z}_{kt} \mathbf{Z}'_{1t} \quad (3.30)$$

Π 'nin sabit bir değeri için, En Çok Olabilirlik tahmini aşağıdaki gibi normal denklemleri veren $\mathbf{Z}_{0t} - \Pi \mathbf{Z}_{kt}$ 'nin \mathbf{Z}_{1t} üzerinde regresyonundan oluşmaktadır. Çarpım moment matrisi (Product Moment Matrices) aşağıdaki gibi yazılmaktadır:

$$\mathbf{M}_{ij} = \mathbf{T}^{-1} \sum_{t=1}^T \mathbf{Z}_{it} \mathbf{Z}'_{jt}, \quad (i,j=0,1,k) \quad (3.31)$$

(3.30) modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\mathbf{M}_{01} = \Gamma \mathbf{M}_{11} + \Pi \mathbf{M}_{k1} \quad (3.32-a)$$

ya da

$$\Gamma = \mathbf{M}_{01} \mathbf{M}_{11}^{-1} - \Pi \mathbf{M}_{k1} \mathbf{M}_{11}^{-1} \quad (3.32-b)$$

X_{t-k} bağımlı değişken, $\Delta \mathbf{X}_t, \dots, \Delta \mathbf{X}_{t-k+1}, \mathbf{D}_t, \mathbf{1}$ bağımsız değişkenler olmak üzere bir başka VAR denklemi tahmin edilerek her iki modele ait artık terimler aşağıdaki gibi yazılmaktadır:

$$\mathbf{R}_{0t} = \mathbf{Z}_{0t} - \mathbf{M}_{01} \mathbf{M}_{11}^{-1} \mathbf{Z}_{1t} \quad (3.33-a)$$

$$\mathbf{R}_{kt} = \mathbf{Z}_{kt} - \mathbf{M}_{k1} \mathbf{M}_{11}^{-1} \mathbf{Z}_{1t} \quad (3.33-b)$$

$\mathbf{R}_{0t} : \Delta \mathbf{X}_t$ 'nin kendi gecikmeli değerleri üzerinde regresyonu kurularak elde edilen artık terimler,

$\mathbf{R}_{kt} : \mathbf{X}_{t-k}$ 'nın kendi gecikmeli değerleri üzerinde kurulan regresyondan elde edilen artık terimlerdir.

İlgilenilen olabilirlik fonksiyonu ;

$$L(\alpha, \beta, \Lambda) = |\Lambda|^{-T/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\mathbf{R}_{0t} + \alpha \beta' \mathbf{R}_{kt})' \Lambda^{-1} (\mathbf{R}_{0t} + \alpha \beta' \mathbf{R}_{kt}) \right\} \quad (3.34)$$

şeklini almaktadır.

Sabit β için \mathbf{R}_{0t} 'nin $-\beta' \mathbf{R}_{kt}$ üzerindeki regresyonu yardımıyla aşağıdaki sonuçları veren α ve Λ ile en büyüklenebilir.

$$\hat{\alpha}(\beta) = -S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1} \quad (3.35)$$

ve

$$\hat{\Lambda}(\beta) = S_{00} - S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1} \beta' S_{k0} \quad (3.36)$$

Artık terimlerin çarpım moment matrisi aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R'_{jt} = M_{ij} - M_{i1} M_{11}^{-1} M_{1j}, \quad (i,j=0,k) \quad (3.37)$$

Olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki ifadeyle orantılıdır:

$$|\hat{\Lambda}(\beta)|^{-T/2}$$

ve aşağıdaki gibi bir en küçükleme probleminin çözümü kalmaktadır.

$$\min |S_{00} - S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1} \beta' S_{k0}|,$$

En küçükleme tüm $\beta_{p \times r}$ matrisleri üzerindedir. İyi bilinen bir matris ilişkisi

$$\begin{aligned} \begin{vmatrix} S_{00} & S_{0k} \beta \\ \beta' S_{k0} & \beta' S_{kk} \beta \end{vmatrix} &= |S_{00}| |\beta' S_{kk} \beta - \beta' S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k} \beta| = \\ &|\beta' S_{kk} \beta| \cdot |S_{00} - S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1} \beta' S_{k0}| \end{aligned}$$

ifadesi β matrisi ile ilgili olarak

$$|\beta' S_{kk} \beta - \beta' S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k} \beta| / |\beta' S_{kk} \beta|$$

ifadesinin en küçüklendiğini göstermektedir.

D: S_{kk} ile ilgili $S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}$ 'nin büyükten küçüğe doğru sıralanmış $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots \hat{\lambda}_p$ özdeğerlerin köşegen matrisi olsun. $\hat{\lambda}_i$ değerleri aşağıdaki denklemin çözümüdür.

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0 \quad (3.38)$$

E: İlgili özdeğerlere karşılık gelen özvektörler olmak üzere

$$S_{kk}ED = S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k}E$$

olur.

$E'S_{kk}E = I$ olacak şekilde E normleştirilir.

$\beta = E\xi$ olsun. ξ matrisi $p \times r$ boyutlu olup, daha sonra

$$|\xi'\xi - \xi'D\xi|/|\xi'\xi|$$

ifadesinin en küçüklenmesi ξ 'nin ilk r birim vektör olacak şekilde seçilmesiyle ya da $\hat{\beta}$ 'nin S_{kk} ile ilişkili olarak $S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k}$ ifadesinin ilk r tane özvektörü, yani E'nin ilk r sütunu, olacak şekilde seçilmesiyle gerçekleştirilebilir. Bunlara kanonik değişkenler adı verilir ve özdeğerler R_k 'nin R_0 ile ilgili kanonik korelasyonlarının karesidir. Ahn and Reinsel, 1987; Velu et al,1986) bu tip analize **indirgenmiş rank regresyon** adını vermişlerdir (Johansen,1988).

3.1.2.1. İz (Trace) testi ve En Büyük Özdeğer (Maximum Eigenvalue) testleri

Uygulamada eşbütünleşme vektörü sayısını belirlemede kullanılan ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen iki tane test istatistiği vardır. Bunlar İz testi ve En büyük özdeğer testidir. Sözkonusu bu iki test kanonik korelasyonlara dayanmaktadır.

3.1.2.1.1. İz (Trace) Testi

İz testinde en büyüklenmeye çalışılan fonksiyon

$$L_{\max}^{-2/T} = |S_{00}| \prod_{i=1}^r (1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.39)$$

şeklindedir.

İz testinde eşbütünleşik vektör sayısına ilişkin olarak;

H_0 : En fazla r tane eşbütünleşme vektörü vardır

hipotezi sınanmaktadır. Sınamada kullanılan test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\lambda_{iz} = -2 \ln(Q) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.40)$$

$\hat{\lambda}_{r+1}, \dots, \hat{\lambda}_p$: p-r tane en küçük özdeğerdir ($\hat{\lambda}_{r+1} > \dots > \hat{\lambda}_p$)

Bu analiz ile önce p tane özdeğer ve özvektör hesaplanır. Daha sonra kaç tane λ 'nın sıfıra eşit olduğu test edilerek önemli eşbütünleşme ilişkisi hakkında çıkarsama yapılabilir (Johansen,1988).

3.1.2.1.2. En Büyük Özdeğer Testi

En büyük özdeğer testinde eşbütünleşik vektör sayısına ilişkin olarak sıfır hipotezi ve alternatif hipotez;

H_0 : r tane eşbütünleşme vektörü vardır

H_1 : r+1 tane eşbütünleşme vektörü vardır

şeklinde ifade edilmektedir. Sıfır hipotezini test etmede kullanılan test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\lambda_{enb} = -2 \ln(Q) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3.41)$$

Q = (kısıtlı en büyüklenmeye çalışılan olabilirlik fonksiyonu / kısıtsız enbüyüklenmeye çalışılan olabilirlik fonksiyonu)

r: Eşbütünleşik vektör sayısı

T: Gözlem sayısıdır. (Johansen, 1988; Johansen ve Juselius, 1990)

λ_{iz} ve λ_{enb} test istatistiklerinin dağılımı χ^2 değildir. Çünkü X_t çok değişkenli I(1) sürecidir. Her iki test istatistiğine ilişkin kritik değerler benzetim yollarıyla Johansen ve Juselius (1990) ile Osterwald ve Lenum (1992) tarafından tablo halinde verilmiştir.

3.1.2.2. Çok değişkenli durumda sınanan hipotezler

Johansen ve Juselius (1990) sınanan çeşitli hipotezleri aşağıdaki gibi ifade etmişlerdir. Bu hipotezler H_2 hipotezinde yer alan α ve β terimleri üzerinde kısıtlamalar getirilerek oluşturulmuştur.

1. $H_2 : \Pi = \alpha\beta'$
2. $H_3 : \Pi = \alpha\phi'H'$ (veya $\beta = H\phi$)
3. $H_4 : \Pi = A\psi\beta'$ (veya $\alpha = A\psi$)
4. $H_5 : \Pi = A\psi\alpha'$ (veya $\beta = H\phi$ ve $\alpha = A\psi$)

H :(pxs) boyutlu bir matristir ve β üzerindeki kısıtlamaları gösterir. ϕ ve A sırasıyla (sxr) ve (pxm) boyutlu bir matrislerdir.

3.1.2.2.1. $H_3 : \Pi = \alpha\phi'H'$ hipotezi (β üzerine kısıtlama altında)

H_3 hipotezinde β üzerine kısıtlama getirilmiştir. Eşbütünleşme vektöründe yer alan parametrelere doğrusal kısıtlamalar konulması durumunda kısıtlanmış parametrelerin tahmin edilmesine ve bu kısıtlamaların test edilmesine yer verir. β 'nın En Çok Olabilirlik Tahminini elde etmek için;

$$\left| \lambda H'S_{kk}H - H'S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k}H \right| = 0 \quad (3.42)$$

denkleminde $\hat{\lambda}_{3,1} > \dots > \hat{\lambda}_{3,s}$ özdeğerleri hesaplanır. Daha sonra bu özdeğerlere karşı gelen $\hat{\mathbf{V}}_3 = (\hat{v}_{3,1}, \hat{v}_{3,2}, \dots, \hat{v}_{3,s})$ özvektörler bulunur ve $\hat{\mathbf{V}}_3' (\mathbf{H}' \mathbf{S}_{kk} \mathbf{H}) \hat{\mathbf{V}}_3 = \mathbf{I}$ formülüyle normalleştirilir. Buradan,

$$\hat{\boldsymbol{\phi}} = (\hat{v}_{3,1}, \hat{v}_{3,2}, \dots, \hat{v}_{3,s}) \text{ ve } \hat{\boldsymbol{\beta}} = \mathbf{H} \hat{\boldsymbol{\phi}} \text{ elde edilir.}$$

$$\alpha \text{ 'nın tahmini: } \hat{\boldsymbol{\alpha}} = \mathbf{S}_{0k} \hat{\boldsymbol{\beta}} (\hat{\boldsymbol{\beta}}' \mathbf{S}_{kk} \hat{\boldsymbol{\beta}})^{-1}$$

$$\Lambda \text{ 'nın tahmini: } \hat{\Lambda} = \mathbf{S}_{00} - \hat{\boldsymbol{\alpha}}' (\hat{\boldsymbol{\beta}}' \mathbf{S}_{kk} \hat{\boldsymbol{\beta}}) \hat{\boldsymbol{\alpha}}$$

$$\Gamma \text{ 'nın tahmini: } \hat{\Gamma} = \mathbf{M}_{01} \mathbf{M}_{11}^{-1} - \hat{\Pi} \mathbf{M}_{k1} \mathbf{M}_{11}^{-1}$$

şeklinde hesaplanır.

H_3 hipotezinin En Çok Olabilirlik Tahmini;

$$L_{\max}^{-2/T}(H_3) = |\mathbf{S}_{00}| \prod_{i=1}^r (1 - \hat{\lambda}_{3,i}) \quad (3.43)$$

olarak yazılmaktadır.

H_3 hipotezinin sınanmasında kullanılan Olabilirlik Oran Test İstatistiği ise

$$-2 \ln(Q; H_3 | H_2) = T \sum_{i=1}^r \ln \left\{ (1 - \hat{\lambda}_{3,i}) / (1 - \hat{\lambda}_i) \right\} \quad (3.44)$$

şeklinde yazılmaktadır.

Bu test istatistiği asimptotik olarak $r(p-s)$ serbestlik dereceli Ki-kare dağılımına sahiptir (Johansen, 1988, s.239; Kadılar, 2000)

3.1.2.2.2. $H_4 : \Pi = \mathbf{A}\boldsymbol{\psi}\boldsymbol{\beta}'$ (veya $\boldsymbol{\alpha} = \mathbf{A}\boldsymbol{\psi}$) hipotezi ($\boldsymbol{\alpha}$ üzerine kısıtlama altında)

H_4 hipotezi $\boldsymbol{\alpha}$ üzerinde kısıtlamaları incelemektedir.

\mathbf{A} matrisi $(p \times m)$ boyutludur ve $\boldsymbol{\alpha}$ üzerinde kısıtlamaları gösterir.

$B(px(p-m)) = A_{\perp}$ olacak şekilde bir B matrisi yazılabilir. Böylece $B'A = 0$ olur. Buradan

$$H_4 : B'\alpha = 0$$

şeklinde yazılabilir.

Daha önceden ifade edilen (2.103) eşitliği

$$A'(R_{0t} + \alpha\beta'R_{kt}) = A'R_{0t} - A'A\psi\beta'R_{kt} \quad (3.45-a)$$

$$B'(R_{0t} - \alpha\beta'R_{kt}) = B'R_{0t} - \beta R_{kt} \quad (3.45-b)$$

şeklinde yazılabilir

β 'nın En Çok Olabilirlik Tahminini elde etmek için;

$$\hat{\lambda}_{4.1} > \dots > \hat{\lambda}_{4,m} > \hat{\lambda}_{4,m+1} = \dots = \hat{\lambda}_{4,p} = 0$$

çözümünü veren ,

$$\left| \lambda S_{kk.b} - S_{ka.b} S_{aa}^{-1} S_{ak.b} \right| = 0 \quad (3.46)$$

denklemini çözülür. Daha sonra bu özdeğerlere karşı gelen $\hat{V}_4 = (\hat{v}_{4.1}, \hat{v}_{4.2}, \dots, \hat{v}_{4.p})$

özvektörler bulunur ve $\hat{V}_4' S_{kk.b} \hat{V}_4 = I$ formülüyle normalleştirilir. (Johansen and Juselius, 1990; Gürbüz, 1997)¹³. Buradan,

$$\begin{aligned} {}^{13} S_{aa} &= A'S_{00}A & S_{ba} &= B'S_{00}A & S_{ka} &= S_{k0}A \\ S_{ab} &= A'S_{00}B & S_{bb} &= B'S_{00}B & S_{kb} &= A'S_{k0}B \\ S_{ak} &= A'S_{0k} & S_{bk} &= B'S_{0k} \end{aligned}$$

Bu matristen yararlanılarak artık momentleri oluşturulur.

$$\begin{aligned} S_{ak.b} &= S_{ak} - S_{ab} S_{bb}^{-1} S_{bk} & S_{aa.b} &= S_{aa} - S_{ab} S_{bb}^{-1} S_{ba} \\ S_{ka.b} &= S_{ka} - S_{kb} S_{bb}^{-1} S_{ba} & S_{kk.b} &= S_{kk} - S_{kb} S_{bb}^{-1} S_{bk} \end{aligned}$$

$$\psi = (A'A)^{-1} S_{ak.b} \hat{\beta}_4 \quad (3.47)$$

tahminlerini veren,

$$\hat{\beta}_4 = (\hat{v}_{4.1}, \hat{v}_{4.2}, \dots, \hat{v}_{4.r}) \quad (3.48)$$

alınır ve;

$$\hat{\alpha}_4 = A\hat{\psi} = A(A'A)^{-1} A'(S_{0k} - S_{00}B(B'S_{00}B)^{-1}B'S_{0k})\hat{\beta}_4 \quad (3.49)$$

$$\hat{\Lambda}_{aa.b} = S_{aa.b} - A'A\hat{\psi}\hat{\psi}'A'A = S_{aa.b} - A'\hat{\alpha}_4\hat{\alpha}_4'A \quad (3.50)$$

şeklinde belirlenir. Buradan hareketle H_4 hipotezine ilişkin olarak yazılacak olabilirlik fonksiyonu

$$L_{\max}^{-2/T}(H_4) = |B'B|^{-1} |A'A|^{-1} |S_{bb}| |S_{aa.b}| \prod_{i=1}^r (1 - \hat{\lambda}_{4,i}) = |S_{00}| \prod_{i=1}^r (1 - \hat{\lambda}_{4,i}) \quad (3.51)$$

ile ifade edilmektedir. H_4 hipotezini test etmede kullanılacak Olabilirlik Oran Testi ise

$$-2 \ln(Q; H_4 | H_2) = T \sum_{i=1}^r \ln \left\{ (1 - \hat{\lambda}_{4,i}) / (1 - \hat{\lambda}_i) \right\} \quad (3.52)$$

olarak belirlenmektedir.

Bu test istatistiği asmiptotik olarak $r(p-m)$ serebestlik dereceli Ki-kare dağılımına sahip olduğu Johansen (1989) tarafından verilmiştir (Johansen and Juselius, 1990).

3.1.2.2.3. $H_5 : \Pi = A\psi\alpha'$ (veya $\beta = H\phi$ ve $\alpha = A\psi$) hipotezi (α ve β üzerine kısıtlama altında)

Aynı anda hem α hem de β üzerine kısıtlama konması durumunda $H_5 = H_3 \cap H_4$ olmaktadır.

$$\left| \lambda H'S_{kk.b}H - H'S_{ka.b}S_{aa.b}^{-1}S_{ka.b}H \right| = 0 \quad (3.53)$$

özdeğer problemi çözülerek $\hat{\lambda}_{5,1} > \dots > \hat{\lambda}_{5,m} > \hat{\lambda}_{5,m+1} = \dots = \hat{\lambda}_{5,p} = 0$ özdeğerleri ile,

$\hat{V}_5 = (\hat{v}_{5,1}, \hat{v}_{5,2}, \dots, \hat{v}_{5,p})$ vektörleri bulunur. Buradan

$$\hat{\Psi}_5 = (\hat{v}_{5,1}, \hat{v}_{5,2}, \dots, \hat{v}_{5,r}) \text{ ve } \hat{\beta}_5 = \hat{H}\Psi$$

$$\hat{\psi} = (A'A)S_{ak.b}^{-1}\hat{\beta}_5 \text{ ve } \hat{\alpha}_5 = A'\hat{\psi}$$

yardımıyla $\hat{\Psi}_5, \hat{\beta}_5, \hat{\psi}$ ve $\hat{\alpha}_5$ tahmin edilir. Bu durumda H_5 hipotezi H_3 hipotezine karşı sınamak daha uygundur. H_5 hipotezini test etmek için kullanılacak Olabilirlik Oran İstatistiği ise;

$$-2 \ln(Q; H_5 | H_3) = T \sum_{i=1}^r \ln \left\{ (1 - \hat{\lambda}_{5,i}) / (1 - \hat{\lambda}_{3,i}) \right\} \quad (3.54)$$

biçiminde elde edilmektedir. Bu test istatistiği $(p - (p-i)r)$ serbestlik derecesi ile Ki-kare dağılmaktadır. Formülde yer alan i , H_5 hipotezindeki kısıtlama sayısıdır (Gürbüz, 1997).

Buraya kadar detaylı bir şekilde anlatılan Johansen'in metodu kullanılırken dikkat edilmesi gereken noktalar aşağıda sıralanmıştır.;

- i. Model kurarken ekonomi kuramına uygun olarak değişkenler seçilmelidir.
- ii. İncelenen değişkenlerin bütünleşme dereceleri birim kök testleri ile belirlenmelidir. Bütün değişkenlerin I(1) olmasına dikkat edilmelidir.
- iii. Değişkenler arasındaki eşbütünleşme vektörü sayısını belirlemek ve bu vektörleri tahmin etmek üzere Johansen metodu kullanılmalıdır. Uzun dönemli ilişkiler elde edilirse, bu ilişkilerin ekonomi kuramına uyup uymadığı belirlenmeli ve istatistiksel sınama yapılarak, istatistiksel bir sorun olmaması sağlanmalı.
- iv. Ekonomi kuramı kısa dönemli hareketleri etkileyebilecek değişken ya da değişkenlerin varlığı gerekiyorsa, bu değişkenler modele katılmalıdır.

Ayrıca her adımda durağanlık ve artık terimlerin rassallığı kontrol edilmelidir (Kadılar, 2000; Gürbüz, 1997).

3.1.3. Sonlu Örneklerde Johansen Testi İçin Yapılan Çalışmalar

Sonlu örneklerde Johansen testleri için birkaç Monte Carlo simülasyon çalışması vardır. Bunlardan bazıları Podivinsky (1990), Boswijk ve Franses(1992), Eitrheim (1992) Reimers (1992), Cheung ve Lai (1993), Toda (1994, 1995) tarafından yapılan çalışmalardır (Maddala and Kim, 1998).

3.1.3.1. Podivinsky tarafından yapılan çalışma

Podivinsky (1990) yaptığı simülasyon çalışmasında asimptotik dağılıma dayanılarak tablo haline getirilen kritik değerlerin örneklem hacmi 100 ya da daha az olduğu durumlara uygulandığında uygun olmayabileceği sonucuna ulaşmıştır. İlgilendiği bir diğer problem, sistemde yer alan değişken sayısının olması gerekenden daha az ya da daha fazla olması ile ilgilidir. Podivinsky bu durumlarda Johansen, GDF ve CRDW testinin güçlerini incelemiştir. Bulduğu temel sonuç, tüm testlerin analizde yer alması gereken değişkenlerin bazılarını yer vermediği şeklindedir. Ayrıca sistemde

değişken sayısının fazla belirlenmesi özellikle eşbütünleşme vektörünün elemanları üzerindeki doğrusal kısıtlamaları test etmek için Johansen yöntemiyle birleştirildiğinde daha az önemli sonuçlara sahiptir.

3.1.3.2. Boswijk ve Franses tarafından yapılan çalışma

Boswijk ve Franses (1992) yaptıkları çalışmada üç tane eşbütünleşme testinin gücü ve örneklem hacmi üzerinde dinamik belirlemenin etkilerini araştırmıştır. Ele aldıkları testler sırasıyla Engle ve Granger tarafından önerilen artık terimlere dayalı GDF testi, Boswijk tarafından önerilen Hata Düzeltme Modeli'ne dayalı Wald Testi ve Johansen testidir. Buldukları sonuçlar aşağıdaki gibi sıralanabilir:

- i. Yeterli uzunlukta olmayan bir p gecikmesi sıfır hipotezinin tatmin edici bir şekilde bozulmasına neden olabilir. Diğer taraftan aşırı parametreleşme ise gücün düşmesine neden olur.
- ii. Eşbütünleşme yoktur şeklinde ifade edilen sıfır hipotezinin reddedilmesi, sahte eşbütünleşme olabileceğini gösterir. Böyle bir eşbütünleşme düşüncesi sahte regresyonlara karşı korumak gibi düşünülmekten kaynaklanır. Bu Monte Carlo çalışması bu çabanın sadece kısmen başarılı olduğunu önermektedir.
- iii. Wald testinin GDF Johansen testinden daha güçlü olduğu belirlenmiştir. Bunun nedeni koşullu değişkenin zayıf şekilde dışsal olması ve Johansen'in olabilirlik oran testi bu özelliği istismar etmesidir.

3.1.3.3. Eitrheim tarafından yapılan çalışma

Eitrheim(1992) eşbütünleşme vektörlerini tahmin etmede En Çok Olabilirlik metodu ve Johansen'in iz ve en büyük özdeğer testleri için Monte Carlo simülasyon çalışması yapmıştır. Ayrıca, bazı modellerin hatalı belirlemenin etkilerini de incelemiştir. Bunlar:

- i. VAR modelinde yanlış derece belirlenmesi,
- ii. Normal dağılımlı olmamanın (yani hatalar ARCH tipinde ya da serisel korelasyonlu ise) dikkate alınmaması,

- iii. Eşbütünleşme hakkında çıkarsama yapmada sistematik örneklemenin etkisi,
- iv. Ölçme hataları.

Ulaştığı temel sonuçlar şunlardır:

- i. İz testi ve en büyük özdeğer testi yakın eşbütünleşme alternatiflerine karşı düşük güce sahiptir.
- ii. Yapılan Monte Carlo benzetimi çalışması sonuçları, Johansen (1991) tarafından önerilen ve $H_0: r=0$ hipotezinin $H_1: r \leq 1$ (r : eşbütünleşik vektör sayısı) hipotezine karşı sınındığı ve sıfır hipotezinin kabul edildiği ilk anda sonlandırılan ardışık test edilmeyele ilgili olan kuramsal analizi doğrulamaktadır.

3.1.3.4. Reimers tarafından yapılan çalışma

Reimers (1992) de Johansen'in olabilirlik oran testi ile ilgili benzetim çalışması yapmıştır. Elde ettiği temel sonuç, en büyük özdeğer test istatistiğinin (λ_{enb}) sonlu örneklemlerde tatmin edici güç özellikleri elde etmek üzere tahmin edilen parametre sayısı için düzeltilme gerektiğidir. Bu durum test istatistiğinin $(T-np)/T$ gibi bir faktörle çarpılmasıyla sağlanmaktadır. T gözlem sayısı, n ise VAR modelinde yer alan değişken sayısı, p ise VAR modelinin gecikme uzunluğudur. Bu öneri Gregory (1994) tarafından yapılan Monte Carlo benzetim çalışmasında uygulanmıştır.

3.1.3.5. Cheung ve Lai tarafından yapılan çalışma

Cheung ve Lai (1993) Johansen (1991)'in eşbütünleşmeyi test eden olabilirlik oran testlerinin sonlu örneklem özellikleri ile gecikme uzunluğu belirleme ve normal dağılmayan artık terimlere karşı dayanıklılığını (robustness) incelemiştir. Reimers'in aksine test istatistikleri yerine kritik değerleri ayarlamışlardır. Yaptıkları çalışmada MacKinnon'un çalışmasına benzeyen cevap yüzeyi yöntemini kullanmışlardır. Elde ettikleri sonuçlar:

- i. Cevap yüzeyi tahmini, Johansen testini sonlu örneklem yanlılığının $T / (T-np)$ 'nin pozitif bir fonksiyonu olduğunu göstermektedir. $T / (T-np) > 1$ (herhangi bir sonlu T için) olduğundan, asimptotik kritik değerler kullanılmışsa, eşbütünleşme bulma yönünde her zaman yanlıdır.
- ii. Düşük dereceli bir VAR modeli kullanılmışsa, iz ve en büyük özdeğer testleri sahte bir eşbütünleşme bulma yönünde yanlıdır.
- iii. AIC (Akaike Bilgi Kriteri) ve BIC (Bayesci Bilgi Kriteri) kriterleri gecikme uzunluğunun seçilmesinde tatmin edici değillerdir.
- iv. Normal dağılımlı olmama dikkate alınarak, hata terimlerindeki çarpıklık Johansen'in iz ve en büyük özdeğer testlerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahiptir. Ancak iz testi için bu etki daha azdır. Diğer yandan iz testi, en büyük özdeğer testine göre hata terimlerindeki yüksek basıklık değerine daha dayanıklıdır(robusttur). İz testinin normal dağılımlı olmamaya en büyük özdeğer testine göre daha dayanıklı olduğu görülmektedir.

3.1.3.6. Toda tarafından yapılan çalışma

Toda (1995) yaptığı çalışmada Johansen (1991) testlerinin (sabit terim içeren) performansını incelemiştir. Bu testler deterministik eşbütünleşme içindir. Toda (1994) stokastik eşbütünleşme testi olarak sadece iz testini incelemiştir. Toda 1995 yılında yaptığı çalışmada, test performansının sürecin durağan köklerinin bire yakın olmasına duyarlı olduğu sonucunu elde etmiştir. Toda, Johansen testinin performansının tatmin edici olması için en az 300 birimlik örneklem hacmine ihtiyaç olduğunu belirtmiştir. Ancak örneklem hacmi hakkında böyle sonuçlar modeldeki hata varyanslarına bağlıdır.

Toda (1994), Johansen (1992) ve Perron ve Campbell (1993)'te incelenen stokastik eşbütünleşme testlerini araştırmış ve iz testi ile en büyük özdeğer testini incelemiştir. Bulduğu sonuçlar 1995 yılında yaptığı çalışmada deterministik eşbütünleşme için bulduğu sonuçlara benzerdir. Deterministik eşbütünleşme testlerine göre daha kötü performans gösteren dönüştürülmüş yöntemlerden elde edilen testler farklı sonuçlar vermiştir. Testlerin gücü düşük olduğunda en büyük özdeğer testinin iz testine göre daha iyi olduğunu ifade etmiştir (Maddala and Kim, 1998).

3.2. Eşbütünleşme Analizi Kullanılan ve Bazı Alanlara Uygulanan Çalışmalar

Bu kesimde çeşitli alanlarda uygulanan ve eşbütünleşme analizi kullanılan çalışmalar (çalışmalarda yer verilen değişkenler, kurulan modeller ve kullanılan testler) hakkında bilgiler verilecektir.

3.2.1. L'Hégaret ve Diğerleri tarafından yapılan çalışma

L'Hégaret ve diğerleri (2003) yaptıkları çalışmada uluslararası doğal gaz piyasası için eşbütünleşme analizi kullanmışlardır. Çalışmalarında Avrupa, ABD ve Japonya'nın ithal ettikleri doğal gaz fiyatları kullanılmıştır.

Kullanılan Değişkenler: Sıvılaştırılmış doğal gaz ithalat fiyatı (ABD, Avrupa ve Japonya için olmak üzere üç adet), boru hattı ile gaz ithalat fiyatı (ABD ve Avrupa için olmak üzere iki adet), **Henry Hub fiyatı** (Henry Hub'da ticareti yapılan doğal gaz fiyatı) ve **Brent Fiyatıdır**.

Veriler 1997: 04–2002: 06 olmak üzere aylık olarak elde edilmiştir.

Kullanılan Metot: Yapılan bu çalışmada Temel Bileşenler Analizi ve Johansen'in en çok olabilirlik yöntemi kullanılmıştır.

Temel Bileşenler Analizi Sonuçları:

Kovaryans Matrisinin incelenmesi, eşbütünleşme rankı ve eşbütünleşme vektörü hakkında fikirler verebilmektedir. Temel Bileşenlerin durağanlık özelliklerinin incelenmesi çok değişkenli sistemde en az iki tane stokastik trendin olduğunu göstermektedir.

İki fiyatın birinci faktöriyel düzlemdeki (ilk iki temel bileşen tarafından kapsanan) projeksiyonları arasındaki bağlantı, bu fiyatlar arasında eşbütünleşme için gerekli bir kural olarak görülmelidir.

Birinci faktöriyel düzlemin iki grubu olduğunu belirlenmiştir. Birinci grupta LNG Avrupa, Pipe Avrupa ve LNG Japonya, ikinci grupta ise Henry Hub ve Pipe ABD yer almıştır. Pipe Avrupa ve Brent değişkenleri herhangi bir gruba girmemiştir fakat, Grup 1'e yakındır. LNG ABD değişkeninin 2. gruba yakın olduğu belirlenmiştir.

Temel Bileşenler Analizi sonucunda Avrupa/Japonya ve Kuzey Amerika fiyatlarının birlikte hareket ettiğini göstermektedir.

Johansen Metodu Sonuçları:

Fiyatların logaritmaları alınarak kısıtsız VAR modelinde anlamlı gecikmeleri test etmek için Olabilirlik Oran Testleri kullanılmıştır. Johansen metoduna göre iki piyasa grubu arasında eşbütünleşme olduğu belirlenmiştir.

3.2.2. Kaufmann tarafından yapılan çalışma

Kullanılan Değişkenler:

Kullanılan değişkenler sırasıyla, **enerji** (toplam Enerji, kömür, petrol, doğal gaz ve birincil elektrik tüketimi, kcal), **GSYİH** (1996 yılı fiyatlarıyla reel GSYİH), petrol (rafine petrol ürünleri tüketimi, kcal), **doğal gaz** (doğal gaz tüketimi (kcal)) **hidro** (Hidro santral tarafından üretilen elektrik eşdeğeri ısı(kcal)), **nükleer** (Nükleer güç ünitelerinin ürettiği elektrik eşdeğeri ısı, kcal), **pce** (Kişisel enerji tüketimi harcaması, 1996 yılı milyar dolar), **Pmax, Prec ve Pcut** (Fiyat endeksinden yakıt, ilgili ürünler ve güç için ayrıştırılan serilerdir) değişkenleridir.

Tüketilen yakıt tipi, kişi başına enerji tüketimi harcaması, enerji fiyatlarıdır (1929–1999 arasındaki ABD'deki ekonomik faaliyette enerji kullanım oranındaki değişimleri dikkate alan)

Yapılan çalışmada Enerji / GSYİH oranı, yakıt karması, hane halkı enerji tüketimi ve enerji fiyatları değişkenleri arasındaki eşbütünleşme ilişkisi araştırılmıştır. Bu değişkenlerin hepsi stokastik trend içermekte olduğu belirlenmiş ve değişkenler

arasındaki eşbütünlüşme ilişkisi vektör hata düzeltme modeli (VECM) ile ortaya konmuş, Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından açıklanan en çok olabilirlik yöntemi kullanılarak eşbütünlüşme ilişkisi için tahmin yapılmıştır.

Dört tane eşbütünlüşme ilişkisi (bunlardan üçü E/GSYİH oranı üzerinde yakıt karması, hane halkı enerji tüketimi ve enerji fiyatlarının etkisi olarak yorumlanabilir) içeren VECM sonuçları elde edilmiştir.

Kullanılan model:

$$\frac{\text{Enerji}}{\text{GSYİS}} = \alpha + \beta_1 \ln\left(\frac{\text{Petrol}}{\text{Enerji}}\right) + \beta_2 \ln\left(\frac{\text{DogalGaz}}{\text{Enerji}}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{\text{Hidro} + \text{Nükleer}}{\text{Enerji}}\right) + \beta_4 \ln\left(\frac{\text{PCE}}{\text{Enerji}}\right) + \beta_5 \ln P_{\max} + \beta_6 P_{\text{rec}} + \beta_6 P_{\text{cut}} + \mu$$

şeklinde ifade edilmiştir.

Birim kök testi (GDF) sonunda tüm değişkenlerin I(1) oldukları belirlenmiştir.

Elde Edilen Sonuçlar:

VEC modeliyle gecikme sayısı 1-4 alınarak 1934-1999 dönemi için tahmin edilmiştir. Her bir VEC modelinin performansı Schwarz ve Hannan- Quinn bilgi kriteri ile değerlendirilmiştir. Yapılan testlerle gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir. VEC modelindeki hata terimlerinin normal dağılımlı olmadığı ve serisel ilişkili bulunmuştur. VEC modelindeki eşbütünlüşme ilişkisi sayısı iz ve en büyük özdeğer test istatistikleri kullanılarak belirlenmiştir. Her iki test ile Π matrisinin rankının ve buradan eşbütünlüşme vektör sayısı 4 olarak belirlenmiştir.

Birinci eşbütünlüşme ilişkisi, hane halkı enerji tüketimi ile toplam enerji kullanımı arasındaki uzun dönemli ilişkiyi göstermektedir. Hane halkı enerji tüketimi ve toplam enerji kullanımı arasındaki ilişkiye dengersizlik toplam enerji kullanımını etkilemektedir. İkinci eşbütünlüşme ilişkisi, tüketilen yakıt türü ve toplam enerji kullanımı arasındaki uzun dönemli ilişkiyi ifade etmektedir. Kömür kullanımına göre petrol, doğal gaz ya da birincil elektrikten toplam enerji kullanımındaki artış toplam enerji kullanımını azaltmaktadır.

Üçüncü eşbütünleşme ilişkisi enerji fiyatları ve toplam enerji kullanımı arasındaki uzun dönemli ilişkiyi temsil etmektedir. Yüksek enerji fiyatları enerji kullanımını azaltmaktadır. Dördüncü eşbütünleşme ilişkisi ise, var olan fiyat aralığı (Pcut ve Prec) içindeki fiyat değişiklikleri, GSYİH ve toplam enerji tüketiminin petrol ile doğal gazdan oluşan kısmını içermektedir. Bu eşbütünleşme ilişkisi petrol ve doğal gaz arasındaki birbirinin yerine kullanılabilceğini göstermektedir. Petrolden kaynaklanan enerji tüketimi azaldıkça, doğal gazdan kaynaklanan enerji tüketimi artacaktır. Doğal gazdan kaynaklanan toplam enerji kullanımı GSYİH ile pozitif ilişkili olduğu belirlenmiştir.

3.2.3. Fatai ve Diğerleri tarafından yapılan çalışma

Fatai ve diğerleri (2004) yaptıkları çalışmada Yeni Zelanda, Avustralya, Hindistan, Endonezya, Filipinler ve Tayland için enerji tüketimi ve GSYİH arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Enerji koruma politikalarının (Kyoto Protokolü) reel GSYİH artışını etkilediklerini belirlemişlerdir. Kömür, doğal gaz, elektrik gibi enerji verileri ve GSYİH arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Kullanılan enerji verilerine dayanılarak enerji koruma programlarının, Yeni Zelanda ve Avustralya’da, net GSYİH artışı üzerinde anlamlı etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Değişkenler:

Yeni Zelanda ve Avustralya için kömür, petrol, doğal gaz, elektrik ve toplam son enerji tüketimi verileri 1960-1999 döneminde yıllık olarak elde edilmiştir. **Elektrik ve yakıt fiyatları** için veriler, diğer malların fiyatı (CPI) olarak alınmıştır. **Reel GSYİH** ve diğer tüm değişkenlere ilişkin verilerin logaritmaları alınarak kullanılmıştır.

Sonuçlar:

- Tüm değişkenler için eşbütünleşme ilişkisi bulunamamıştır. Değişkenlerin tamamı I(1) olmasına rağmen eşbütünleşik olmadığı belirlenmiştir.
- Ticari /sanayi enerji tüketimi ve Reel GSYİH arasındaki Granger nedensellik ilişkisi araştırılmış ve reel GSYİH’den ticari/ sanayi enerji kullanımına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi belirlenmiştir.

- Ayrıca reel GSYİH'den toplam nihai enerji tüketimine doğru bir nedensellik ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
- 4 Asya ülkesi için de nedensellik analizi yapılmıştır. Johansen'in en çok olabilirlik yaklaşımı kullanılarak değişkenlerin herbiri için eşbütünleşme özellikleri araştırılmıştır.
- Sanayi enerji tüketimi ve reel GSYİH'nin eşbütünleşik olmadığı, ancak toplam nihai enerji tüketimi ve toplam elektrik tüketiminin reel GSYİH ile eşbütünleşik olduğu belirlenmiştir.
- Hindistan ve Endonezya'da enerjiden gelire doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunurken; Tayland ve Filipinler için bu ilişkinin iki yönlü olduğu belirlenmiştir.
- Yeni Zelanda ve Avustralya için enerji tüketimi çalışmada yer alan 4 Asya ülkesinin enerji tüketimi ile karşılaştırıldığında oldukça düşük düzeydedir. Asya ekonomilerinde enerji yoğun sanayiler Yeni Zelanda ve Avustralya'ya göre daha fazla enerji tüketmektedir. Böylece enerji yoğun Asya ekonomileri Yeni Zelanda ve Avustralya'ya göre üretimde daha büyük rol oynamaktadır. Bazı Asya ekonomilerinde üretim artışı enerji tüketimindeki gecikmeyi izlemektedir. Ancak bu durum Yeni Zelanda ve Avustralya için tam tersidir.

3.2.4. Kaabia ve Gil tarafından yapılan çalışma

Kaabia and Gil (2000) yaptıkları çalışmada, İspanya'daki tarım fiyatları ve ihracat üzerindeki bazı makroekonomik değişkenlerin etkisini incelemişlerdir.

Çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönemli yapısal ilişkiler ve kısa dönemli dinamikler belirlenmiştir.

Kullanılan Değişkenler:

İki değişken grubu incelenmiştir. Birinci grupta yer alan değişkenler sırasıyla **reel efektif döviz kuru**, **ER**, (Bir birim İspanyol parasının yabancı paralar cinsinden

değerinin ağırlıklı ortalaması), **reel para arzı, RM**, (Para arzı tüketici fiyat endeksine bölünerek elde edilmiş), **faiz oranı, R**, (3 aylık para piyasası faiz oranı), **enflasyon** , ΔP , (Tüketici fiyat endeksinin birinci farkı olarak ifade edilmiş) **reel GSYİH (Y)**'dir.

İkinci grupta yer alan değişkenler ise, **Reel Tarım Girdi Fiyatları (RIP)** ,**Reel Tarım Çıktı Fiyatları (ROP)** (RIP ve ROP nominal fiyatların tüketici fiyat endeksine bölünerek hesaplanmış) ve **Reel Tarım İhracatı**dır (ihracat değeri tarımsal ihracat fiyat endeksine oranlanmış).

Johansen'in iz ve en büyük özdeğer testleri ile eşbütünleşik vektör sayısı 4 olarak belirlenmiştir. Tarımla ilgili değişkenlerin makroekonomik şoklara olan dinamik tepkilerini analiz etmek için etki tepki fonksiyonları hesaplanmıştır.

Elde Edilen Sonuçlar:

- Uzun dönemli analizden (Johansen'in yaklaşımı ile yapılmaktadır) tarımsal değişkenler ve makroekonomik değişkenler arasındaki kuramsal ilişkilerin sağlandığı görülmektedir.
- Uzun dönemde tarımsal değişkenlerdeki değişimin makroekonomik değişkenler üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığı sonucu elde edilmiştir. Enflasyonun tarımsal fiyatlar üzerindeki etkisinin bir soru işareti olduğu belirlenmiştir.
- Kısa dönem analizde, çıktı fiyatların daha esnek olduğu ve girdi fiyatlarına göre daha hızlı tepki verdiği görülmüştür. Çok kısa dönemde tarımsal ürün ihracatı tarım ürünlerinin fiyatlarına diğer makroekonomik değişkene göre, daha duyarlı olduğu belirlenmiştir.
- İspanya'da faiz oranlarının düşük seviyelerde olmasının, İspanya'nın tarım sektöründeki dışa karşı rekabet etmesi üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu belirlenmiştir.
- İspanya'da enflasyonun kontrol altında tutulması ile gelecekte tarım sektörünün rekabet edebilmesinin temel belirleyicilerinin yurt içi fiyatlar ve faiz oranları olacağının beklenmekte olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

3.2.5. Bremmer ve Kesselring tarafından yapılan çalışma

Bremmer and Kesselring (2004) yaptıkları çalışmada ABD’de kadın işgücü katılma oranı, doğum oranı ve kadının elde ettiği gelir ile boşanma arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada 1969-2001 dönemine ait yıllık veriler olarak kullanılmıştır.

Değişkenler: 15 yaş ve üzeri her 1000 evli kadının boşanma oranı (D_t), 16 ve daha üst yaşta kadın için işgücüne katılma oranı (L_t), Kadının elde ettiği ortalama reel gelir, 2001 yılı \$ cinsinden (Y_t) ve 15-44 yaş arası evli kadınların doğum oranıdır (B_t).

İncelenen değişkenlerin birinci derece farkları alındıktan sonra durağan olduğu ve bu değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi olduğu belirlenmiştir.

Birinci farkı alınmış verilerin bir VAR modeli hata düzeltme modeli kullanılarak tahmin edilmiştir. Etki fonksiyonları ile boşanmadaki artışın kadının işgücüne katılma oranını artırdığı belirlenmiştir. Ayrıca etki fonksiyonlarından medyan kadın gelirinin artması boşanma oranını ve kadının işgücüne katılma oranını artırmakta olduğu da gözlenmiştir.

- Çalışmada serilerin durağan olup olmadığını belirlemek için GDF ve PP birim kök testleri kullanılmıştır.
- Schwarz Bilgi kriteri kullanılarak kurulan VAR modelinin gecikme sayısı 1 olarak belirlenmiştir. Modelin düzey verilerde doğrusal trend içerdiği ve eşbütünlük vektörlerinin bir sabit terim içerdiği ancak bir zaman trendi içermediği sonucu elde edilmiştir.
- Eşbütünlük ilişkisini belirlemede Johansen’in iz ve en büyük özdeğer test istatistiklerinden faydalanılmış ve bir tane eşbütünlük ilişkisinin olduğu belirlenmiştir.

Elde Edilen Sonuçlar

- Tek bir eşbütünleşme denkleminin bulunması, boşanma oranı, kadın işgücüne katılma oranı, kadının elde ettiği reel gelir ortalaması ve evli kadınlar için doğum oranı değişkenlerinin uzun dönemli tek bir ilişkiye sahip olduğunu ifade etmektedir. Kadının iş gücüne katılmasının gelirini, ekonomik bağımsızlığını ve belki de boşanma oranını artırmaktadır. Söz konusu ekonomik bağımsızlığın boşanma üzerinde ekonomik gelire göre daha büyük etkisi olduğu sonucu elde edilmiştir. Daha fazla evli kadın işgücüne katılırsa, boşanma oranı artacak ve kadının elde ettiği gelirin artması boşanmayı artıracak ifade edilmiştir.
- Evli kadınların işgücüne katılma oranının artması, çocuğun eğitim masraflarının artması, yaşamın pahalılaşması, kadının yüksek eğitim alması, sosyal statüsünü artırması ve bazı mesleklere giriş kısıtlarının azalması gibi sosyo-ekonomik faktörlerle açıklanabilir.

3.2.6. Oh tarafından yapılan çalışma

Oh, Chi-Ok (2005), Engle-Granger iki aşamalı yaklaşım ve iki değişkenli VAR modelini (Sims tarafından geliştirilen) kullanarak, turizm artışı ve Kore ekonomisinin ekonomik büyümesi arasındaki nedensel ilişkiyi araştırmıştır. Elde ettiği sonuçlardan birisi eşbütünleşme testi ile incelenen iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı şeklindedir. İkinci sonuç ise Granger nedensellik analizi ile ekonomi ve turizm büyümesi arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğudur. Kore ekonomisinin turizm kaynaklı olarak büyüdüğü şeklindeki hipotez doğrulanmamıştır. Kullanılan veriler: 1975:1-2001-1 olmak üzere dönemlik verilerdir.

Kullanılan Değişkenler:

: Turizm büyümesinin bir göstergesi olarak, tüketici fiyat endeksi ile ayarlanan reel toplam turizm girdisi (**Tour**) ve Ekonomik genişleme göstergesi olarak (**reel GSYİH**) alınmıştır.

Yöntem:

Her iki serinin durağanlığı GDF ve PP birim kök testleri ile araştırılmış ve sonuçta her iki serinin I(1) olduğu belirlenmiştir.

Engle-Granger İki Adım Yaklaşımı

Kurulan modeller:

$$Tour_t = \beta_0 + \beta_1 GDP_t + \beta_2 D_{t-4} + e_t \text{ ya da}$$

$$GDP_t = \delta_0 + \delta_1 Tour_t + \delta_2 D_{t-4} + e_t$$

Bu yaklaşım ile eşbütünleşmenin var olup olmadığı DF ve GDF testleri ile araştırılmış ve iki değişkenin doğrusal birleşiminin uzun dönemde eşbütünleşik olmadığı belirlenmiştir.

VAR modeli

İki değişkenli VAR sistemi aşağıdaki gibi ifade edilmiştir:

$$\begin{bmatrix} \Delta GDP_t \\ \Delta Tour_t \end{bmatrix} = \alpha_0 + \alpha_1 \begin{bmatrix} \Delta GDP_{t-1} \\ \Delta Tour_{t-1} \end{bmatrix} + \alpha_2 \begin{bmatrix} \Delta GDP_{t-2} \\ \Delta Tour_{t-2} \end{bmatrix} + \dots + \alpha_p \begin{bmatrix} \Delta GDP_{t-p} \\ \Delta Tour_{t-p} \end{bmatrix} + \alpha_{p+1} \begin{bmatrix} D_{t-4} \\ D_{t-4} \end{bmatrix} + U_t$$

α_0 : Sabit terim vektörü, α_i : Parametre matrisi, U_t : hata terimi

Akaike ve Schwartz Bilgi Kriterleri ile VAR modelinin gecikme sayısı 5 olarak belirlenmiştir.

Elde Edilen Sonuçlar

- Kore için turizm ve ekonomik büyüme arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunamamıştır ve uzun dönemli denge ilişkisinin geçerli olmadığı belirlenmiştir.
- Nedensellik testleri, kısa dönemde ekonomik büyüme turizm kaynaklı olduğu şeklindeki hipotezi desteklemediği sonucuna ulaşılmıştır.
- Kore'deki hızlı ekonomik gelişmenin sadece kısa dönemde uluslararası seyahati cazip kılma eğiliminde olduğu saptanmıştır.

3.3. Vektör Otoregresyon (VAR) Modeli

Çok değişkenli zaman serisini modellemede değişkenler arasındaki etkileşim her bir değişkenin gelecekte alacağı değeri tahmin etmede kullanılmaktadır. Model kurma teknikleri iki grupta toplanmaktadır. Birinci grupta yapısal makro ekonometrik modeller yer almaktadır. Bu modellerde değişkenler arasındaki özel ilişkiler ekonomi kuramına dayandırılmaktadır. İkinci grupta yer alan modeller Box-Jenkins ARIMA yaklaşımıdır. Bu modellerle sistemin dinamik yapısı belirlenir. Vektör halinde olan değişkenler için öngöründe bulunulurken çok değişkenli ARIMA süreci kullanılması mümkün olmasına rağmen, sistemin tanımlanması ve tahmin edilmesinde yaşanan zorluklar nedeniyle vektör otoregresyon (VAR) modellerinin kullanılması uygundur.

Bir VAR modelinde yer alan her bir değişken kendi gecikmeli değerleri ve sistemdeki diğer değişkenlerin gecikmeli değerleri açıklanmaktadır (Hendry and Juselius, 2001).

Vektör otoregresif (VAR) modeli, ekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerin incelenmesinde kullanılan modellerdir. Bu model zamanın herhangi bir noktasında ilgilenilen iktisadi değişkenlerin değerlerini tahmin eder. Standart makro-ekonomik modelleri, ekonometrik eşanlı denklemlerin modellenmesinde zayıf performans gösterdiği için, VAR modeli Sims (1980) tarafından geliştirilmiştir (Lütkepohl, 1993). VAR modellemesi ve dinamik ekonometrik analizi Lütkepohl (1993), Banerjee et al (1993), Hamilton (1994), Watson (1994), Hendry (1995), Johansen (1995a-b), Hatanaka (1996), Lütkepohl and Breitung (1997), Kadılar (2000), Lütkepohl (2001), Enders, (2004)'te incelenmiştir.

Bu model, yapısal model üzerinde herhangi bir kısıtlama getirilmeden dinamik ilişkileri verebilmekte, bu sebeple zaman serileri için sıklıkla kullanılmakta ve herhangi bir ekonomi kuramından yola çıkarak, değişkenlerin içsel-dışsal ayrımını gerektirmediği için, bu yönüyle eşanlı denklem sistemlerinden ayrılmaktadır. VAR modellerinde yer alan değişkenlerin hepsi içseldir (Bilgili, 2002,) İçsel (endojen) değişken, değerleri modelin eşanlı çözümü sonucu belirlenen değişkenlerdir. Dışsal (eksojen) değişkenler

ise modelde değerleri dışarıdan verilen içsel değişkenlerin değerlerinin bulunmasında yararlanılan değişkenler olmaktadır.

Ayrıca VAR modellerinde bağımlı değişkenlerin gecikmeli değerlerinin yer alması, geleceğe yönelik güçlü tahminlerin yapılmasını mümkün kılmaktadır.

Vektör otoregresyon modelinin genel gösterimi aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{v} + \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \mathbf{y}_{t-2} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{u}_t \quad (3.55)$$

Bu modelde;

$\mathbf{y}_t = (y_{1t}, y_{2t}, y_{3t}, \dots, y_{Kt})'$: K zaman serisi değişkeni vektörü,

$\mathbf{v} = (v_1, v_2, \dots, v_K)'$: (Kx1) boyutlu sabit terimler vektörü,

$\mathbf{u}_t = (u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{Kt})'$: Ortalaması sıfır ($\mathbf{E}(\mathbf{u}_t) = \mathbf{0}$), birbirinden bağımsız, zamanla değişmeyen ve pozitif tanımlı $\mathbf{E}(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t') = \Sigma_{\mathbf{u}}$ varyans-kovaryans matrisi olan ak gürültü süreci,

\mathbf{A}_i : (KxK) boyutlu katsayı matrisidir.

(3.55) modelinde gecikme sayısı p olduğundan dolayı, VAR(p) modeli olarak adlandırılır.

Eğer, Otoregresif operatörün determinanı ile tanımlanan polinomun kökleri yoksa ve karmaşık birim çemberde ise,

$$\det(\mathbf{I}_K - \mathbf{A}_1 z - \dots - \mathbf{A}_p z^p) \neq 0 \quad |z| \leq 1 \text{ için} \quad (3.56)$$

ise süreç durağandır (stable).

p=1 yazılırsa VAR(1) modeli elde edilir. t=1 yazarsak,

$$y_1 = v + A_1 y_0 + u_1$$

$$\begin{aligned}
y_2 &= v + A_1 y_1 + u_2 = v + A_1(v + A_1 y_0 + u_1) + u_2 \\
&= (I_K + A_1)v + A_1^2 y_0 + A_1 u_1 + u_2 \\
&\cdot \\
&\cdot \\
&\cdot \\
y_t &= (I_K + A_1 + \dots + A_1^{t-1})v + A_1^t y_0 + \sum_{i=0}^{t-1} A_1^i u_{t-i}
\end{aligned} \tag{3.57}$$

VAR (p) süreci $K \times p$ boyutlu VAR (1) formunda aşağıdaki gibi yazılabilmektedir:

$$Y_t = v + A Y_{t-1} + U_t \tag{3.58}$$

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ y_{t-p+1} \end{bmatrix}_{(Kp \times 1)}, \quad v = \begin{bmatrix} v \\ 0 \\ \cdot \\ \cdot \\ 0 \end{bmatrix}_{(Kp \times 1)}, \quad A_t = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \dots & A_{p-1} & A_p \\ I_K & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & I_K & \dots & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \dots & I_K & 0 \end{bmatrix}_{(Kp \times Kp)}$$

$$U_t = \begin{bmatrix} u_t \\ 0 \\ \cdot \\ \cdot \\ 0 \end{bmatrix}_{(Kp \times 1)}$$

Eğer ,

$$\det(I_{Kp} - Az) \neq 0 \quad (|z| \leq 1 \text{ için}) \tag{3.59}$$

ise Y_t durağandır.

Y_t serisinin ortalama vektörü ve otokovaryansı aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$\mu = E(Y_t) = (I_{Kp} - A)^{-1} v$$

$$\Gamma_Y(h) = \sum_{i=0}^{\infty} A^{h+i} \cdot \Sigma_u \cdot (A^i)' \tag{3.60}$$

Burada $\Sigma_{\mathbf{u}} = E(\mathbf{U}_t \mathbf{U}_t')$ 'dir.

(KxKp) boyutlu

$$\mathbf{J} = [\mathbf{I}_K \quad 0 \quad \dots \quad 0] \quad (3.61)$$

matrisini kullanarak y_t süreci $y_t = \mathbf{JY}_t$ şeklinde elde edilmektedir.

3.3.1. VAR sürecinin Hareketli Ortalama (Moving Average) gösterimi

VAR (p) süreci, $\mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\nu} + \mathbf{A}\mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{U}_t$ şeklinde VAR(1) modeli cinsinden daha önce ifade edilmişti.

Durağanlık varsayımı altında \mathbf{Y}_t sürecinin,

$$\mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \mathbf{A}^i \mathbf{U}_{t-i} \quad (3.62)$$

şeklinde bir gösterimi vardır. Sürecin bu şekline **hareketli ortalama gösterimi** denir. \mathbf{Y}_t , ortalama terimi olan $\boldsymbol{\mu}$ ile \mathbf{U}_t hata teriminin geçmiş ve bugünkü değerleri cinsinden ifade edilmektedir. \mathbf{Y}_t 'nin hareketli ortalama gösterimi (3.62) ifadesiyle

$\mathbf{J} = [\mathbf{I}_K \quad 0 \quad \dots \quad 0]$ matrisi ile çarpılmasıyla elde edilmektedir.

$$\begin{aligned} y_t = \mathbf{JY}_t &= \mathbf{J} \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \mathbf{J} \mathbf{A}^i \mathbf{J}' \mathbf{U}_{t-i} \\ &= \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \boldsymbol{\phi}_i \mathbf{u}_{t-i} \end{aligned} \quad (3.63)$$

VAR(p) modeli gecikme operatörü kullanılarak yazılabilir. Gecikme operatörü L ile gösterilir ve $Ly_t = y_{t-1}$ şeklinde tanımlanır. Bazen buna geriye kaydırma operatörü de denilmektedir.

$$y_t = v + A_1 L + A_2 L^2 + \dots + A_p L^p + u_t$$

ya da

$$A(L)y_t = v + u_t \quad (3.64)$$

$A(L) = I_K - A_1 L - \dots - A_p L^p$ şeklinde tanımlanır.

$$\phi(L) = \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i L^i \text{ bir operatörü olup}$$

$$\phi(L)A(L) = I_K \quad (3.65)$$

şeklinde tanımlanmaktadır.

(3.64) ifadesi $\phi(L)$ ile çarpılmasıyla,

$$\begin{aligned} y_t &= \phi(L)v + \phi(L)u_t \\ &= \left(\sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \right) v + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i u_{t-i} \end{aligned} \quad (3.66)$$

elde edilir.

$\phi(L)$ operatörü $A(L)$ operatörünün tersidir ve bazen $A(L)^{-1}$ ile gösterilir. $|A(z)| \neq 0$ $|z| \leq 1$ için olursa $A(L)$ çevrilebilirdir. Bu koşul sağlanırsa $\phi(L) = A(L)^{-1}$ matrisinin katsayıları mutlak olarak toplanabilirdir ve buradan $\phi(L)A(L) = I_K$ süreci tanımlıdır (Lütkepohl,1993)

3.3.2. VAR Modellerinin özellikleri

- i. VAR modelinde modele eklenecek değişkenlere karar vermede ve eşanlı etkilerin nedensellik yönünü belirlemede konuya ilişkin çeşitli kuramlara göre istatistiksel yöntemlerden yararlanır.
- ii. Model parametreleri En Küçük Kareler tekniğiyle tahmin edilmektedir.
- iii. Modelin katsayıların anlamlılığını test etmede F testi ve düzeltilmiş en çok olabilirlik oran testi kullanılır.
- iv. Geriye ve ileriye yönelik tahminlerde, tahmin hatasının varyansı modeldeki tüm değişkenlerin bağımsızlaştırılmış (ortogonal hale getirilmiş) artıklara göre ayrıştırılır. Daha önceden var olan tahmin değerlerini elde etmek amacıyla yapılan standartlaştırılmış hata terimleri incelenir (Kadılar,2000).

İki değişkenli bir VAR modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$Y_t = b_{10} - b_{12}Z_t + \gamma_{11}Y_{t-1} + \gamma_{12}Z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (3.67)$$

$$Z_t = b_{20} - b_{21}Y_t + \gamma_{21}Y_{t-1} + \gamma_{22}Z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (3.68)$$

Bu modelde Y_t ve Z_t serilerinin durağan; ε_{yt} ve ε_{zt} hata terimlerinin standart sapmaları sırasıyla σ_y ve σ_z olan akgürültü hata terimleri ve ε_{yt} ile ε_{zt} 'nin ilişkisiz olduğu varsayılmaktadır.

(3.67) ve (3.68) denklemleri birinci dereceden vektör otoregresyon modelini (VAR(1)) oluşturmaktadır. Bunun nedeni her iki denklemde de gecikme sayısı 1'dir

Yukarıda yazılan iki denklem indirgenmemiş formdadır. Çünkü Y_t Z_t üzerinde aynı dönemde bir etkiye sahiptir. Aynı şekilde Z_t de Y_t üzerinde aynı dönemde bir etkiye sahiptir. Bu iki denklem sisteminin matris gösterimiyle ifadesi::

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

ya da

$$\mathbf{B}\mathbf{X}_t = \mathbf{\Gamma}_0 + \mathbf{\Gamma}_1 \mathbf{X}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

şeklinde yazılmaktadır. Burada;

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{X}_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}, \quad \mathbf{\Gamma}_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{\Gamma}_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

şeklinde tanımlanmaktadır.

Bu ifade \mathbf{B}^{-1} ile çarpılırsa, standart halde VAR modeli elde edilir.

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 \mathbf{X}_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (3.69)$$

Burada, $\mathbf{A}_0 = \mathbf{B}^{-1} \mathbf{\Gamma}_0$ $\mathbf{A}_1 = \mathbf{B}^{-1} \mathbf{\Gamma}_1$ $\mathbf{e}_t = \mathbf{B}^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t$ şeklinde tanımlanmaktadır.

\mathbf{A}_0 vektörünün i. elemanı a_{i0} , \mathbf{A}_1 vektörünün i'inci satır ve j'inci sütunundaki elemanı a_{ij} , ve \mathbf{e}_t vektörünün i'inci elemanı da e_{it} ile gösterilmek üzere (2.138) ifadesi;

$$Y_t = a_{10} + a_{11}Y_{t-1} + a_{12}Z_{t-1} + e_{1t} \quad (3.70)$$

$$Z_t = a_{20} + a_{21}Y_{t-1} + a_{22}Z_{t-1} + e_{2t} \quad (3.71)$$

şeklinde yazılabilmektedir. (3.67) ve (3.68) denklemleri **yapısal vektör otoregresyon modeli**, (3.70) ve (3.71) denklemleri ise **standart vektör otoregresyon modelidir**.

e_{1t} ve e_{2t} hata terimleri ε_{yt} ve ε_{zt} 'nin bir bileşeni olduğuna dikkat edilmelidir. $\mathbf{e}_t = \mathbf{B}^{-1}$ olduğundan dolayı, e_{1t} ve e_{2t} aşağıdaki gibi hesaplanabilir:

$$e_{1t} = (\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}) / (1 - b_{12}b_{21}) \quad (3.72)$$

$$e_{2t} = (\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt}) / (1 - b_{12}b_{21}) \quad (3.73)$$

ε_{yt} ve ε_{zt} ak gürültü süreci olduğundan , e_{1t} ve e_{2t} 'de sıfır ortalamaya ve sabit varyansa sahiptir ve ayrı ayrı olarak serisel korelasyonları yoktur.

$$\begin{aligned} E(e_{1t}) &= E[(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})/(1 - b_{12}b_{21})] = 0 \\ V(e_{1t}) &= E[(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})/(1 - b_{12}b_{21})]^2 \\ &= (\sigma_y^2 + b_{12}^2\sigma_z^2)/(1 - b_{12}b_{21})^2 \end{aligned} \quad (3.74)$$

Böylece e_{1t} 'nin varyansı zamandan bağımsızdır. e_{1t} ile e_{1t-i} arasındaki otokorelasyonlar:

$$E(e_{1t}e_{1t-i}) = E\left\{(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})(\varepsilon_{yt-i} - b_{12}\varepsilon_{zt-i})/(1 - b_{12}b_{21})^2\right\} = 0 \quad i \neq 0 \text{ için}$$

Benzer şekilde e_{2t} 'nin beklenen değeri, varyansı ve e_{2t} ile e_{2t-i} arasındaki otokorelasyonlar bulunabilir.

$$\begin{aligned} E(e_{2t}) &= E[(\varepsilon_{zt} - b_{12}\varepsilon_{yt})/(1 - b_{12}b_{21})] = 0 \\ V(e_{2t}) &= E[(\varepsilon_{zt} - b_{12}\varepsilon_{yt})/(1 - b_{12}b_{21})]^2 \\ &= (\sigma_z^2 + b_{12}^2\sigma_y^2)/(1 - b_{12}b_{21})^2 \end{aligned} \quad (3.75)$$

$$E(e_{2t}e_{2t-i}) = E\left\{(\varepsilon_{zt} - b_{12}\varepsilon_{yt})(\varepsilon_{zt-i} - b_{12}\varepsilon_{yt-i})/(1 - b_{12}b_{21})^2\right\} = 0 \quad i \neq 0 \text{ için}$$

e_{1t} ve e_{2t} 'nin otokovaryansı;

$$\begin{aligned} E(e_{1t}e_{2t}) &= E\left[(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})(\varepsilon_{zt} - b_{12}\varepsilon_{yt})/(1 - b_{12}b_{21})^2\right] \\ &= -(b_{21}\sigma_y^2 + b_{12}\sigma_z^2)/(1 - b_{12}b_{21})^2 \end{aligned} \quad (3.76)$$

biçiminde gösterilir.

Buradan (2.145) ifadesinde yer alan otokovaryansın değeri 0 olmayacak ve böylelikle, iki hata terimi ilişkili olacaktır. $b_{12} = b_{21} = 0$ (y_t 'nin z_t üzerinde ve z_t 'nin y_t üzerinde aynı dönemde etkisi olmadığı) şeklinde ifade edilen özel bir durumda iki hata terimi ilişkisiz olacaktır. e_{1t} ve e_{2t} 'nin varyans-kovaryans matrisi aşağıdaki gibi yazılır:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \text{var}(e_{1t}) & \text{cov}(e_{1t}, e_{2t}) \\ \text{cov}(e_{1t}, e_{2t}) & \text{var}(e_{2t}) \end{bmatrix}$$

Σ 'nın tüm elemanları zamandan bağımsız olduğu için, bu matris,

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \quad (3.77)$$

şeklinde yazılabilir (Enders,2004).

3.3.3. VAR Modelinde gecikme sayısının (p'nin) belirlenmesi

VAR modelinde yer alacak değişkenlerin belirlenmesiyle birlikte, gecikme sayısının (p) belirlenmesi önemlidir. Gecikme uzunluğu p, değişkenler arasındaki dinamik ilişkileri yakalayacak uzunlukta olmalıdır. Modelin derecesi olması gerekene göre daha küçük olarak belirlenmişse, parametre tahminleri tutarlı olmamaktadır. Gecikme uzunluğu büyük belirlenirse, parametrelerini tahmininin varyansı büyümekte ve modele ait serbestlik derecesi hızla azalmaktadır. Her iki durumda modelden elde edilecek sonuçların güvenilir olmasını sağlamayacaktır. K değişkenli ve gecikme sayısı p olan bir modelde tahmin edilecek parametre sayısı $(kxp)+1$ kadardır.

Gecikme uzunluğunu belirlemede izlenen ilk yol her bir değişken için farklı gecikme uzunluklarının denenmesi ve en çok olabilirlik yöntemi kullanılmasıdır. Dönemlik veriler kullanılırsa gecikme uzunluğu olarak ilk başta 4 alınır. Aylık verilerde ise ilk denenilen gecikme sayısı 12'dir.

VAR modelinde gecikme uzunluğu için M üst sınır bilindiği varsayılırsa, olabilirlik oran testi kullanılarak

$$H_{o1} : A_M = 0 \text{ hipotezi } H_{11} : A_M \neq 0 \text{ hipotezine karşı;}$$

$$H_{o2} : A_{M-1} = 0 \text{ hipotezi } H_{12} : A_{M-1} \neq 0 \text{ hipotezine karşı;}$$

.

.

$$H_{oi} : A_{M-i+1} = 0 \text{ hipotezi } H_{1i} : A_{M-i+1} \neq 0 \text{ hipotezine karşı;}$$

(Burada $A_M = \dots = A_{M-i+2} = 0$)

.

.

$$H_{oM} : A_1 = 0 \text{ hipotezi } H_{1M} : A_1 \neq 0 \text{ hipotezine karşı;}$$

(Burada $A_M = \dots = A_2 = 0$)

(3.78)

test edilir. Her bir sıfır hipotezi bir önceki adımın doğru olduğu koşulu altında sınanır.

Bu yöntem sıfır hipotezi kabul edilene kadar devam eder ve test orada durdurulur. Eğer H_{0i} reddedilirse, AR derecesini tahmini olarak $\hat{p} = M - i + 1$ seçilir. i 'inci sıfır hipotezini test etmek için kullanılan olabilirlik oran test istatistiği;

$$\lambda_{LR}(t) = T(\ln|\Sigma_u(M-i)| - \ln|\Sigma_u(M-i+1)|) \quad (3.79)$$

şeklinde hesaplanmaktadır (Lütkepohl,1993)

VAR modelinin derecesini belirlemede çeşitli kriterlerden yararlanılmaktadır. Bunlardan en çok kullanılanları bazıları, Sims Testi, Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criteria), Schwarz Kriteri (Schwarz Criteria), Hannan-Quinn Kriteridir (Lütkepohl, 2001; Bilgili, 2002, Kadılar, 2000).

$$\text{Sims Testi} = T \left(\log |\hat{\Sigma}_{\text{kisitli}}| - \log |\hat{\Sigma}_{\text{kisitsiz}}| \right) \quad (3.80)$$

$$\text{AIC=Akaike Bilgi Kriteri} = \log |\hat{\Sigma}_u(p)| + \frac{2pK^2}{T} \quad (3.81)$$

$$\text{SC= Schwarz Kriteri} = \log |\hat{\Sigma}_u(p)| + \frac{pK^2 N \log T}{T} \quad (3.82)$$

$$\text{HQ=Hannan-Quinn Kriteri} = \log |\hat{\Sigma}_u(p)| + \frac{2 \log \log T}{T} pK^2 \quad (3.83)$$

$\hat{\Sigma}_u(p) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'$: Derecesi p olan bir model için artık varyans-kovaryans matrisi

$\log |\hat{\Sigma}_u(p)|$: p dereceli modelin uyumunun ölçüsüdür.

Varyans-kovaryans matrisinin tahmin edicisinde serbestlik derecesi için bir düzeltme olmadığından, p değeri arttıkça log determinant değeri azalır (en azından artmaz).

Akaike Bilgi Kriteri, Schwarz Kriteri ve Hannan-Quinn kriterleri kullanılarak elde edilen model dereceleri arasında şöyle bir ilişki vardır:

$$\hat{p}(SC) \leq \hat{p}(HQ) \leq \hat{p}(AIC) \text{ (Lütkepohl,2001).}$$

Gecikme uzunluğu kısa olduğunda yapılan tahminler, daha uzun gecikme değerleriyle yapılan tahminlere göre çok daha fazladır. Bu nedenle tahmin edilen katsayı adetinin, tahmin gücünü azaltmadan en aza indirilmesi amaçlanmaktadır (Günçavdı ve diğerleri 2000).

3.3.4. VAR Modellerinin avantajları ve karşılaşılan bazı zorluklar

3.3.4.1. VAR Modellerinin avantajları

- i. Yöntem basittir, değişkenlerin içsel ya da dışsal olup olmadığını belirlenmesi konusunda korku yaşanmaz. Ve modelde yer alan bütün değişkenler içseldir.
- ii. Tahmin basittir ve her bir denklemdeki parametreler EKK ile tahmin edilir.

- iii. VAR modelinden elde edilen öngörüler, eşanlı denklem modellerinden elde edilen öngörülere göre daha iyidir.

3.3.4.2. VAR Modellerinde karşılaşılan bazı zorluklar

- i. Bir VAR modeli kurama bağlı olmadığı için eşanlı denklem modellerinde bir değişkenin eklenmesi ya da modelden çıkarılması modelin tanımlanmasında önemli bir rol oynar.
- ii. Öngörü açısından VAR modelleri politika analizinde daha az kullanılmaktadır.
- iii. 3 değişkenli ve her bir değişkenin 8 gecikmesi olduğu bir VAR modelinde her denklemde 24 gecikmeli parametre ve bir sabit terim olmak üzere toplam 25 tane parametrenin tahmin edilmesi gerekmektedir. Örneklem hacmi yetersiz ise, yapılacak tahmin serbestlik derecesini azaltacaktır.
- iv. K değişkenli bir VAR modelinde değişkenlerin tamamı durağan olmalıdır. Değişkenler durağan değilse, veriler uygun biçimde dönüştürülmelidir (1.fark almayla). Değişkenlerin bazısı durağan değilse ve model $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerden oluşuyorsa, verilerin dönüştürülmesi kolay olmayacaktır.
- v. Tahmin edilen VAR modellerinde katsayıların ayrı ayrı yorumlanması zordur. Bu nedenle etki tepki fonksiyonu adı verilen bir fonksiyon tahmin edilir.

3.4. Etki-Tepki (Impulse-Response) Fonksiyonları ve Varyans Ayrıştırması (Variance Decomposition)

Etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması ekonomik değişkenler arasındaki ilişkileri incelemede faydalı araçlardır.

3.4.1. Etki-Tepki Fonksiyonları

VAR modelinin tahmin edilmesi neticesinde, elde edilen parametreleri yorumlamak yerine, sistemin tahmini neticesinde elde edilen artıkların analizine geçilerek, geleceğe yönelik yorumlar yapılabilir. Modelde yer alan değişkenlere bir standart sapmalık şok

verildiğinde, diğer değişkenlerin tepkisi, Etki-Tepki (Impulse-Response) fonksiyonları ile ölçülmektedir.

Etki tepki fonksiyonu VAR sistemindeki bağımlı değişkenin hata terimindeki şoklara verdiği tepkileri ve gelecek birkaç dönemde oluşan böyle şokların etkisini ölçer. Bu fonksiyonlar, rassal hata terimlerinden birisinde oluşan bir standart sapmalı şokun, içsel değişkenlerin şimdiki ve gelecekteki değerlerine olan etkisini yansıtır.

Bir makro-ekonomik büyüklüğün üzerinde en çok etkili olan değişkenin politika aracı olarak kullanılıp kullanılmayacağı etki-tepki fonksiyonları ile belirlenmektedir. Standart VAR modelinden etki-tepki katsayılarını elde etmek için hataların Cholesky Ayırıştırması kullanılarak ortogonal hale getirilir ve elde edilen varyans-kovaryans matrisi köşegen hale getirilir (Özgen ve Güloğlu,2004).

VAR modelinin hareketli ortalamalar bölümünden elde edilen etki-tepki fonksiyonları, sistemde yer alan değişkenlerden birine bir birimlik şok uygulandığında diğer değişkenlerin bu değişime gösterdikleri tepkiyi verir (Zengin,2001).

Bir otoregresif süreç bir hareketli ortalama sahip olduğundan, bir vektör otoregresyon modeli bir vektör hareketli ortalama ifadesi gibi yazılabilmektedir. (3.63) denklemi, (3.69) eşitliğinin bir VMA gösterimidir. İki değişkenli VAR modeli matris gösterimiyle;

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (3.84)$$

şeklinde yazılabilir ya da (3.69) ifadesi kullanılırsa,

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (3.85)$$

elde edilir.

(3.85) denkleminde y_t ve z_t değişkenlerini e_{1t} ve e_{2t} hata serileri cinsinden ifade edilir (3.72)-(3.73) denklemlerinden hatalar vektörü,

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (3.86)$$

olarak elde edilir. Böylelikle (3.84) ve (3.85) aşağıdaki gibi birleştirilebilir.

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_t \\ \bar{z}_t \end{bmatrix} + \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix}$$

(2x2) boyutlu bir ϕ_i matrisi tanımlanarak gösterim basitleştirilebilir:

$$\phi_i = \frac{A_1^i}{1-b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

(3.84) ve (3.85) ifadeleri ε_{yt} ve ε_{zt} serilerine göre aşağıdaki gibi

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix}$$

ya da kapalı bir ifadeyle

$$\mathbf{X}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \boldsymbol{\phi}_i \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i} \quad (3.87)$$

olarak yazılabilir. $\boldsymbol{\phi}_i$ katsayıları Y_t ve Z_t serilerinin zaman içindeki hareketleri üzerinde ε_{yt} ve ε_{zt} serilerinde meydana gelen şokların etkilerini genelleştirmek amacıyla kullanılır. $\phi_{11}(1)$ ve $\phi_{12}(1)$ sırasıyla ε_{yt} ve ε_{zt} hata terimlerindeki bir birimlik değişmelerin y_{t+1} üzerindeki etkisini ifade eder. $\phi_{11}(i)$, $\phi_{12}(i)$, $\phi_{21}(i)$ ve $\phi_{22}(i)$ katsayılarına **etki-tepki fonksiyonu** adı verilir. $\phi_{jk}(i)$ katsayılarına karşı gelen i ler için grafik çizildiğinde serilerde meydana gelen şoklar ve serilerin bu şoklara verdikleri

tepkileri açıklanmaktadır. Etki tepki fonksiyonunu belirlemede değişkenlerin sıralanması önemlidir.

3.4.2. Varyans Ayrıştırması (Variance Decomposition)

Modelin tahmini ile belirlenen ve öngörü hata varyansını ölçen Varyans Ayrıştırması (Variance Decomposition), artıkların analizinde kullanılan bir diğer tekniktir. Varyans Ayrıştırması sistemin dinamik yapısı hakkında bilgi verir ve amacı her bir rassal şokun, gelecekteki dönemleri için yapılan öngörünün hata varyansına olan etkisini ortaya çıkarmaktır. Öngörü hata varyansı, h uzunluktaki bir dönem için, her bir değişkenin hata varyansına olan katkısıdır. Bu şekilde ifade edilen her bir varyans, toplam varyansa oranlanarak, % cinsinden oransal bir ağırlık bulunur (Özgen ve Güloğlu, 2004).

Sözü edilen teknik yardımı ile rassal şokların değişkenler üzerindeki etkileri görülmüş olacaktır. Bir değişken şoklarının diğer değişkenler tarafından açıklanma oranı hesaplanarak, değişkenler arasındaki iktisadi ilişkiler daha iyi açıklanabilecektir. Eğer bir şok, değişkenin ileriye yönelik tahmin hatası varyansını açıklayabiliyor ise, değişken içsel olarak değerlendirilebilir (Lütkepohl,1993). Bu durum, değişkenler arasındaki ilişkileri ortaya koyabilmek açısından son derece yararlı bilgiler vermektedir.

Varyans Ayrıştırması, her bir değişkendeki değişimin ne kadarının kendisi, ne kadarının diğer değişkenlerde meydana gelen değişimlerden kaynaklandığını yüzde olarak ifade eder. Ayrıca Varyans Ayrıştırmaları, değişkenler arası nedensellik ilişkilerinin derecesi konusunda da bilgi verir (Enders,2004).

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Theta_i w_{t-i} \quad (3.88)$$

$\Sigma_w = \mathbf{I}_K$ olmak üzere h adım sonra öngörü hatası,

$$\begin{aligned}
y_{t+h} - y_t(h) &= \sum_{i=0}^{h-1} \phi_i u_{t+h-i} = \sum_{i=0}^{h-1} \phi_i P P^{-1} u_{t+h-i} \\
&= \sum_{i=0}^{h-1} \Theta_i w_{t+h-i}
\end{aligned} \tag{3.89}$$

şeklinde yazılmaktadır.

Θ_i 'nin mn 'inci elemanı $\theta_{mn,i}$ olmak üzere, y_t 'nin j 'inci bileşenin h dönem sonrası öngörü hatası,

$$\begin{aligned}
y_{j,t+h} - y_{j,t}(h) &= \sum_{i=0}^{h-1} (\theta_{j1,i} w_{1,t+h-i} + \dots + \theta_{jK,i} w_{K,t+h-i}) \\
&= \sum_{i=0}^{h-1} (\theta_{jk,0} w_{k,t+h} + \dots + \theta_{jk,h-1} w_{K,t+1})
\end{aligned} \tag{3.90}$$

şeklinde ifade edilir. $w_{k,t}$ ilişkisiz ve varyansı bire eşit olduğundan dolayı, $y_{j,t}(h)$ 'in hata kareler ortalaması (HKO) aşağıdaki gibidir:

$$E(y_{j,t+h} - y_{j,t}(h))^2 = \sum_{i=1}^K (\theta_{jk,0}^2 + \dots + \theta_{jk,h-1}^2)$$

Buradan;

$$\theta_{jk,0}^2 + \theta_{jk,1}^2 + \dots + \theta_{jk,h-1}^2 = \sum_{i=1}^{h-1} (e_j' \Theta_i e_k)^2 \tag{3.91}$$

ifadesi j değişkeninin h dönem öngörüsünün hata kareler ortalaması ya da öngörü hata varyansına k değişkendeki değişmelerin katkısı olarak yorumlanmaktadır. e_k , \mathbf{I}_K matrisinin k 'inci sütunudur. (3.90) ifadesi ,

$$HKO[y_{j,t}(h)] = \sum_{i=0}^{h-1} \sum_{k=1}^K \theta_{jk,i}^2$$

ifadesine bölünmesiyle

$$\omega_{jk,h} = \sum_{i=0}^{h-1} (e'_j \Theta_i e_k)^2 / HKO[y_{j,t}(h)] \quad (3.92)$$

k değişkenindeki değişimlerle dikkate alınan j değişkeninin h adım öngörü hata varyansı oranı elde edilmektedir. Bu yola öngörü hata varyansı sistemdeki farklı değişkenlerdeki değişiklikleri hesaba katan bileşenlere ayrılmaktadır. (3.88)'den h adım öngörü HKO matrisi,

$$\Sigma_y(h) = HKO[y_t(h)] = \sum_{i=0}^{h-1} \Theta_i \Theta_i' = \sum_{i=0}^{h-1} \phi_i \Sigma_u \phi_i' \quad (3.93)$$

şeklinindedir. Bu matrisin köşegen elemanları (3.91) ifadesinde kullanılabilen y_{jt} değişkenlerinin hata kareler ortalamasıdır (Lütkepohl, 1993).

3.5. Hata Düzeltme (HD) ve Vektör Hata Düzeltme (VHD) Modelleri

3.5.1. Hata Düzeltme modeli

Engle ve Granger (1987) iki ya da daha fazla durağan olmayan serilerin doğrusal birleşiminin durağan olabileceğini belirtmiştir. Durağan birleşim, değişkenler arasındaki denge ilişkisi ya da eşbütünleşme ilişkisi olarak yorumlanabilir.

Hata Düzeltme Modeli (HDM), düzey halde (farkı alınmamış) olan değişkenler arasındaki uzun dönem (eşbütünleşme) ilişkisi ile değişkenlerin birinci farkları arasındaki kısa dönemli ilişkileri birleştirmek üzere kullanılmaktadır. Ayrıca, tahmin edilen denklemde yer alan tüm değişkenler durağandır. Böylelikle sahte ilişki problemi yoktur.

İki değişkenli birinci dereceden bir HDM aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t - (1 - \alpha) [y_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 x_{t-1}] + u_t \quad (3.94)$$

$[y_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 x_{t-1}]$ ifadesi, önceki dönemdeki dengesizlik hatasıdır. Bir başka ifadeyle uzun dönem denge değerinden sapması, u_t ise hata terimidir.

β_1 : x 'in y üzerindeki kısa dönem etkisini;

γ_2 : Uzun dönemli etkiyi ifade eder.

$(1 - \alpha)$: Önceki dönemin dengesizlik hatasının bu dönemde giderildiği kısımdır.

y ve x $I(1)$ değişkenler ise, Δy ve Δx durağandır. Değişkenler eşbütünleşik ise $[y_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 x_{t-1}]$ ifadesi durağandır. Böylece denklemde yer alan değişkenlerin tamamı durağandır ve parametreler EKK yöntemi ile tahmin edilmektedir.

Değişkenlerin hepsi $I(1)$ ve değişkenler eşbütünleşik olduğu zaman bir değişkenler arasında bir HDM tahmin edilebilir.

İki tane bağımsız değişken (x ve z) olduğu durumda HDM :

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \phi_1 \Delta z_t - (1 - \alpha) [y_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 x_{t-1} - \gamma_3 z_{t-1}] + u_t \quad (3.95)$$

Δz_t ve z_{t-1} terimleri denkleme eklenmiştir.

İkinci Dereceden HDM ise aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + (\beta_1 + \beta_2) \Delta x_{t-1} + (\alpha_1 - 1) \Delta y_{t-1} - (1 - \alpha_1 - \alpha_2) [y_{t-2} - \gamma_1 - \gamma_2 x_{t-2}] + u_t \quad (3.96)$$

Birinci dereceden HDM ile karşılaştırıldığında, Δx_{t-1} ve Δy_{t-1} terimleri ve farkı alınmamış değişkenlerin ikinci gecikmeleri kullanılarak belirlenen dengesizlik terimi modelde yer almıştır.

3.5.2. Vektör Hata Düzeltme Modeli

Bir vektör hata düzeltme modeli kısıtlı vektör otoregresyon modelidir. VHD belirlenmesi, içsel değişkenlerin uzun dönemli denge ilişkilerini davranışını kısıtlar ve bu değişkenlerin kısa dönem dinamiklerini belirlemeye imkân verir.

Bir VHD modeli aşağıdaki gibi yazılır:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t \quad (3.97)$$

Modelde yer alan;

$$\Pi = -(\mathbf{I}_K - \mathbf{A}_1 - \dots - \mathbf{A}_p)$$

$$\Gamma_i = -(\mathbf{A}_{i+1} + \dots + \mathbf{A}_p); \quad i=1, \dots, p-1 \text{ için}$$

şeklinde tanımlanır.

VHD modeli VAR modelinin her iki tarafından y_{t-1} çıkarılmasıyla elde edilir. Γ_j ($j=1, \dots, p-1$) **kısa dönem parametresi**, Πy_{t-1} ise, **uzun dönem parametresi** olarak adlandırılır. VAR modeli ile VHD modeli arasındaki farklılık, VAR modelinin farkı alınmamış değişkenleri içermesidir.

3.6. İki Tane Birim Kök İçeren Serilerin Analizi

Buraya kadar bir tane birim kök içeren serilerin özellikleri ile bu seriler arasındaki eşbütünleşme analizi incelenmiştir. Bu kesimde ise 2 tane birim kök içeren (2 defa fark alınınca durağan hale getirilen) seriler incelenecektir.

I(2) süreçlerin istatistiksel analizi Johansen (1995a-b) tarafından olabilirlik yöntemleri kullanılarak VAR modeli bağlamında incelenmiştir ve bunu Paruolo (1995,

1998) tarafından yapılan çalışmalar izlemiştir. Regresyon modelleri Stock ve Watson (1993) ve Kitamura (1995) tarafından kullanılmıştır (Johansen, 1997).

I(2) süreçlerinin analizi, Jorgensen ve diğerleri (1996), Rahbek ve diğerleri (1999), Fiess and MacDonald (2001), Nielsen (2002), Paruolo (2002), Kongsted (2003), Kongsted ve Nielsen, (2004) tarafından yapılan çalışmalarda incelenmiştir.

X_t , ($t=1,2,\dots,T$) K boyutlu vektör zaman serisi I(2) analizi için p. dereceden VAR modeli ile modellenir.

$$\Delta^2 X_t = \Pi X_{t-1} - \Gamma \Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-2} \Psi_i \Delta^2 X_{t-i} + \mu_0 + \mu_{1t} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (3.98)$$

(3.98) ifadesinde yer alan $\Gamma = I_K - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i$ ve $\Psi_i = \sum_{j=i+1}^{p-1} \Gamma_j$, ($i=1,2,\dots,p-2$) şeklinde

tanımlanmaktadır. Ayrıca, μ_0 : sabit terim, t :trend terimi, D_t : mevsimsel kukla değişkenleri temsil eden deterministik terimdir. Φ : Mevsimsel kukla değişkenleri katsayısıdır. ε_t : birbirinden bağımsız ve $N(0, \Omega)$ dağılımlı hata terimidir. X_{-p+1}, \dots, X_0 ilk gözlemleri sabittir.

$s=0,1,\dots,k-r$, $r=0,1,\dots,k-1$ için I(2) modelleri $H_{r,s}$ aşağıdaki iki indirgenmiş rank koşuluyla VAR'ın alt modeli şeklinde tanımlanmaktadır.

$$\Pi = \alpha \beta' \quad \text{ve} \quad \alpha'_{\perp} \Gamma \beta_{\perp} = \xi \eta' \quad (3.99)$$

α ve β $p \times r$ tam ranklı matrislerdir ($r < p$)

ξ ve η matrisleri $(p-r) \times s$ boyutlu matrislerdir. Matrislerin rankı $s < p-r$ dir. α_{\perp} ve β_{\perp} sırasıyla α ve β 'ya dik olan elemanlardır.

Modelin parametre uzayı $(\alpha, \beta, \Psi_1, \dots, \Psi_{p-2}, \Phi, \Omega)$ ile açıklanır (Johansen, 1995b).

$$\mu_1 = \alpha \beta'_0 \quad (3.100)$$

şeklinde tanımlansın β'_0 r boyutlu bir vektördür. Sabit terim μ_0 , α ve α_\perp biçiminde ayrıştırılır:

$$\mu_0 = \alpha \bar{\alpha}' \mu_0 + \bar{\alpha}_\perp \alpha'_\perp \mu_0 = \alpha \kappa'_0 + \bar{\alpha}_\perp \alpha'_\perp \mu_0$$

κ_0 r boyutlu bir vektördür. $\alpha'_\perp \mu_0$ için aşağıdaki gibi bir kısıtlama getirilir:

$$\alpha'_\perp \mu_0 = -\xi \eta' - \alpha'_\perp \Gamma \bar{\beta} \beta'_0$$

η'_0 , s boyutlu bir vektördür. β'_0 (3.100) ifadesinde tanımlanan parametredir.

Böylece kısıtlı VAR modeli $(H_{r,s})$

$$\Delta^2 X_t = \alpha \beta' X_{t-1} - \Gamma \Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-2} \psi_i \Delta^2 X_{t-i} + \mu_0 + \alpha \beta'_0 t + \varepsilon_t \quad (3.101)$$

şeklinde yazılmaktadır.

$$\alpha'_\perp \Gamma \beta_\perp = \xi \eta'$$

$$\alpha'_\perp \mu_0 = -\xi \eta' - \alpha'_\perp \Gamma \bar{\beta} \beta'_0$$

$$\bar{\alpha}' \mu_0 = \kappa'_0 \text{ (Rahbek ve diğerleri, 1999).}$$

İstatistiksel Analiz

$H_{r,s}$ 'nin istatistiksel analizinin birinci adımında (3.99) denklemi,

$$\Delta^2 X_t = \alpha \beta^* X^*_{t-1} - \Gamma \Delta X_{t-1} + \theta Z_t + \mu_0 + \varepsilon_t \quad (3.102)$$

gibi yazılmaktadır.

$$X^*_{t-1} = (X'_{t-1}, t)', \quad \beta^* = (\beta', \beta'_0)', \quad \theta Z_t = \sum_{i=1}^{p-2} \psi_i \Delta^2 X_{t-i} \text{ 'dir.}$$

R_{0t}, R_{1t}, R_{2t} , sırasıyla $\Delta^2 X_t$, ΔX_{t-1} ve Z_t için düzeltilmiş olan X^*_{t-1} 'i temsil etsin. β^* 'in en çok olabilirlik tahmin edicisi, R_{0t} ve R_{1t} için düzeltilmiş R_{2t} 'nin indirgenmiş rank regresyonuyla bulunur.

$M_{ij.1}, R_{it}$ ve R_{1t} için düzeltilmiş R_{jt} 'nin çarpım moment matrisi olsun ($i,j=0,2$).

$$\left| \lambda M_{22.1} - M_{20.1} M_{00.1}^{-1} M_{02.1} \right| = 0 \quad (3.103)$$

($p+1$) boyutlu özdeğer problemi $1 > \hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 \dots > \hat{\lambda}_p > 0$, $\hat{\lambda}_{p+1} = 0$ özdeğerleri ve $\hat{V} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_{p+1})$ özvektörleri için çözülür. $\hat{V}' M_{22.1} \hat{V} = I_{p+1}$ şeklinde normalleştirilen özvektörlerle tahmin ediciler

$$\hat{\beta}^* = (\hat{\beta}', \hat{\beta}'_0) = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_r) \quad (3.104)$$

şeklinde elde edilir.

$$\hat{\alpha} = M_{02.1} \hat{\beta}^* \text{ ve } \hat{\Omega} = M_{00.1} - \hat{\alpha} \hat{\alpha}' \text{ 'dır.}$$

$\text{rank}(\Pi) \leq p$ 'deki $\text{rank}(\Pi) \leq r$ 'nin $Q(H_r | H_p)$ olabilirlik oran test istatistiği;

$$Q_r = -2 \ln Q(H_r | H_p) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.105)$$

şeklinde ifade edilir (Rahbek ve diğerleri, 1999; Johansen, 1995b).

3.7. Yapay Sinir Ağlar

Yapay sinir ağları (YSA), insan beyninin özelliklerinden olan öğrenme yolu ile yeni bilgi türetebilme, yeni bilgi oluşturabilme ve keşfedebilme gibi yetenekleri herhangi bir yardım almadan doğrudan gerçekleştirmek amacı ile geliştirilen algoritmalarıdır (Öztemel, 2003). YSA, girdi ve çıktı değişkenleri arasındaki herhangi bir ön bilgiye ihtiyaç duymadan, herhangi bir varsayımda bulunmadan, doğrusal olmayan modellemeyi sağlayabilmektedir (Hamzaçebi ve Kutay, 2004).

YSA'ları mimari, öğrenme yöntemi, bağlantı yapısı gibi nedenlerle çok çeşitlidir. Genelde YSA'lar üç kritere göre sınıflandırılır. Bunlar ilki öğrenme yöntemidir. Yönlendirmeli öğrenme ve yönlendirmesiz öğrenme olmak üzere iki farklı öğrenme yöntemi vardır. İkinci ayırım ağın kullandığı veriye göredir. Kullanılan veri nitel (kalitatif) ve nicel (kantitatif) şeklindedir. Nitel verilerle çalışan ağlar, öğrenme yöntemi ne olursa olsun, sınıflandırma ağları olarak bilinirler. Nicel verilerin kullanıldığı yönlendirmeli eğitime ise regresyon olarak adlandırılmaktadır. Son sınıflandırma ise ağın yapısına göre yapılmaktadır. Bu ölçüt içinde ileri beslemeli ve geri beslemeli YSA'ları yer almaktadır (Yurtoğlu, 2005).

YSA'ları kalite kontrol, üretim planlaması ve çizelgeleme, finansal öngörü, ekonomik öngörü, kredi derecelendirme, kanserin saptanması ve kalp krizlerinin tedavisi, konuşma ve yapı tanımlama, işlem modelleme ve yönetimi, laboratuvar araştırmaları, iflas tahmini, petrol ve gaz arama gibi birçok alanda kullanılmaktadır (Öztemel, 2003).

Balkin (1997), zaman serisi öngörülerinde ileri ve geri beslemeli YSA ile ARIMA modellerini kullanmıştır. Eğrioğlu ve Aladağ (2005) yaptıkları çalışmada ise YSA ile ARIMA modellerinin birlikte kullanarak hava kirliliği verisi için öngöründe bulunmuşlardır. Hamzaçebi ve Kutay (2004) yaptıkları çalışmada YSA ve ARIMA modellerini kullanarak Türkiye Elektrik Enerjisi Tüketiminin 2010 yılına kadar öngörüsünü yapmışlardır.

Kişi (2005) tarafından ABD'de iki nehir (Blackwater River ve Gila River) ve Türkiye'de ise Filyos nehri için günlük nehir akışı öngörüsünde bulunmak üzere YSA ve AR modelleri kullanılmıştır. Sel öngörüsü için de Lekkas ve diğerleri (2004) YSA'larının kullanmıştır. Güngör ve Çuhadar (2005) ise ileri beslemeli YSA kullanarak Antalya'ya gelen Alman turist sayısını öngörmeye çalışmışlardır. YSA'nın regresyona göre iyi sonuç verdiği belirlenmiştir.

Tezde YSA kullanılmayacağı için bu konu kısa anlatılmıştır. İzleyen bölümde Oto regresif dağıtılmış gecikme modeli ve eşbütünleşmeye sınır testi yaklaşımı hakkında bilgi verilecektir.

4. EŞBÜTÜNLEŞMEYE SINIR TESTİ YAKLAŞIMI VE OTOREGRESİF DAĞITILMIŞ GECİKME MODELİ

Bu bölümde eşbütünlüşmeye alternatif bir yaklaşım Otoresif Dağıtılmış Gecikmeli Model (Autoregressive Distributed Lag Model) (Peseran et al., 2001; Peseran ve Shin, 1999)) hakkında bilgi verilecektir.

4.1. Otoresif Dağıtılmış Gecikme Modeli (ODGM)

Zaman serisi içeren bir regresyon modelinde açıklayıcı değişkenlerinin bugünkü değerleri yanında gecikmeli değerleri yer alıyorsa, bu tür modeller **dağıtılmış gecikme modelleri (distributed lag models)** olarak adlandırılmaktadır (Kutlar, 2005). Dağıtılmış gecikme modelleri aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$y_t = \alpha + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

(4.1) 'eşitliğinde de yer alan model **sonlu bir dağıtılmış gecikme modelidir**. Gecikme operatörü kullanıldığında bu model;

$$y_t = b(L)x_t + \varepsilon_t$$

biçiminde yazılmaktadır.

Uzun dönemli ilişkilerin ekonometrik analizi bir çok kuramsal ve ampirik araştırmanın odaklandığı bir konudur. İlgilenilen uzun dönemli ilişkide yer alan değişkenlerin trend durağan olduğu durumda genel uygulama, serileri trendden arındırmak ve trendden arındırılmış bu serileri durağan dağıtılmış gecikme ya da Otoresif Dağıtılmış Gecikme (ODG) modelleri olarak modellemektir. Bağımlı değişkenin bir ya da daha fazla sayıda gecikmeli değeri modelde bağımsız değişken olarak yer alırsa, bu tür modeller **Otoresif modeller olarak ifade edilir** ve model aşağıdaki gibi yazılır (Charemza and Deadman, 1992):

$$y_t = a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_p y_{t-p} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \beta_n x_{t-n} + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

(4.2.) eşitliği polinom gecikme operatörü kullanarak;

$$a(L)y_t = b(L)x_t + \varepsilon_t \quad (4.2.a)$$

ile ifade edilmektedir. Modelde yer alan

$$a(L)y_t = \sum_{i=0}^m a_i L^i, \quad a_0 = 1 \text{ (i=0 için)}, \quad a_i = -a_i, \quad i=1,2,\dots,m \text{ dir.}$$

y_t değişkeninin durağanlık koşullarını sağlaması için, $a(L)$ gecikme polinomunun köklerinin birim çember dışında olması gerekmektedir.

Gecikme derecesi m olan değişkenler içeren ODG modeli ODG(m) ile gösterilir. Her bir değişkenin gecikme derecesi farklı ise ODG modeli ODG(m_1, m_2, \dots, m_k) biçiminde ifade edilir. Örneğin, 3 değişkenli bir ODG modelinde ilk iki değişkenin gecikme derecesi 5, son değişkenin gecikme derecesi 2 ise, ODG modeli ODG(5,5,2) ile gösterilir (Charemza and Deadman, 1992).

İncelenen değişkenler birinci dereceden bütünleşik (I(1)) olduğu durumda, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkileri analiz etmek için ODG modeli kullanılmaktadır (Pesaran and Pesaran, 1997).

ODG modelini incelemek için aşağıdaki gibi ifade edilen basit bir model dikkate alındığında:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \delta z_t + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

biçimindedir.

Modelde yer alan, x , y ve z farklı serilerdir. ε_t hata terimleri vektörü, α , β , δ tahmin edilecek parametrelerdir.

ODGM bağlamında Pesaran and Shin (1999), genel Vektör Otoregresif Model ile elde edilen sonuçlara oldukça benzer sonuçlar elde etmiştir.

Genel ODG (p,q) modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Pesaran and Shin,1999):

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_i^* \Delta x_{t-i} + u_t \quad (4.4)$$

$$\Delta x_t = P_1 \Delta x_{t-1} + P_2 \Delta x_{t-2} + \dots + P_s \Delta x_{t-s} + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

x_t : k boyutlu I(1) değişkenler vektörü ve aralarında eşbütünleşme ilişkisi yok.

u_t ve ε_t : 0 ortalamalı ve sabit varyanslı birbiriyle ilişkisiz hata terimleri

P_i : (kxk) boyutlu katsayılar matrisi olup,

böylece Δx_t deki VAR süreci kararlıdır (stable).

Eşbütünleşme testlerinde serilerin aynı dereceden durağan olması zorunluluğu her zaman sağlanmayana bir koşuldur. Bu zorluğu aşmak için Pesaran and Pesaran (1997), Pesaran and Smith (1998), Pesaran and Shin (1999) ve Pesaran et al (2001) tarafından Otoregresif Dağıtılmış Gecikme (ODG) modellemede sınır testi (bound testing) yaklaşımı tanıtılmıştır.

Pesaran ve Shin (1999), kısa dönem parametrelerinin en küçük kareler tahminlerinin \sqrt{T} oranında (T: Gözlem sayısı) tutarlı olduğunu ve uzun dönem katsayıların ODGM'ye dayalı tahmin edicilerinin küçük örneklem hacimlerinde süper-tutarlı olduğunu göstermiştir.

ODGM,'nin diğer eşbütünleşme testlerine (Engle ve Granger, 1987 ile Johansen, 1988; Johansen and Juselius 1992 tarafından geliştirilen) göre avantajları şunlardır:

Birinci avantajı, Engle ve Granger (1987) yöntemiyle ilgili olarak uzun dönem için tahmin edilen katsayıların sınamasının yetersizliği ve değişkenlerin içsel olup olmama problemi giderilir.

İkinci avantajı, az sayıda gözlem içeren durumlarda yeterli sayıda gecikme sayısı belirlemektedir. Modelin kısa dönem ve uzun dönem katsayıları aynı anda tahmin edilmektedir.

Üçüncü avantajı, modelde yer alan tüm değişkenlerin içsel olduğu varsayılır.

Dördüncü avantajı ,ullanılan değişkenlerin $I(0)$ (düzeyde durağan) ve ya $I(1)$ (birinci farklarda durağan) olmalarına bakılmamaktadır (Halıcıoğlu, 2004; Şimşek ve Kadılar, 2004; Halıcıoğlu, 2005; Karaca, 2005).

Beşinci avantajı ise, ODG modelinde, VAR modelinin aksine çok sayıda değişken yer alabilmektedir (Sezgin ve Yıldırım, 2002).

Hata Düzeltme Modeli (HDM), ODGM'nin özel bir halidir ve basit bir dönüşüm ile elde edilebilmektedir (Banerjee et al, 1993). Önceki bölümde ifade edildiği üzere HDM uzun dönemde bir bilgi kaybı olmadan uzun dönemli denge ile kısa dönem dinamikleri birleştirmektedir.

ODG modelinde her bir değişken için en uygun gecikme değerini belirlemek için $(p+1)^k$ tane regresyon denklemi tahmin edilir. p , gecikme sayısı, k ise denklemde yer alan değişken sayısını ifade eder (Shrestha, 2005).

Pesaran ve Shin (1999), ODGM yönteminin küçük örneklem özelliklerini Monte- Carlo benzetim teknikleriyle incelemiştir. Yaptıkları çalışmada ODG modelinin gecikme derecesini birim kök testlerinde olduğu gibi Akaike Bilgi Kriteri (ABK) veya Schwarz Bilgi Kriteri (SBK) ile belirlemişlerdir. Bunu belirlemek için, önce uzun dönem parametrelerinin tahmini ve elde edilen tahmin edicilerin geçerli standart hataları

Delta (Δ) yöntemi adı verilen EKK yöntemiyle ya da Bewely (1979) regresyon yaklaşımı kullanılabileceğini ifade etmişlerdir.

4.2. Sınır Testi Yaklaşımı

Eşbütünleşmeye sınır testi yaklaşımı Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından geliştirilmiştir. Banerjee ve diğerleri (1998), Banerjee ve diğerleri (1986) ve Kremers ve diğerleri (1992) tarafından yapılan çalışmalara dayanılarak sınır yöntemini eşbütünleşmeyle ilgili olarak önermiştir (Pesaran et al, 2001). Önerilen test, kısıtlanmamış bir hata düzeltme modelinde yer alan gecikmeli bağımlı değişkenin katsayısıyla ilgili t testine dayanmaktadır.

Sınır testi yaklaşımında (4.3) 'de yer alan denklem için ODG modelinin HDM türünden ifade edilişi aşağıdaki gibidir:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i \Delta z_{t-i} + \lambda_1 y_{t-1} + \lambda_2 x_{t-1} + \lambda_3 z_{t-1} + e_t \quad (4.6)$$

(3.6) eşitliğinin ilk kısmı (β, δ ve γ katsayılarının yer aldığı), modelin kısa dönemli dinamiklerini; ikinci kısmı ise (λ 'ların yer aldığı) uzun dönemli ilişkileri temsil etmektedir. Burada sınanan önsav $H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = 0$ (uzun dönemli ilişki yani eşbütünleşme yoktur) şeklinde yazılmaktadır.

Bu hipotezi sınamak için ortak anlamlılığı ifade eden Wald veya F testine dayanan test istatistiğinden yararlanılmaktadır.

Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımında, I(0) ve I(1) değişkenleri modelde yer almaktadır. Ancak bağımlı değişken I(1) olması, bağımsız değişkenlerin de I(2) ve daha yüksek derecede bütünleşik olmaması gerekmektedir. Bu yaklaşım, Engle ve Granger (1987) ve Johansen (1988) testlerine göre farklıdır. Bir modelde durağan değişkenler olduğu zaman, bu değişkenler modelde

yer alan diğere deęişkenlerle sahte ilişkiler ortaya çıkarmaktadır (Haris, 1995). Sınır testi yaklaşımında incelenen deęişkenlerin $I(1)$ olup olmadığına bakmak için birim kök testlerinin yapılmasına gerek yoktur.

Bu teste göre, incelenen bağımsız deęişkenlerin $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olup olmadığına bakılmadan, deęişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi yoktur şeklinde ifade edilen sıfır hipotezi altında, F istatistiğinin asimptotik dağılımı standart F dağılımına sahip olmayacaktır. Bu nedenle Pesaran ve diğere (2001) F istatistiği için kritik deęerler hesaplamışlardır.

Hesaplanan F istatistiğinin deęeri belirlenen alt ve üst sınırlar dışında ise, deęişkenlerin bütünleşme derecelerine bakmadan yorum yapılır. F istatistiği üst sınır deęerinden büyükse, deęişkenler arasında eşbütünleşmenin (deęişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin) olduğuna karar verilir. F istatistiğinin deęeri alt sınır deęerinden küçükse, (deęişkenlerin bütünleşme dereceleri $I(1)$ veya $I(0)$ olsun) deęişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğuna karar verilir. F istatistiğinin deęeri alt ve üst sınır deęerleri arasında bir deęerse kesin bir yorum yapılamamaktadır. Bu durumda deęişkenlerin bütünleşme dereceleri mutlaka bilinmelidir ve bütünleşme derecelerinin dikkate alındığı diğere yöntemler kullanılmalıdır (Pesaran et al, 2001; Şimşek, 2004; Şimşek ve Kadılar, 2004; Karaca, 2005). Sınır testi yaklaşımında dikkat edilmesi gereken önemli bir nokta hata terimleri arasında otokorelasyon (ardışık bağımlılık) olmaması gereğidir (Karaca, 2005).

5. TÜRKİYE İÇİN ELEKTRİK TÜKETİMİ SERİSİNİN EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ İLE İNCELENMESİ

Bu bölümde Türkiye için elektrik tüketimi ve bunu etkileyen değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin olup olmadığı eşbütünleşme analizi ile incelenecektir. Öncelikle Türkiye'nin enerji ve elektrik sektöründeki durumu gözden geçirilecektir. İkinci kesimde elektrik tüketimi ve incelenen diğer değişkenler arasındaki ilişki eşbütünleşme analizi ile incelenecek, üçüncü kesimde eşbütünleşmeye sınır testi yaklaşımı kullanılacak ve elde edilen bulgulara yer verilecektir. Dördüncü kesimde kişi başına elektrik tüketimi için ARIMA modelleri yardımıyla öngöründe bulunulacaktır.

5.1. Türkiye'nin Enerji Sektörünün Durumu ve Elektrik Enerjisinin İncelenmesi

Çağdaş dünyada toplumların gelişmişlik ve kalkınma seviyelerini gösteren önemli kriterlerden birisi elektrik enerjisi üretimi ve tüketimidir.

1878 yılında ilk kez gündelik hayatta kullanılmaya başlanan elektrik enerjisi üretimi için ilk santral 1882 yılında Londra'da kurulmuştur.

Türkiye'de elektrik enerjisi üretimi ilk olarak 1902'de başlamıştır. 1923 yılında ülkemizin elektrik enerjisi kurulu gücü 33 MW iken, 2000 yılında 27264 MW'a ulaşmıştır. Bu kurulu gücün %78'i TEAŞ topluluğuna %22'si de özel kesime ait bulunmaktadır. TEAŞ santrallerinin toplam elektrik enerjisi üretimi %66 kapasite kullanımıyla brüt 73.942 GWh olarak gerçekleştirilmiştir. Bu üretimin %46,1'i hidrolik, %27,8'i termik, %0,075'i jeotermal kaynaklı olmuştur (<http://www.dpt.gov.tr/sector/sector.htm>) 2004 yılında, Türkiye'nin toplam elektrik enerjisi kurulu gücü 36822 megavatt'a (MW), ortalama üretim kapasitesi ise 216,3 milyar kWh'e ulaşmıştır. Fiili elektrik üretiminde hidrolik santraller %31, linyit santralleri %15 ve doğal gaz santralleri yaklaşık %40'lık paya sahiptir.

Yapılan tahminlere göre, elektrik enerjisi talebi yüksek senaryoya göre 2010 yılında 242 milyar kWh'a ve 2020 yılında 499 milyar kWh'e, düşük senaryoya göre ise 2010 yılında 216 milyar kWh'e ve 2020 yılında 406 milyar kWh'e ulaşacaktır (<http://www.byegm.gov.tr/YAYINLARIMIZ/kitaplar/turkey2005/content/turkey/322-323.htm>).

Türkiye'nin elektrik enerjisi için görünümü Tablo 5.1a-ve b'de verilmiştir.

Tablo 5.1-a. Elektrik Enerjisi Kurulu Güç Kapasitesi Gelişimi (MW)

YIL	TERMİK	HİDROLİK	JEOTERMAL VE RÜZGAR	TOPLAM	BİR ÖNCEKİ YILA GÖRE ARTIŞ (%)
1985	5229,3	3874,8	17,5	9121,6	7,8
1990	9535,8	6764,3	17,5	16317,6	3,2
1995	11074,0	9862,8	17,5	20954,3	0,5
2000	16052,5	11175,2	36,4	27264,1	4,4
2001	16623,1	11672,9	36,4	28332,4	3,9
2002	19568,5	12240,9	36,4	31845,8	12,4
2003	22974,4	12578,7	33,9	35587,0	11,7
2004	24144,7	12645,4	33,9	36824,0	3,5

Tablo 5.1-a'dan Türkiye'nin kurulu gücü 1985'te 9121'6 MW iken, 2004 yılında bu değer yaklaşık 4 katına çıkarak 36824 olarak gerçekleşmiştir (www.teias.gov.tr).

Elektrik Enerjisi üretiminin yaklaşık %40'ı doğal gaz, %30'u kömür ve % 25'i su kaynaklarını kullanmaktadır(*TÜBİTAK VİZYON 23 ÖNGÖRÜ PANELLERİ,2002*).

Tablo 5.1-b. Elektrik Enerjisi Üretiminin Yıllar İtibariyle Gelişimi (GWh)

Enerji Kaynağı	2001		2002		2003		2004		2005	
	Miktar	%	Miktar	%	Miktar	%	Miktar	%	Miktar	%
Termik	98563	80,31	95525	73,90	104899	74,78	104464	75,00	122269	75,48
Hidrolik	24010	19,64	33686	26,06	35324	25,18	46084	24,90	39658	24,12
Rüzgar	62	0,05	47,70	0,04	61,40	0,04	151	0,010	56,6	0,04
Toplam	122725	100	129258	100	140129	100	150968	100	161983	100

Kaynak: TÜİK Elektrik Üretim ve Dağıtım İstatistikleri

1923 yılında 45 milyon kWh olan elektrik enerjisi üretimimiz, 2001 yılında 123 milyar kWh seviyesine; 2005 yılında 162 milyar kWh seviyesine yükselmiştir.

Türkiye'nin yıllara göre elektrik tüketimine bakıldığında ise aşağıdaki tablo elde edilmiştir.

Tablo 5.1-c. Yıllara Göre Türkiye'de Elektrik Tüketimi

Yıllar	Tüketim (milyar kWh)	Değişim (%)
1999	91202	3,99
2000	98296	7,78
2001	97070	-1,25
2002	102948	6,06
2003	111766	8,57
2004	121142	8,39

Türkiye'de 1999–2004 arasında elektrik tüketim artışı yıllık ortalama %5,59 olarak gerçekleşmiştir.

5.2. Türkiye'de Elektrik Tüketiminin Analizi

Bu kesimde Türkiye'deki elektrik tüketimi eşbütünleşme analizi ile incelenecektir.

5.2.1. Yöntem ve değişkenler

Elektrik tüketimini (elekC), Gayrisafi Yurtiçi Hasıla (gsyih) elektrik fiyatları(f), ve Elektrik Sektöründe yapılan yatırımlar (yatırım) etkilediği düşünülerek aşağıdaki model yazılabilir:

$$elekC_t = \alpha_0 + \alpha_1 gsyih + \alpha_2 f + \alpha_3 \text{yatırım} + \varepsilon_t \quad (5.1)$$

Eşbütünleşme analizinde değişkenler arasındaki ilişki doğrusal bir modelle araştırılmaktadır. Bu nedenle yukarıdaki model doğrusal olarak alınmıştır. Modelde yer alan değişkenler sırasıyla, elekC (Kişi başı elektrik tüketimi, kwsaat), gsyih (1987 fiyatlarıyla kişi başına düşen gayrisafi yurtiçi hasıla, \$), f, (Elektrik fiyatı, TL/kwsaat) ve yatırımdır :(TEDAŞ tarafından yapılan yatırım, Milyon TL). ε_t ise ortalaması sıfır, varyansı sabit olan hata terimidir.

Bütün değişkenlerin logaritması alındığı için değişkenler küçük harflerle gösterilmiştir. Seriler 1978–2003 yıllarını kapsayan yıllık değerlerden oluşmaktadır.

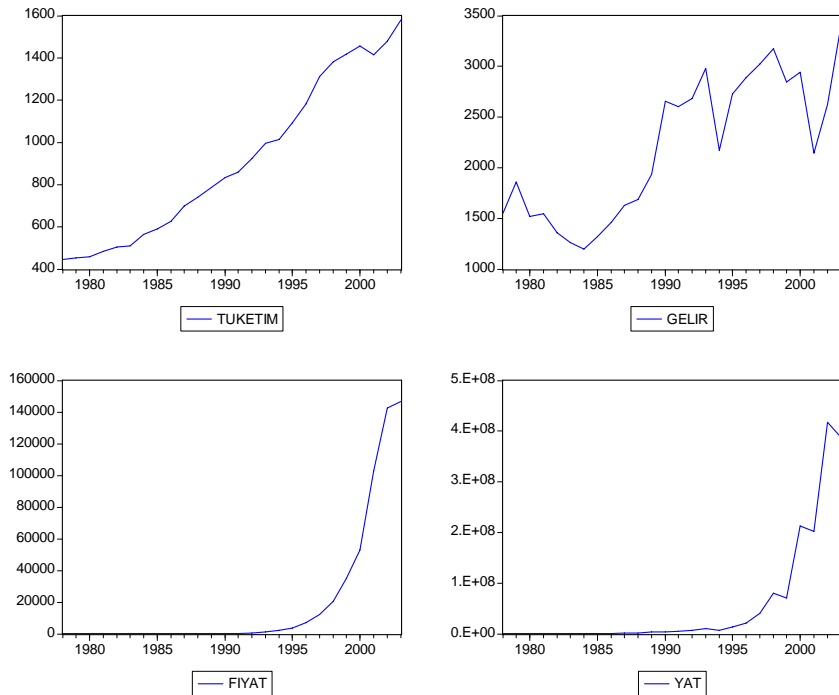
Kişi başı elektrik tüketim değerleri ve yatırım değerleri TEDAŞ (2004) istatistik yıllığından, genel tüketim değerinin nüfusa oranlanması ile elde edilmiştir. Yatırım verileri olarak sadece kamu yatırımına (TEDAŞ tarafından yapılan) ilişkin veriler alınmıştır. Bunun nedeni özel sektör tarafından yapılan yatırımlara ilişkin verilere ulaşılamamasıdır.

Gayrisafi Yurtiçi Hâsıla değerleri Devlet Planlama Teşkilatı tarafından yayınlanan Ekonomik ve Sosyal Göstergeler adlı yayından alınmıştır (<http://ekutup.dpt.gov.tr/ekonomi/gosterge/tr/>).

Fiyat değerleri International Energy Agency (IEA) ve OECD'nin çeşitli yayınlarından alınmıştır.

Elektrik tüketimini etkileyebileceği düşünülen değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin (eşbütünleşme ilişkisinin) olup olmadığı Otoregresif Dağıtılmış Gecikme (ODG) modeline Sınır testi yaklaşımı kullanılarak araştırılmıştır.

İncelenen serilerin grafikleri Şekil 5.1'de verilmiştir.



Şekil 5.1. İncelenen Serilerin Grafiği

Şekil 5.1'e göre, kişi başına elektrik tüketiminin, elektrik fiyatının ve elektrik yatırımlarının arttığı görülmektedir. Kişi başına GSYİH değerleri de 1993 yılına kadar artmış, 1994 yılında yaşanan ekonomik kriz nedeniyle düşmüş ve 1995–2000 arasında tekrar artmaya başlamıştır. 2001 yılında yaşanan kriz nedeniyle gelir düşmüş 2002 den sonra tekrar artmaya başlamıştır. Elektrik tüketimi değerleri de aynı yıllarda benzer eğilimler göstermektedir.

İncelenen seriler arasında standart Granger Nedensellik Analizi yapılmış ve sonuçlar Tablo 5.2'de verilmiştir.

Tablo 5.2. Granger Nedensellik Analizi Sonuçları

H ₀ Hipotezi	F İstatistiği	p değeri	Karar
gsyih değişkeni elekC değişkeninin Granger Nedeni Değildir	0,55657	0,5822	H ₀ kabul
elekC değişkeni gsyih değişkeninin Granger Nedeni Değildir	2,96092	0,0759*	H ₀ Red
f değişkeni elekC değişkeninin Granger Nedeni Değildir	0,19269	0,8263	H ₀ kabul
elekC değişkeni f değişkeninin Granger Nedeni Değildir	5,53427	0,0127**	H ₀ red
yatırım değişkeni elekC değişkeninin Granger Nedeni Değildir	1,84449	0,1853	H ₀ kabul
elekC değişkeni yatırım değişkeninin Granger Nedeni Değildir	3,07851	0,0694*	H ₀ red
f değişkeni gsyih değişkeninin Granger Nedeni Değildir	6,46182	0,0072***	H ₀ red
gsyih değişkeni f değişkeninin Granger Nedeni Değildir	16,9658	5,9E-05***	H ₀ red
yatırım değişkeni gsyih değişkeninin Granger Nedeni Değildir	4,52570	0,0246**	H ₀ red
gsyih Değişkeni yatırım değişkeninin Granger Nedeni Değildir	0,51144	0,6076	H ₀ kabul
yatırım Değişkeni f değişkeninin Granger Nedeni Değildir	0,57021	0,5747	H ₀ kabul
f değişkeni yatırım değişkeninin Granger Nedeni Değildir	2,61050	0,1996*	H ₀ red

*:%10; **:%5; ***:%1 anlamlılık düzeyini ifade eder. Gecikme sayısı 2 olarak alınmıştır.

Tablo 5.2'ye göre standart nedensellik analiz sonuçlarından;

- elekC'den gsyih'ya doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi,
- elekC'den f'e doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi,
- elekC'den yatırıma doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi,
- gsyih ile f arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi,
- yatırımdan gsyih'a doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu belirlenmiştir.

5.2.2. Birim Kök Testi sonuçları

ODG modeline Sınır testi yaklaşımında incelenen seriler arasında eşbütünleşme olup olmadığı belirlemek için Johansen (1988) ve Johansen and Juselius (1990) yöntemi kullanılır. Johansen testinde de serilerin durağanlıkları araştırılması gerekir. Serilerin durağan olup olmadıkları da Genişletilmiş Dickey Fuller (GDF) ve Phillips-Perron (PP) testleri kullanılarak belirlenmiştir. Elde edilen sonuçlar Tablo 5.3'te verilmiştir.

Tablo 5.3. Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF İstatistiği	Kritik Değer	PP İstatistiği	Kritik Değer
$elekC_t$	-1,805	-3,603 (0)	-0,219	-2,125 (2)
$gsyih$	-2,274	-3,603 (0)	-2,257	-3,603 (1)
f	-2,060	-3,622 (2)	-1,468	-3,603 (2)
yatırım	-3,921	-3,603 (0)	-3,021	-3,603 (2)
$\Delta elekC_t$	-3,997	-3,612 (0)	-3,976	-3,612 (1)
$\Delta gsyih$	-5,339	-3,612 (0)	-5,329	-3,612(1)
Δf	-2,869	-2,7992 (0)	-2,811	-2,992(1)
Δ yatırım	7,354	-3,612 (0)	-7,404	-3,612 (0)

Notlar: Kritik Değer: %5 düzeydeki MacKinnon (1996) tarafından hesaplanan tablo değeridir. ADF istatistiğinde parantez içindeki ifade gecikme uzunluğu ve PP istatistiğinde band genişliğidir. Gecikme uzunlukları Schwarz Bilgi Kriteri ile belirlenmiştir. Band genişliği ise Newey-West Bartlett kernel ile seçilmiştir. ADF ve PP testleri sabit ve trend içeren model için yapılmıştır.

Tablo 5.3'e bakıldığında, modelde yer alan tüm değişkenlerin düzeylerinde durağan olmadığı; birinci farkları alındığında durağan hale geldiği görülmektedir.

5.2.3. Eşbütünleşme Analizi Sonuçları

5.2.3.1. Johansen Eşbütünleşme Analizi Sonuçları

İncelenen seriler VAR modeli şeklinde tahmin etmek için ilk olarak VAR modelinin gecikme derecesi (p) Tablo 5.4'ten de görüleceği üzere Schwarz Bilgi Kriterine göre 1 olarak belirlenmiştir.

Tablo 5.4. VAR Modelinin Gecikme Derecesinin Belirlenmesi

Gecikme Derecesi (p)	Log Olabilirlik	Olabilirlik Oranı	Son Ongörü Hatası	Akaike Bilgi Kriteri	Schwarz Bilgi Kriteri	Hannan-Quinn Bilgi Kriteri
0	-30,29146	*****	0,000205	2,857621	3,053964	2,909711
1	94,53059	197,6349 ⁺	2,42E-08	-6,210882	-5,229171⁺	-5,950434
2	113,1599	23,28665	2,21E-08 ⁺	-6,429993 ⁺	-4,662912	-5,961186 ⁺

Tahmin edilecek VAR modeli için genel gösterim aşağıdaki gibidir:

$$\text{elekC}_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \text{elekC}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \text{gsyih}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{3i} f_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{4i} \text{yatırım}_t + \varepsilon_{1t} \quad (5.2.)$$

$$\text{gsyih}_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \text{elekC}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \text{gsyih}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{3i} f_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{4i} \text{yatırım}_t + \varepsilon_{2t} \quad (5.3.)$$

$$f_t = \alpha_{30} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \text{elekC}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \text{gsyih}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{3i} f_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{4i} \text{yatırım}_t + \varepsilon_{3t} \quad (5.4.)$$

$$\text{yatırım}_t = \alpha_{40} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \text{elekC}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \text{gsyih}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{3i} f_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{4i} \text{yatırım}_t + \varepsilon_{4t} \quad (5.5.)$$

Tahmin edilen VAR(1) modeli Tablo 5.5'te verilmiştir. Tablo 5.5'te verilen sonuçlar aşağıdaki gibi denklem şeklinde de ifade edilebilir.

$$\text{elekC}_t = -0,05173061186 + 1,075672591 * \text{elekC}_{t-1} - 0,05091807165 * \text{gsyih}_{t-1} - 0,006430819006 * f_{t-1} + 0,001342773087 * \text{yatırım}_{t-1}$$

$$\text{gsyih}_t = -3,229153299 + 1,425419609 * \text{elekC}_{t-1} + 0,3681824979 * \text{gsyih}_{t-1} - 0,05742444112 * f_{t-1} - 0,07681424575 * \text{yatırım}_{t-1}$$

$$f_t = -6,842951129 + 0,2661666975 * \text{elekC}_{t-1} + 0,8113799249 * \text{gsyih}_{t-1} + 0,925444847 * f_{t-1} - 0,01569216692 * \text{yatırım}_{t-1}$$

$$\text{yatırım}_t = -7,371835139 + 3,43583637 * \text{elekC}_{t-1} - 0,9808486561 * \text{gsyih}_{t-1} + 0,07718187176 * f_{t-1} + 0,4512820287 * \text{yatırım}_{t-1}$$

VAR (1) modelinden elde edilen hata terimlerinin otokorelasyonlu olup olmadığına ilişkin olarak yapılan Portmenteau testinde¹⁴ otokorelasyon olmadığı belirlenmiştir. LM testi sonucuna göre de hata terimleri arasında otokorelasyon olmadığına karar verilmiştir. Ayrıca hata terimlerinin normal dağılımlı olduğu; değişen varyanslı olmadığı da belirlenmiştir.

Tablo 5.5. Tahmin Edilen VAR(1) Modeli Sonuçları

Örneklem (ayarlanmış) :1979 2003				
	elekC	gsyih	f	yatırım
elekC_{t-1}	1,075673	1,425420	0,266167	3,435836
standart hata	(0,15806)	(0,69512)	(0,66330)	(1,21211)
t istatistiği	[6,0533]	[2,05061]	[0,40128]	[2,83459]
gsyih_{t-1}	-0,050918	0,368182	0,811380	-0,980849
standart hata	(0,04975)	(0,21880)	(0,20879)	(0,38154)
t istatistiği	[-1,02341]	[1,68272]	[3,88618]	[-2,57080]
f_{t-1}	-0,006431	-0,057424	0,925445	0,077182
standart hata	(0,01249)	(0,05495)	(0,05243)	(0,09581)
t istatistiği	[-0,51471]	[-1,04512]	[17,6511]	[0,80557]
yatırım_{t-1}	0,001343	-0,076814	-0,015692	0,451282
standart hata	(0,01629)	(0,07165)	(0,06837)	(0,12494)
t istatistiği	[0,08242]	[-1,07207]	[-0,22952]	[3,61200]
sabit	-0,051731	-3,229153	-6,842951	-7,371835
Standart hata	(0,65103)	(2,86307)	(2,73200)	(4,99246)
t istatistiği	[-0,07946]	[-1,12786]	[-2,50474]	[-1,47659]
R ²	0,994698	0,838608	0,998741	0,992588
Düzeltilmiş R ²	0,993638	0,806330	0,998489	0,991106
Artık Kareler Toplamı	0,022507	0,435277	0,396337	1,323522
Tahmin Edilen Denklemin Standart Hatası	0,033546	0,147526	0,140772	0,257247
F istatistiği	938,1275	25,98047	3966,977	669,6157
Log olabilirlik	52,18683	15,15966	16,33112	1,258780
Akaïke Bilgi Kriteri	-3,774946	-0,812773	-0,906490	0,299298
Schwarz Bilgi Kriteri	-3,531171	-0,568997	-0,662714	0,543073
Bağımlı değişkenin ortalaması	6,757573	7,656085	6,203874	15,40647
Bağımlı değişkenin standart sapması	0,420581	0,335225	3,621971	2,727741
D-W İstatistiği	1,6695	1,8011	1,8901	1,6042
Hata Terimlerinin Varyans-Kovaryans Matrisinin Determinantı		1,43E-08		
Log Olabilirlik (serbestlik derecesi ayarlanmış)		83,86964		
Akaïke Bilgi Kriteri		-5,109571		
Schwarz Bilgi Kriteri		-4,34471		

() Standart Hataları gösterir. [] t istatistiği değerlerini gösterir

14 Portmenteau testleri otokorelasyon katsayısının sıfırdan anlamlı bir şekilde farklı olu olmadığının test edilmesinde kullanılmaktadır. Box-Pierce ve Ljung-Box tarafından önerilen iki tane test vardır.

Bundan sonra eşbütünleşme olup olmadığı belirlenmek üzere Johansen eşbütünleşme tekniği uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 5.6’da verilmiştir.

Tablo 5.6. Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Eşbütünleşme Vektör Sayısı	H ₁	Özdeğer	İz İstatistiği	% 5 Kritik Değer	% 1 Kritik Değer
r=0	r=1	0,705650	62,55958***	47,21	54,46
r≤1	r=2	0,530814	33,20794**	29,68	35,65
r≤2	r=3	0,445747	15,04578	15,41	20,04
r≤3	r=4	0,036106	0,882568	3,76	6,65

Eşbütünleşme Vektör Sayısı	H ₁	Özdeğer	En Büyük Özdeğer İstatistiği	% 5 Kritik Değer	% 1 Kritik Değer
r=0	r≥1	0,705650	29,35163**	27,07	32,24
r≤1	r≥2	0,530814	18,16216	20,97	25,52
r≤2	r≥3	0,445747	14,16322	14,07	18,63
r≤3	r=4	0,036106	0,882568	3,76	6,65

***:%1; **:%5 ve *:%10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlılığı ifade eder.

İz istatistiği sonuçlarına göre değişkenler arasında eşbütünleşme yoktur (r=0) şeklindeki sıfır hipotezi %1 ve 5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Aynı şekilde “değişkenler arasında eşbütünleşme vektörü sayısı en fazla 1’e eşittir” şeklindeki sıfır hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Ancak “eşbütünleşme vektörü sayısı en fazla 2 tanedir” şeklindeki sıfır hipotezi kabul edilmiştir. Buradan İz istatistiğine göre 2 tane eşbütünleşme vektörü olduğu söylenilebilir. Ancak %1 anlamlılık düzeyinde 1 tane eşbütünleşme olduğu belirlenmiştir.

En Büyük Özdeğer İstatistiği kullanılarak, “değişkenler arasında eşbütünleşme yoktur (r=0)” şeklindeki sıfır hipotezi % 5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. “Değişkenler arasında eşbütünleşme vektörü sayısı en fazla 1’e eşittir” şeklindeki sıfır hipotezi %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde kabul edilmiştir. Buradan incelenen değişkenler arasında 1 tane eşbütünleşme ilişkisi olduğu belirlenmiştir. Değişkenler arasındaki iktisadi yorumlar dikkate alındığında 1. eşbütünleşme vektörü daha anlamlı sonuçlar verdiği görülmüştür.

Tablo 5.7. Eşbütünleşme Analizi Sonucunda Bulunan Katsayılar

Değişkenler	Eşbütünleşme Vektörü 1
elekC	1,000000
gsyih	1,787672*** (5,689)
f	-0,201020 (-0,285)
yatırım	1,637106** (2,02)
Sabit Terim	-117,1177

Not: Parantez içindeki değerler t istatistikleridir. Koyu olarak yazılan t istatistiği değeri, değişkenin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ifade eder. *:%10, ** %5, *** %1 anlamlılık düzeyini gösterir.

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki,

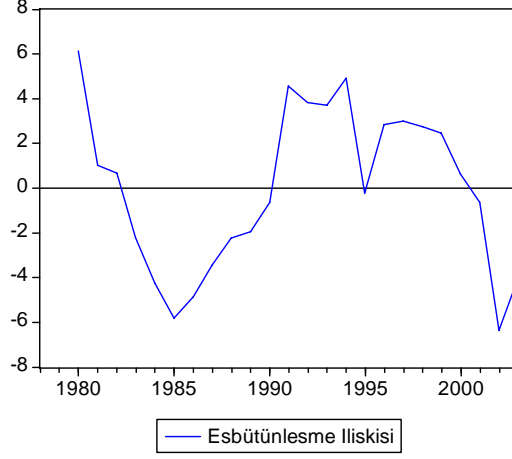
$$\text{elekC} = -117,117 + 1,7877 \cdot \text{gsyih} - 0,201 \cdot \text{f} + 1,637 \cdot \text{yatırım} + \text{ect}$$

(5,6889) (-0,285) (2,02)

şeklinde tahmin edilmiştir.

Buna göre uzun dönemde tüketim ile gelir ve yatırım arasında pozitif yönlü, fiyat ile ters yönlü ilişki olduğu belirlenmiştir. Uzun dönemde gelirin %1 artması elektrik tüketimini %1.79 artırırken, yatırımdaki %1’lik artış tüketimi %1,64 artırmaktadır. Fiyattaki %1 ‘lik artış tüketimde %0,20’lik azalışa neden olmaktadır. Buna göre uzun dönemde gelir esnekliği %1,79, yatırım esnekliği %1,64’tür.

Değişkenler arasında belirlenen eşbütünleşme analizi sonucunda elde edilen grafik Şekil 5.2’de yer almaktadır.



Şekil 5.2. Belirlenen Eşbütünleşme İlişkisinde Elde Edilen Artık Terimlerin Grafiği

Tablo 5.8. VAR Modellerine Dayanarak Yapılan Nedensellik Analizi Sonuçları

→	elekC	gsyih	f	yatirim
elekC	*****	4,205021 (0,0403)**	0,161024 (0,6882)	8,034924 (0,0046)***
gsyih	1,047362 (0,3061) ^a	*****	15,10242 (0,0001)	6,608992 (0,0101)**
f	0,264930 (0,6068)	1,092284 (0,2960)	*****	0,648943 (0,4205)
yatirim	0,006792 (0,9343)	1,149343 (0,0562)*	0,052678 (0,8185)	*****

Not: a: parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.

Koyu harfle yazılı olan yerler ilişkinin anlamlı olduğunu, ** %5 anlamlılık düzeyinde, * ise % 10 anlamlılık düzeyinde ilişkinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ifade eder.

Buna göre Tablo 5.8'den;

- Elektrik tüketimi ile GSYİH ve yatırım arasında tek yönlü nedensellik ilişkisi vardır. Nedenselliğin yönü elektrik tüketiminden GSYİH'ya ve yatırıma doğru olduğu ve
- GSYİH ile yatırım arasında iki yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu görülmektedir.

5.2.3.2. Vektör Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi belirlendikten sonra, değişkenler arasında kısa ve uzun dönemli ilişkileri belirleme imkanı veren Vektör Hata Düzeltme Modeli tahmin edilmiş ve elde edilen sonuçlar Tablo 5.9 a-d’de yer almaktadır.

Tablo 5.9. Vektör Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Tablo 5.9-a. Bağımlı Değişken $\Delta \text{elek}C_t$

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği
Sabit Terim	0,024459	0,02962	0,82563
$\Delta \text{elek}C_{t-1}$	0,212517	0,23541	0,90274
$\Delta \text{gsyih}_{t-1}$	0,095915	0,03344	2,86872
Δf_{t-1}	0,068793	0,05089	1,35173
$\Delta \text{yatırım}_{t-1}$	-0,043224	0,02257	-1,91548
ECT _{t-1}	-0,004476	0,00182	-2,45934
R ² : 0,578338 Düzeltilmiş R ² : 0,377877 Artık Kareler Toplamı: 0,016610 Tahminin Standart Hatası: 0,30377 F:1,388488 Log Olabilirlik:53,2559 AIC: -3,37924 Schwarz SBC: -3.643410 Bağımlı Değişkenin Ortalaması: 0,52172 Bağımlı Değişkenin Standart Sapması :0,031634			

Hata düzeltme modeli $\Delta \text{elek}C_t$ için :

$$\Delta \text{elek}C_t = 0,024 + 0,213 * \Delta \text{elek}C_{t-1} + 0,096 * \Delta \text{gsyih}_{t-1} + 0,069 * \Delta f_{t-1} - 0,043 \Delta \text{yatırım}_{t-1} - 0,005 * \text{ECT}_{t-1}$$

(0,826) (0,903) (2,869) (1,352) (-1,915) (-2,459)

olarak tahmin edilmiştir. Buna göre kısa dönemde gelir esnekliği 0,096 olarak belirlenmiştir. Gelirdeki %1’lik artış, elektrik tüketimini %0,096 artıracaktır.

Bağımlı Değişken $\Delta \text{elek}C_t$ olduğunda tahmin edilen Hata Düzeltme Modelinde ECT_{t-1} terimi olan hata düzeltme teriminin gecikmeli değeri beklendiği gibi negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Elektrik Tüketiminde bir şok yaşanırca oluşacak dengesizliğin bir sonraki yılda binde 5’i (katsayının değeri 0,004476)

düzeltilenektir. Buradan elektrik tüketimi değişkeninin tekrar dengeye gelme hızı oldukça düşüktür. Dengeye gelmesi için gerekli zaman oldukça fazladır.

Kısa dönemde elektrik tüketimi ile gsyih değişkeni arasındaki ilişki istatistiksel olarak anlamlıdır. Ancak diğer değişkenler arasında nedensellik ilişkisi olmadığı söylenilebilir.

Tablo 5.9-b. Bağımlı Değişken $\Delta gsyih_t$

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği
Sabit Terim	-0,268807	0,10588	-2,53874
$\Delta \text{elekC}_{t-1}$	0,554194	0,84140	0,65866]
$\Delta gsyih_{t-1}$	0,814646	0,26249	3,10356
Δf_{t-1}	0,718357	0,18190	3,94926
$\Delta \text{yatırım}_{t-1}$	-0,233439	0,08065	-2,89436
ECT_{t-1}	-0,047931	0,00974	-4,92005
R^2 : 0,672960 Düzeltilmiş R^2 : 0,582116 Artık Kareler Toplamı: 0,362210 Tahminin Standart Hatası: 0,141855 F: 7,407843 Log Olabilirlik: 16,26851 AIC: -0,855709 Schwarz SBC: -0,561196 Bağımlı Değişkenin Ortalaması: 0,466812 Bağımlı Değişkenin Standart Sapması : 0,219440			

$\Delta gsyih_t$ için tahmin edilen hata düzeltme modeli

$$\Delta gsyih_t = -0,269 + 0,554 * \Delta \text{elekC}_{t-1} + 0,815 * \Delta gsyih_{t-1} + 0,718 * \Delta f_{t-1} - 0,233 * \Delta \text{yatırım}_{t-1} - 0,048 * ECT_{t-1}$$

(-2,539) (0,659) (1,306) (3,104) (-2,894) (-4,920)

şeklinde yazılmaktadır.

Bağımlı Değişken $\Delta gsyih$ olduğunda tahmin edilen Hata Düzeltme Modelinde ECT_{t-1} terimi olan hata düzeltme teriminin gecikmeli değeri beklendiği gibi negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlıdır. GSYİH’de bir şok yaşanırca oluşacak dengesizlik bir sonraki yılda yüzde 5’i (katsayının değeri 0,047931) kadarı düzeltilenektir ve dengeye gelme hızı oldukça düşüktür. Dengeye gelmesi için gerekli zaman oldukça fazladır. GSYİH ‘de bir şok sözkonusu olması durumunda GSYİH değişkeni uzun dönem dengesine 1/0,047 dönemde (yaklaşık 20 yıl) ulaşılmaktadır. Bu değer, GSYİH

değişkeninin denge noktasına gelebilmesi için oldukça uzun bir dönem gerektiğini göstermektedir.

Kısa dönemde gsyih, fiyat ve yatırım değişkenleri arasında nedensellik ilişkisi vardır. Nedenselliğin yönü fiyat ve yatırımdan gsyih'ye doğrudur.

Tablo 5.9-c. Bağımlı Değişken Δf_t

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği
Sabit Terim	0,586631	0,13834	4,24052
$\Delta \text{elekC}_{t-1}$	-1,141007	1,09933	-1,03791
$\Delta \text{gsyih}_{t-1}$	0,003753	0,34295	0,01094
Δf_{t-1}	-0,126041	0,23766	-0,53035
$\Delta \text{yatırım}_{t-1}$	-0,004123	0,10538)	-0,03913
ECT_{t-1}	0,053857	0,01273	4,23124
R^2 : 0,672960 Düzeltilmiş R^2 : 0,582116 Artık Kareler Toplamı: 0,362210 Tahminin Standart Hatası: 0,141855 F: 7,407843 Log Olabilirlik: 16,2685 AIC: -0,855709 Schwarz SBC: -0,561196 Bağımlı Değişkenin Ortalaması: 0,466812 Bağımlı Değişkenin Standart Sapması : 0,219440			

Δf_t için tahmin edilen hata düzeltme modeli

$$\Delta \text{gsyih}_t = -0,589 - 1,141 * \Delta \text{elekC}_{t-1} + 0,004 * \Delta \text{gsyih}_{t-1} - 0,126 * \Delta f_{t-1} - 0,04 * \Delta \text{yatırım}_{t-1} + 0,054 * \text{ECT}_{t-1}$$

(0,138) (-1,004) (0,011) (-0,530) (-0,04) (4,231)

olarak yazılmaktadır.

Bağımlı Değişken Δgsyih olduğunda tahmin edilen Hata Düzeltme Modelinde hata düzeltme teriminin gecikmeli değeri olan ECT_{t-1} terimi de beklendiği gibi negatif işaretli değildir ama istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 5.9-d. Bağımlı Değişken Δ yatırım_t

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği
Sabit Terim	0,648280	0,31817	2,03755
Δ elekC _{t-1}	-0,384154	2,52834	-0,15194
Δ gsyih _{t-1}	-0,686191	0,78875	-0,86997
Δ f _{t-1}	-0,213387	0,54658	-0,39040
Δ yatırım _{t-1}	-0,301039	0,24236	-1,24214
ECT _{t-1}	0,015813	0,02927	0,54018
R ² : 0,230185 Düzeltilmiş R ² : 0,016347 Artık Kareler Toplamı: 1,915919 Tahminin Standart Hatası: 0,326251 F: 1,076448 Log Olabilirlik: -3,720247 AIC: 0.810021 Schwarz SBC: 1,104534 Bağımlı Değişkenin Ortalaması: 0,383446 Bağımlı Değişkenin Standart Sapması : 0,328951			

Hata düzeltme modeli Δ yatırım_t için

$$\Delta \text{ yatırım}_t = 0,648 - 0,384 * \Delta \text{ elekC}_{t-1} - 0,686 * \Delta \text{ gsyih}_{t-1} - 0,213 * \Delta \text{ f}_{t-1} - 0,301 * \Delta \text{ yatırım}_{t-1} + 0,016 * \text{ECT}_{t-1}$$

(2,038) (-0,152) (-0,870) (-0,390) (-1,242) (0,540)

olarak tahmin edilmiştir.

Bağımlı Değişken Δ gsyih olduğunda tahmin edilen Hata Düzeltme Modelinde ECT_{t-1} terimi olan hata düzeltme terimi beklendiği gibi negatif işaretli değildir ve ayrıca istatistiksel olarak anlamlı değildir.

Tablo 5.10. Tahmin Edilen VAR sonuçları Kullanılarak Kişi Başına Elektrik Tüketimi için Öngörü Değerleri

Dönem	Öngörü Değer	Artış Oranı
2004	1658,05 ^a	*****
2005	1736,80	4,75
2006	1817,10	4,62
2007	1898,84	4,49
2008	1981,88	4,37
2009	2066,27	4,26
2010	2152,10	4,15
2011	2239,03	4,04
2012	2326,92	3,92
2013	2416,07	3,83

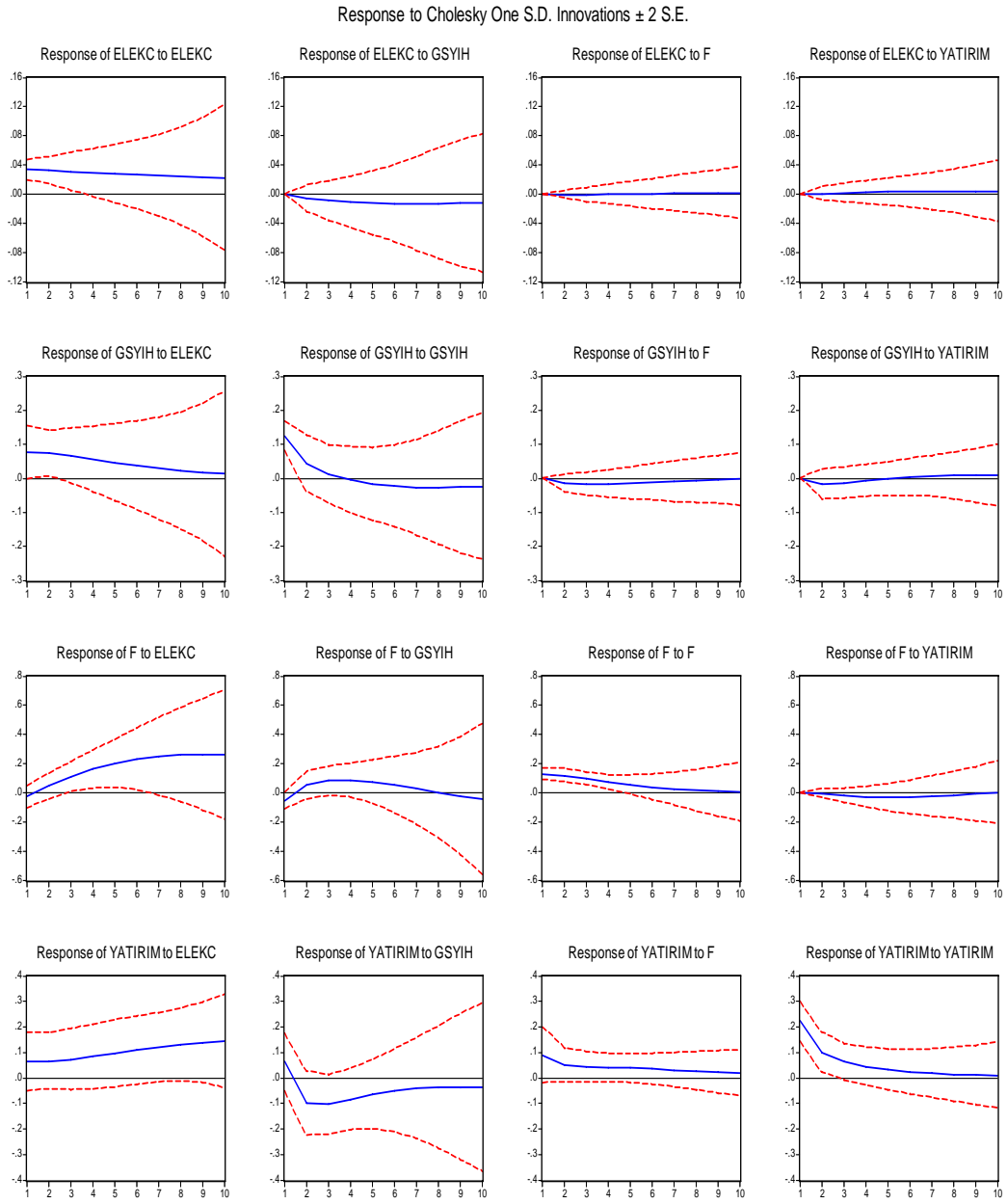
a: Öngörüler JMulti programında VAR modeli ile yapılmıştır. 2004 yılında gerçekleşen kişi başı tüketim 1703 kw-saat'tir. Aradaki fark 45 kw-saat'tir.

Yapılan öngörülere göre, 2013 yılında kişi başına elektrik tüketimi 2004'de gerçekleşen tüketime (1703 kwh) göre %42 artışla 2416 kwh olması beklenmektedir. Tüketimde beklenen yıllık artış oranı % 4.2 olarak öngörülmektedir.

5.2.3.3. Etki-Tepki Fonksiyonu sonuçları

İncelenen serilerin eşbütünleşik olduğu belirlendikten sonra VHD modeli sistemde bir şoka karşı elektrik tüketimi, gsyih, fiyat ve yatırım serilerinin dinamik tepkilerini göstermek için de kullanılabilir. Daha önceden de belirtildiği gibi, etki-tepki fonksiyonu ve varyans ayrıştırması, modelde uzun dönem kısıtı gibi davranan gecikmeli hata düzeltme terimli vektör hata düzeltme modelinden elde edilmektedir.

Etki tepki fonksiyonu bir değişkenin oluşacak bir standart sapmalık şoka karşı tepkisinin doğrultusu hakkında bilgi verir. Etki tepki fonksiyonu grafiğinde bir değişkenin tepkisi 0'dan geçmezse, o değişkenin tepkisi anlamlıdır. Sistemde oluşacak bir standart sapmalık şoka karşı değişkenlerin verdiği tepkiler Şekil 5.3'te etki-tepki fonksiyonu grafiklerinde görülmektedir.



Şekil 5.3. Etki-Tepki Fonksiyonu Grafiği

Şekil 5.3'ten çizilen tüm grafiklerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu (etki-tepki fonksiyonu güven aralıkları içinde yer alıyor) görülmektedir. Bulunan tepkiler Tablo 5.11.a-d' de verilmiştir.

Tablo 5.11-a. elekC Değişkeninin Tepkileri

Dönem	elekC	gsyih	f	yatırım
1	0,030377	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,032201	-0,005041	0,007279	-0,009819
3	0,031513	-0,004844	0,010906	-0,009080
4	0,029149	-0,007522	0,010829	-0,008657
5	0,028266	-0,008867	0,008029	-0,006379
6	0,028027	-0,010307	0,005184	-0,004856
7	0,028299	-0,011028	0,002864	-0,003698
8	0,028647	-0,011459	0,001476	-0,003141
9	0,028947	-0,011601	0,000771	-0,002904
10	0,029136	-0,011630	0,000528	-0,002868

Tablo 5.11-b. gsyih Değişkeninin Tepkileri

Dönem	elekC	gsyih	f	yatırım
1	0,051209	0,095737	0,000000	0,000000
2	0,029734	0,053209	0,089986	-0,042388
3	0,010561	0,053578	0,086062	-0,028626
4	-0,001527	0,035249	0,073943	-0,016419
5	-0,004658	0,025926	0,048658	-0,001252
6	-0,003341	0,018226	0,029519	0,008384
7	-0,000529	0,014614	0,016436	0,013996
8	0,002034	0,012981	0,009810	0,016307
9	0,003767	0,012654	0,007187	0,016862
10	0,004700	0,012813	0,006783	0,016629

Tablo 5.11-c. f Değişkeninin Tepkileri

Dönem	elekC	gsyih	f	yatırım
1	-0,027552	-0,023770	0,137108	0,000000
2	-0,016026	0,059402	0,112490	-0,025244
3	0,007808	0,099988	0,192499	-0,067948
4	0,010592	0,135101	0,260255	-0,111365
5	0,006432	0,157270	0,319968	-0,139197
6	-0,002183	0,168705	0,357773	-0,156178
7	-0,009417	0,173977	0,378064	-0,163168
8	-0,014520	0,175225	0,386366	-0,165279
9	-0,017268	0,175014	0,388118	-0,164831
10	-0,018451	0,174281	0,387186	-0,163784

Tablo 5.11-d. yatırım Değişkeninin Tepkileri

Dönem	elekC	gsyih	f	yatırım
1	0,094437	0,136689	0,063417	0,273525
2	0,037678	0,058519	0,012991	0,184103
3	0,074331	0,108681	-0,006260	0,232444
4	0,073166	0,096528	0,007813	0,203239
5	0,080227	0,113217	0,017508	0,203070
6	0,078510	0,114134	0,032685	0,192509
7	0,077526	0,118753	0,040718	0,189920
8	0,075653	0,119323	0,046274	0,187396
9	0,074529	0,120013	0,048280	0,187040
10	0,073798	0,119860	0,048934	0,186983

Şekil 5.3 ve Tablo 5.11.a-d'den ;

- Elektrik Tüketiminin GSYİH'daki bir şok nedeniyle oluşacak dengesizliğe tepkisi 5. döneme kadar azalıyor, daha sonra sabitleşiyor ama uzun dönemde sifıra ulaşmıyor. Bu da elektrik tüketiminde oluşan dengesizliğin giderilmesi için oldukça çok uzun zaman alacağını ifade ediyor.
- Elektrik tüketiminin fiyattaki bir şoka karşı tepki göstermediği belirlenmiştir.
- Elektrik tüketiminin yatırımdaki bir şoka karşı tepkisi artmış ama sifıra ulaşmamıştır.

- gsyih değişkeninin fiyat değişkenindeki bir şoka karşı tepkisi önce azalma, sonra artma eğilimindedir.
- gsyih değişkeninin tüketimde oluşan şoka karşı tepkisi azalmaktadır.
- Tüketimde oluşan bir şoka karşı yatırım değişkeninin tepkisi artma yönündedir.
- Tüketimde oluşan bir şoka karşı yatırım değişkeni ilk iki dönem azalma daha sonra 3–5 dönemlerinde artma, daha sonra 6. dönemden sonra tekrar azalma eğilimi göstermektedir.
- gsyih değişkenindeki bir şoka karşı yatırım değişkeninin tepkisi ikinci döneme kadar azalma daha sonra artma şeklindedir.

5.2.3.4. Varyans Ayırıştırması Sonuçları

Varyans Ayırıştırması, içsel değişkenlerden birisindeki değişimi, tüm içsel değişkenleri etkileyen ayrı ayrı şoklar olarak ayırır. Varyans ayırıştırması belirli bir dönem boyunca değişkenlerdeki değişimlerin diğer değişkenler üzerindeki etkisini yüzde olarak vermektedir.

Varyans Ayırıştırması, bir bağımlı değişkenin, sistemdeki diğer değişkenlerde ve kendisinde bir standart sapmalık şok nedeniyle bağımlı değişkendeki hata varyansının oranını gösterir. Varyans Ayırıştırma analizinin sonuçları bağımlı değişkendeki değişimleri açıklamada çeşitli değişkenlerin önemini göstermede kullanılmaktadır.

Varyans Ayırıştırması, sistemin dinamik yapısı hakkında bilgi verir. Varyans ayırıştırmasının amacı, her bir rassal şokun, gelecek dönemler için öngörünün hata varyansına olan etkisini ortaya çıkarmaktır.

Öngörünün hata varyansı, h uzunluktaki bir dönem için, her bir değişkenin hata varyansına katkısı olarak ifade edilebilir. Daha sonra bu şekilde elde edilen her bir varyans, toplam varyansa oranlanarak, yüzde olarak oransal ağırlığı bulunur.

Varyans Ayırıştırması sonuçları Tablo 5.12 a-d 'de yer almaktadır.

Tablo 5.12. Varyans Ayrıştırmasına Göre Değişkenlerin Birbirini Etkileme Dereceleri

Tablo 5.12.a. elekC Değişkeninin Varyans Ayrıştırması (%)

Öngörü Dönemi	Standart Hata	elekC	gsyih	f	yatırım
1	0,030377	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,046200	91,81050	1,190726	2,482312	4,516466
3	0,057900	88,07840	1,458167	5,128513	5,334920
4	0,066715	85,43093	2,369686	6,497386	5,702001
5	0,073713	84,68388	3,388048	6,508562	5,419510
6	0,079849	84,48984	4,553514	5,968233	4,988417
7	0,085558	84,53031	5,627609	5,310375	4,531709
8	0,091017	84,60010	6,557681	4,718723	4,123500
9	0,096259	84,68159	7,315426	4,225285	3,777696
10	0,101284	84,76243	7,926115	3,819135	3,492315

10 yıllık öngörü döneminde elektrik tüketiminde meydana gelen değişimi ilk dönem yine elektrik tüketiminin açıklama derecesi yüzde 100 iken, bu oran 10.yılda %84.76'dır. Elektrik Tüketiminin gelecek dönemler için öngörü hata varyansı içinde en büyük paya sahip değişken, yaklaşık olarak %8 olarak gelirdir. İkinci en yüksek paya sahip değişken fiyattır. (%3,82), Yatırım değişkeni ise en düşük paya sahiptir (%3,49).

Tablo 5.12.b. gsyih Değişkeninin Varyans Ayrıştırması (%)

Öngörü Dönemi	Standart Hata	elekC	gsyih	f	yatırım
1	0,108573	22,24627	77,75373	0,000000	0,000000
2	0,159366	13,80650	47,23608	31,88287	7,074551
3	0,191327	9,883778	40,61478	42,35440	7,147043
4	0,208777	8,305939	36,95957	48,11380	6,620688
5	0,215988	7,807088	35,97370	50,02987	6,189340
6	0,218943	7,621086	35,70234	50,50651	6,170058
7	0,220490	7,515087	35,64236	50,35587	6,486681
8	0,221699	7,441734	35,59738	50,00375	6,957129
9	0,222847	7,393841	35,55406	49,59395	7,458151
10	0,223986	7,362884	35,52071	49,18269	7,933720

10 yıllık öngörü döneminde gelirden meydana gelen değişimi ilk dönem yine elektrik tüketiminin açıklama derecesi % 78 iken bu 10.yılda %35,52'dir. Gelire ilişkin gelecek dönemler için öngörü hata varyansı içinde en büyük paya sahip değişken,

yaklaşık olarak %49 olarak fiyatdır. İkinci en yüksek paya sahip değişken yatırım değişkenidir (%8). Tüketim değişkeni ise en düşük paya sahiptir (%7,36).

Tablo 5.12.c. f Değişkeninin Varyans Ayrıştırması (%)

Öngörü Dönemi	Standart Hata	eleC	gsyih	F	yatırım
1	0,141855	3,772329	2,807819	93,41985	0,000000
2	0,192871	2,731014	11,00438	84,55146	1,713150
3	0,298212	1,210919	15,84516	77,03565	5,908274
4	0,432932	0,634407	17,25625	72,68903	9,420313
5	0,577893	0,368439	17,09103	71,45167	11,08885
6	0,717509	0,239930	16,61527	71,21366	11,93114
7	0,845419	0,185229	16,20280	71,29301	12,31896
8	0,960335	0,166413	15,88633	71,43811	12,50914
9	1,063474	0,162066	15,66261	71,57258	12,60274
10	1,156905	0,162383	15,50432	71,67971	12,65359

Öngörü döneminde fiyat değişkeninde meydana gelen değişimi ilk dönem yine elektrik tüketiminin açıklama derecesi yüzde 93 iken, bu oran 10.yılda %72'dir. Fiyatın gelecek dönemler için öngörü hata varyansı içinde en büyük paya sahip değişken gelir (yaklaşık olarak %16); ikinci en yüksek paya sahip değişken yatırım (%13) iken, tüketim değişkeni ise en düşük paya sahiptir (%0,2).

Tablo 5.12.d. yatırım Değişkeninin Varyans Ayrıştırması (%)

Öngörü Dönemi	Standart Hata	elekC	gsyih	f	yatırım
1	0,326251	8,378799	17,55336	3,778346	70,28949
2	0,381243	7,112650	15,21072	2,883066	74,79356
3	0,465567	7,318507	15,64907	1,951365	75,08106
4	0,522294	7,777525	15,85005	1,572878	74,79954
5	0,577572	8,289455	16,80378	1,378103	73,52866
6	0,625226	8,650765	17,67226	1,449324	72,22765
7	0,669887	8,875095	18,53703	1,631984	70,95589
8	0,711314	9,002586	19,25470	1,870634	69,87208
9	0,750494	9,073344	19,85398	2,094274	68,97840
10	0,787661	9,115076	20,34011	2,287244	68,25757

Öngörü döneminde elektrik tüketiminde meydana gelen değişimi ilk dönem yine elektrik tüketiminin açıklama derecesi yüzde 70 iken, bu oran 10.yılda %68'dir.

Yatırımın gelecek dönemler için öngörü hata varyansı içinde en büyük paya sahip değişken yaklaşık olarak %20 ile gelirdir. İkinci en yüksek paya sahip değişken tüketim (%9) olurken, fiyat değişkeni de en düşük paya sahiptir (%2).

5.3. Eşbütünleşmeye Sınır Testi Yaklaşımı Sonuçları

Bu kesimde Pesaran ve Pesaran (1997), Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından geliştirilen eşbütünleşmeye sınır testi yaklaşımı kullanılarak, değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi belirlenmeye çalışılmıştır.

Sınır testinin uygulanmasında ilk adım (5.1.) modelinin aşağıdaki gibi bir kısıtsız hata düzeltme modelini tahmin etmektedir.

$$\begin{aligned} \Delta \text{elek}C_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \text{elek}C_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_i \Delta \text{gsyih}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta f_{t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_i \Delta \text{yatırım}_{t-i} \\ & + \lambda_1 \text{elek}C_{t-1} + \lambda_2 \text{gsyih}_{t-1} + \lambda_3 f_{t-1} + \lambda_4 \text{yatırım}_{t-1} + \lambda_5 \text{trend} + e_t \end{aligned} \quad (5.6.)$$

Modelde yer alan $\Delta \text{elek}C_t$, Δgsyih , Δf , Δ yatırım sırasıyla, elektrik tüketimi, reel GSYİHM, elektrik fiyatı ve yatırım değişkenlerinin ilk farklarını; e_t hata terimini ifade etmektedir.

Testin uygulanmasında (4.1.) eşitliği EKK yöntemiyle önce trendli ve trendsiz olarak iki kez tahmin edilmiştir. Daha sonra “uzun dönemde değişkenler arasında ilişki yoktur” şeklinde ifade edilen sıfır hipotezi; eşitlikte yer alan $\text{elek}C_{t-1}$, gsyih_{t-1} , f_{t-1} ve yatırım_{t-1} gecikmeli değişkenlerinin katsayılarına ($\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ ve λ_4) katsayılarına sıfır kısıtı getirilerek test edilmektedir. Trendli ve trendsiz modeller için yazılan sıfır ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibidir:

Trendsiz model için hipotezler;

$$H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$$

$$H_1 : \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \lambda_3 \neq \lambda_4 \neq 0$$

şeklinde yazılmaktadır.

Trendli model için hipotezler ise

$$H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = 0$$

$$H_1 : \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \lambda_3 \neq \lambda_4 \neq \lambda_5 \neq 0$$

biçiminde ifade edilmektedir.

Yıllık verilerle çalışıldığından ve gözlem sayısı az olduğu için (5.6.) denkleminin gecikme derecesi $p=1$ olarak alınmıştır. Buna ilişkin Akaike Bilgi Kriteri (ABK), Schwarz Bilgi Kriteri (SBK) değeri ile hata terimlerinde otokorelasyon olup olmadığını belirlemek üzere de Lagrange Multiplier (LM) test istatistiği Tablo 5.13’de verilmiştir. LM testinde sıfır hipotezi hata terimlerinde otokorelasyon yoktur” şeklinde ifade edilmektedir. LM testine göre hata terimleri arasında otokorelasyon olmadığı belirlenmiştir.

Tablo 5.13. Sınır Testi İçin Gecikme Sayısının Belirlenmesi İçin İstatistikler

Trendsiz Model					Trendli Model			
k	ABK	SBK	LM		ABK	SBK	LM	
			LM(1)	p			LM(1)	p
1	-3,8783	-3,2893	2,437	0,107	-4,0814	-3,4433	8,3567	0,0038

Trendsiz modelde $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$ hipotezini test etmede kullanılacak F istatistiğinin değeri 6,089 olarak belirlenmiştir. Bu değer %5 anlamlılık düzeyindeki 3 bağımsız değişken için kritik sınırın alt değeri 3,219 ve üst değeri 4,378 olarak belirlenmiş ve (Pesaran and Pesaran, 1997, sf.478, case:II) ile karşılaştırılmıştır. Hesaplanan F istatistiğinin değeri %5 anlamlılık düzeyindeki üst kritik sınır değerinden büyük olduğunda sıfır hipotezi reddedilir. Buna göre trendsiz model için incelenen değişkenler arasında eşbütünleşme olduğuna karar verilmiştir.

Trendli modelde $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = 0$ hipotezini test etmede kullanılacak F istatistiğinin değeri 1,367 olarak belirlenmiştir. Bu değer %5 anlamlılık düzeyindeki kritik sınır değerleri (Pesaran and Pesaran, 1997, sf.478, case:III) ile karşılaştırılmıştır. Hesaplanan F istatistiğinin değeri %5 anlamlılık düzeyinde 3 bağımsız değişken için kritik sınır değerler (4,066; 5,119) dışında olduğundan, incelenen değişkenler arasında eşbütünleşme olmadığına karar verilmiştir. Ayrıca trendli modelde hata terimlerinde otokorelasyon olduğu belirlenmiştir.

(5.6.) modeli için ABK ve SBK ile seçilen ODG modelleri aşağıdaki tabloda gösterilmiştir.

Tablo 5.14. (5.6.) modeli için ABK ve SBK ile seçilen ODG Modelleri

Değişkenler	ABK'ya göre (1,1,0,0)			SBK'ya göre (1,0,0,0)		
	Katsayı	Standart Hata	t değeri	Katsayı	Standart Hata	t değeri
sabit	0,35566	0,63993	0,55578	0,51107	0,64832	0,79381
elek _{C_{t-1}}	0,88484	0,16399	5,3957***	0,76912	0,14391	5,34431***
gsyih _t	0,10843	0,044708	2,4254**	0,077689	0,03958	1,92626*
gsyih _{t-1}	-0,07815	0,056778	-1,3764			
f _t	-0,00123	0,012554	-0,098111*	-0,00505	0,01251	-0,40387
Yatırım _t	0,015633	0,020028	0,78055	0,51107	0,015224	2,2373**
Tanısal testler						
R ²	0,99620			0,9958		
Düzeltilmiş R ² :	0,99519			0,99498		
Standart Hata	0,02916			0,02980		
$\chi^2_{otokor}(1)$	1,576(0,125)			1,45 (0,135)		
$\chi^2_{RESET}(1)$	1,930 (0,305)			1,8939 (0,235)		
$\chi^2_{normallik}(2)$	1,0574 (0,684)			1,0774 (0,584)		
$\chi^2_{DV}(1)$	0,10969(0,740)			0,10969 (0,740)		

Not: $\chi^2_{otokor}(1)$: Hata terimlerinde otokorelasyon olup olmadığını belirlemek için kullanılan LM testidir. $\chi^2_{RESET}(1)$, fonksiyonel yapıyı doğru belirlenip belirlenmediğine ilişkin RAMSEY'in RESET testidir. $\chi^2_{normallik}$ hata terimlerinin normal dağılıp dağılmadığını belirlemede kullanılan Jargue-Bera testini belirtir. $\chi^2_{DV}(1)$ ise hata terimlerinin değişen varyanslı olup olmadığını araştırmada kullanılan testtir.

Uygulamada genelde Schwarz Bilgi Kriteri'ne göre seçilen model incelendiğinden, ODG (1,0,0,0) modeli seçilmiş ve işlemler buna göre yapılmıştır.

Tablo 5.15. ODG (1,0,0,0) modeli kullanılarak tahmin edilen uzun dönem Katsayıları (Bağımlı Değişken: elekC)

Değişken	Katsayı	Standart Hata	T istatistik değeri (olasılık değeri)
Sabit	2,2315	1,6100	1,3749 (0,184)
gsyih	0,33649	0,1781	1,9869* (0,063)
f	-0,02189	0,0640	-0,3421 (0,736)
yatırım	0,14753	-0,0763	1,9333* (0,067)

Modelin sonuçları oldukça anlamlıdır. Tahmin edilen katsayılar iktisadi olarak beklenen doğru işarete sahiptir. Değişkenlerin gsyih ve yatırım için tahmin edilen katsayılar istatistiksel olarak anlamlıdır. Sonuç olarak uzun dönemde gelir ve yatırımda meydana gelecek bir artış, elektrik tüketimini artıracaktır. Uzun dönemde gelir esnekliği 0,336 ve yatırımın esnekliği 0,147'dir. Buna göre uzun dönemde gelirden %10'luk artış tüketimde %3'lük artışa neden olacaktır. Aynı şekilde uzun dönemde yatırımda %10'luk artış elektrik tüketimini %1,5 artıracığı söylenebilir.

ODG modeline dayanılarak tahmin edilen Hata Düzeltme Modeli

ODG modeli için tahmin edilen kısıtsız Hata Düzeltme Modelinden elde edilen sonuçlar (modelin kısa dönem dinamikleri) Tablo 5.16'da verilmiştir. Elde edilen sonuçlar uzun dönemde elde edilen sonuçlara benzerdir.

Tablo 5.16. ODG (1,0,0,0) modeli kullanılarak tahmin edilen Kısıtsız Hata Düzeltme Model Sonuçları (Bağımlı Değişken: Δ elekC)

Değişken	Katsayı	Standart Hata	T istatistik değeri (olasılık değeri)
Δ Sabit	0,5111	0,6438	0,7938 (0,437)
Δ gsyih	0,0777	0,0396	1,9626 (0,064)*
Δ f	-0,0051	0,0125	-0,04039 (0,691)
Δ yatırım	0,0341	0,0152	2,2373 (0,037)**
ECT ₋₁	-0,2309	0,1439	-2,2859 (0,024)**

$$ECT = \text{elekC} - 0,33649 * \text{gsyih} + 0,021891 * f - 0,14753 * \text{yatırım} - 2,2135 * C$$

ECT_{t-1} değişkeni elde edilen uzun dönemli ilişkiden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Bu değişkenin katsayısı istatistiksel olarak anlamlıdır (-0.231) ve uzun dönemdeki dengesizliğin bir sonraki dönemde yaklaşık %23'ünün düzeltileceğini ifade eder ve dengeye ulaşması için yaklaşık 4 yıla ihtiyaç olduğunu belirtir. Buna göre bu dönemde yaşanacak bir dengesizlik dört yıl sonra giderilecektir.

Uzun dönemde gelir esnekliği (0,337) kısa döneme göre daha büyüktür. Bunun da anlamı gelir politikaları zaman boyunca daha güçlü etkilere sahiptir. Kısa dönem gelir esnekliği (0,078) istatistiksel olarak anlamlıdır.

5.4. Elektrik Tüketiminin ARIMA Modelleri Yardımıyla Öngörüsü

5.4.1. ARIMA Modelleri

Zaman serileri analizinde incelenen değişken için öngöründe bulunmada yaygın bir şekilde kullanılan yöntem Box-Jenkins (1976) tarafından geliştirilmiştir ve genel olarak ARIMA modelleri olarak adlandırılır (Akgül,2003). ARIMA modellerinde Y_t , Y 'nin kendi eski ya da gecikmeli değerleri ve olasılıklı hata terimleri ile açıklanabilmektedir (Kadılar, 2000; Gujarati,1999).

Zaman serisinin durağan olduğu durumlarda, yani sürecin ortalamasının, varyansının ve kovaryansının zamana bağlı olarak değişmediği durumlarda ARMA(p,q) veya ARMA(p,q)'nın özel hali olan AR(p) veya MA(q) modellerinden uygun olanı kullanılabilir. Ancak gerçekte zaman serilerinin ortalama ve varyansında zamana bağlı olarak bir değişim olmaktadır. Bu durum durağan olmayan durum olarak adlandırılır. Bu tip zaman serileri durağan hale dönüştürüldüğünde yukarıda bahsedilen ARMA(p,q) modelleri tahmin için kullanılabilir.

Zaman serisinin durağanlaştırılması ise fark alma işlemiyle sağlanır. Zaman serisinin doğrusal bir trendi var ise birinci fark serisi durağan olur. Eğer zaman serisinin eğrisel bir trendi var ise farkların tekrar farkı alınarak ikinci farklar serisi

durağan olur. Bu durumda model, ARIMA(p,d,q) olarak ifade edilir. Burada “d” serinin durağanlaştırma (fark alma) derecesini ifade etmektedir. ARIMA(p,d,q) modeli şu şekilde yazılmaktadır:

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + a_t - \Theta_1 a_{t-1} - \Theta_2 a_{t-2} - \dots - \Theta_q a_{t-q} \quad (4.7.)$$

Φ_p : p. Dereceden otoregresif model için parametre değeri,

Θ_q : q. Dereceden hareketli ortalama modeli için parametre değeri,

a_t : Hata terimi katsayısı,

Y_t ise d kez farkı alınmış seridir.

ARIMA Modellerinde izlenen aşamaları ARIMA model tipi ve grubunun belirlenmesi ¹⁵, modelin parametrelerinin tahmin edilmesi, modelin uygun model olup olmadığını belirlemek üzere istatistiksel sınamanın yapılması ¹⁶, model uygun olarak belirlenmişse öngörü amacıyla bu modelin kullanılmasıdır. Model uygun değilse birinci aşamaya geri dönülür (Chatfield, 2000; Sevüktekin ve Nargeleçekenler ,2005).

ARIMA (p,d,q) modellerinde modelin belirlenmesinde örneklem otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafiklerinden yararlanır.

¹⁵ Modelin belirlenmesi için Akaike ve Schwarz Bilgi Kriterlerinden yararlanır. Akaike Bilgi Kriteri

$ABK = T * \ln \hat{\sigma}_\epsilon^2 + 2M$ ile hesaplanır M modeldeki parametre sayısıdır. Mevsimsel olmayan modeller için $M=p+q$ mevsimsel modeller için $M=p+q+P+Q$ olmaktadır. Schwarz Bilgi Kriteri ise $SBK = T * \ln \hat{\sigma}_\epsilon^2 + M * \ln T$ şeklinde hesaplanır. Burada T, gözlem sayısını ifade etmektedir.

¹⁶ İstatistiksel sınamada yazılan önsavlar H_0 : Geçici Model Uygundur. ; H_1 : Geçici Model Uygun Değildir şeklinde ifade edilir. Sınamada Ljung-Box test istatistiği kullanılır ve şu şekilde

hesaplanmaktadır. $Q=T(T+2) \sum_{k=1}^K \frac{\rho_k^2}{T-k} \sim \chi_{(k-p-q)}^2$

5.4.2. Kişi başına elektrik tüketimi için ARIMA Modelinden elde edilen sonuçlar

Kişi başına elektrik tüketimi (logaritmik dönüşümü yapılmış) seri için Akaike Bilgi Kriteri kullanılarak ARIMA (1,1,1) modelinin öngörü amacıyla kullanılabilirliğine karar verilmiştir. Bu model için de istatistiksel sınama yapılarak modelin uygun olduğu belirlenmiştir.

Tablo 5.17. Tahmin Edilen ARIMA (1,1,1) Modeli İçin Parametre Tahminleri

Değişken	Katsayı	Standart Hata	T istatistiği	p olasılık değeri
AR(1)	0,973	0,069	14,153	0,000
MA(1)	0,720	0,210	3,437	0,,002
Modelin Standart Hatası: 37,432 Düzeltilmiş Artık kareler Toplamı: 33887,964				
Log-Olabilirlik: -125,629 Akaike Bilgi Kriteri: 255,259 Schwarz Bilgi Kriteri :257,697				

ARIMA (1,1,1) modeli kullanılarak kişi başına düşen elektrik tüketimi (kWh) için 2004–2013 yıllarına ilişkin yapılan öngörü değerleri ve Bakırtaş vd. (2000) tarafından 2010 yılına kadar yapılan öngörü değerleri Tablo 5.18’de verilmiştir.

Tablo 5.18. 2004–2013 Dönemi İçin Kişi Başına elektrik Tüketimi (kWh)

Yıl	ARIMA (1,1,1)	Bakırtaş vd.	Gerçek Değer	VAR modeli ile bulunan öngörü
2004	1648,77	1733,30	1703	1658
2005	1716,53	1810,12	*****	*****
2006	1784,30	1888,85	*****	*****
2007	1852,06	1969,45	*****	*****
2008	1919,83	2051,92	*****	*****
2009	1987,59	2136,24	*****	*****
2010	2055,36	2222,38	*****	*****
2011	2123,12	*****	*****	*****
2012	2190,89	*****	*****	*****
2013	2258,65	*****	*****	*****

6. SONUÇ ve ÖNERİLER

Bu tezin amacı ekonomik zaman serileri arasındaki uzun dönemli ilişkilerin araştırılmasında kullanılan Eşbütünleşme Analizini detaylı olarak incelemek ve Eşbütünleşmeye Sınır Testi yaklaşımı hakkında bilgi vermek ve bu yaklaşım ile Türkiye'ye ait özgün veriler kullanılarak bir uygulama yapmaya çalışmaktır.

Çalışmada zaman serileri, zaman serilerinde durağanlık kavramları açıklandıktan sonra, zaman serilerinin durağanlığını araştırmasında kullanılan birim kök testleri incelenmiştir. Uygulamada en çok kullanılan Dickey-Fuller ve Genişletilmiş Dickey-Fuller, (Dickey and Fuller, 1981) ve Phillips-Perron (1988) birim kök testleri hakkında ayrıntılı bilgi verilmiştir. Ayrıca diğer birim kök testlerine de yer verilmiştir.

Daha sonra tek denklemlilik durumunda kullanılan eşbütünleşme analizi ve çok denklemlilik durumunda kullanılan eşbütünleşme analizi incelenmiştir.

İki tane birim kök içeren (I(2)) serilerin analizi için geliştirilen test istatistikleri hakkında da bilgi verilmiştir. I(2) süreçlerinin analizi, Rahbek ve diğerleri (1999,) tarafından yapılan çalışmalarda incelenmiştir.

Daha sonra diğer araştırmacılara eşbütünleşme analizinin kullanıldığı çalışma alanları konusuna ışık tutmak amacıyla eşbütünleşme analizinden yaralanan bazı çalışmalar hakkında bilgi verilmiştir. Bu bölümde son yıllarda yaygın şekilde kullanılan yapay sinir ağları ve kullanıldığı bazı alanlar, genelde öngörülebilirlik, hakkında kısa bilgi verilmiştir. Ancak bu tezde yapay sinir ağları kullanılmamıştır.

Dördüncü Bölümde Otoregresif Dağıtılmış Gecikme Modeli ve Eşbütünleşmeye Sınır Testi yaklaşımı incelenmiştir.

Tezin uygulama kısmı olan beşinci bölümde ise Türkiye için 1978–2003 yıllarına ait kişi başına elektrik tüketimi (elekC), 1987 fiyatlarıyla kişi başına reel yurt

içi gelir (gsyih)(\$), elektrik fiyatı (f) ve elektrik yatırımları (yatırım) serileri, logaritmaları alındıktan sonra, incelenerek eşbütünleşme analizi uygulanmıştır. Yatırım değişkeni için özel sektör tarafından yatırım verilerine ulaşılamadığından, kamu yatırımı verileri kullanılmıştır.

İncelenen serilerin durağanlığını araştırmada GDF ve PP birim kök testleri uygulanmış ve incelenen tüm serilerin birinci farkları alındıktan sonra durağan oldukları (serilerin I(1) olduğu) belirlenmiştir.

Johansen Eşbütünleşme Analizini uygulamak için VAR (1) modeli tahmin edilmiştir. Bundan sonra eşbütünleşme olup olmadığı belirlenmek üzere Johansen eşbütünleşme tekniği uygulanmıştır. İz istatistiğine göre 2 tane; En Büyük Özdeğer İstatistiğine göre ise 1 tane eşbütünleşme vektörü olduğu belirlenmiştir. Değişkenler arasındaki iktisadi yorumlar dikkate alındığında 1. eşbütünleşme vektörü daha anlamlı sonuçlar verdiği görülmüştür. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunması, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin olması anlamına gelmektedir. Ayrıca değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi de belirlenebilir.

Uzun dönemde tüketim ile gelir ve yatırım arasında pozitif yönlü, fiyat ile ters yönlü ilişki olduğu belirlenmiştir. Uzun dönemde gelirin %1 artması elektrik tüketimini %1,79 artırırken, yatırımdaki %1'lik artış tüketimi %1,64 artırmaktadır. Fiyattaki %1'lik artış tüketimde %0,20'lik azalışa neden olmaktadır. Buna göre uzun dönemde gelir esnekliği %1,79, yatırım esnekliği %1,64 olarak belirlenmiştir. Buradan elektrik tüketiminin artırılması isteniyorsa, tüketicilerin gelir düzeyinin ve elektrik enerjisi üretiminde yapılacak yatırımların (kamu ve özel) artırılması gerekmekte olduğu düşünülmektedir. Elektrik tüketiminin artması istenmeyen bir durum ise yöneticilerin ve karar alma konusunda yetkililerin enerji koruma politikalarına ağırlık vermesi gerekmektedir.

Bağımlı Değişken Δ_{elekC_t} olduğunda tahmin edilen Hata Düzeltme Modelinden kısa dönemde gelir esnekliği 0,096 olarak belirlenmiştir. Buna göre gelirdeki %1'lik artışın, elektrik tüketimini %0,096 kadar artıracığı belirlenmiştir. Ayrıca hata düzeltme terimine göre elektrik tüketiminde bir şok yaşanırca oluşacak dengesizliğin bir sonraki yılda binde 5'i (katsayının değeri 0,004476) düzeltileceği; elektrik tüketimi değişkeninin tekrar dengeye gelme hızının oldukça düşük (elektrik tüketiminin dengeye gelmesi için gerekli zaman oldukça fazla) olduğu görülmüştür.

Tahmin edilen VAR (1) modeli yardımıyla 2004–2013 yıllarında gerçekleşecek olan kişi başına elektrik tüketimi için öngörülede bulunulmuştur. 2004 yılı için öngörülen değer 1658,05 kWh olarak belirlenmiştir. 2004 yılında gerçekleşen değer 1703 kWh olduğu ve böylece yapılan öngörünün iyi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. 2013 yılı için kişi başına elektrik tüketimi 2416,07 kWh olarak öngörülmüştür. 10 yıllık dönemde kişi başına elektrik tüketimindeki bu artış dikkate alınarak yeni yatırımların yapılması, enerji tasarrufu sağlayan ürünlerin üretilmesi ve tüketicilerin bilinçli bir şekilde elektrik kullanmaları konusunda eğitilmesi önemle üzerinde durulması gereken konulardır.

Etki-Tepki fonksiyonuna göre, elektrik tüketiminin GSYİH'daki bir şok nedeniyle oluşacak dengesizliğe tepkisinin 5. döneme kadar azaldığı, daha sonra sabit değer aldığı, ama uzun dönemde sifıra ulaşmadığı görülmüştür. Elektrik tüketiminin fiyattaki bir şoka karşı tepki göstermediği belirlenmiş ve elektrik tüketiminin yatırımdaki bir şoka karşı tepkisi artmış ama sifıra ulaşmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Varyans Ayrıştırması sonuçlarına göre ise, 10 yıllık öngörü döneminde elektrik tüketiminde meydana gelen değişimi ilk dönem yine elektrik tüketiminin açıklama derecesi yüzde 100 iken, bu oran 10.yılda %84,76 olarak belirlenmiştir. Elektrik Tüketiminin gelecek dönemler için öngörü hata varyansı içinde en büyük paya sahip değişken, yaklaşık olarak %8 olarak gelir olduğu, bunu izleyen ikinci en yüksek paya sahip değişkenin fiyat olduğu görülmüştür. En az paya sahip olan değişkenin yatırım değişkeni olduğu belirlenmiştir. Elektrik tüketiminin gelecek dönemler için öngörü hata varyansı içinde en büyük paya sahip değişkenin aslında yatırım değişkeninin çıkması

beklenirken bu deęişkenin en az paya sahip olmasının bir nedeni yatırım için sadece kamu yatırım verilerinin elde edilmiş olmasıdır.

Eşbütünleşmeye Sınır Testi Yaklaşımı uygulanması için trend içeren ve içermeyen Otoregresif dağıtılmış gecikme modeli yazılmıştır. Yıllık verilerle çalışıldığından ve gözlem sayısı az olduğu için yazılan denkleminin gecikme derecesi $p=1$ olarak alınmıştır. Trendsiz modelde F istatistiğinin değeri 6,089 olarak belirlenmiştir. Bu değer için %5 anlamlılık düzeyindeki alt ve üst sınır değerleri sırasıyla 3,219 ve 4,378 olarak belirlenmiştir. Hesaplanan F istatistiğinin değeri %5 anlamlılık düzeyindeki üst kritik sınır değerinden büyük olduğunda sıfır hipotezi reddedilmiştir. Buna göre trendsiz model için, incelenen deęişkenler arasında eşbütünleşme olduğuna karar verilmiştir.

Trendli modelde $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = 0$ hipotezini test etmede kullanılacak F istatistiğinin değeri 1,367 olarak belirlenmiştir. Bu değer %5 anlamlılık düzeyindeki kritik sınır değerlerin (4,066; 5,119) dışında olduğundan, incelenen deęişkenler arasında eşbütünleşme olmadığına karar verilmiştir. Ayrıca trendli modelde hata terimlerinde otokorelasyon olduğu belirlenmiştir.

Akaike Bilgi Kriterlerine dayanarak ODG (1,1,0,0) modeli ile Schwarz Bilgi Kriterine dayanarak ODG (1,0,0,0) modeli belirlenmiştir. Uygulamada genelde Schwarz bilgi kriterine dayanılarak belirlenen model kullanıldığından, ODG (1,0,0,0) modeli için işlemlere devam edilmiştir.

ODG (1,0,0,0) modeli için elde edilen sonuçlara göre uzun dönemde gelir ve yatırımda meydana gelecek bir artış, elektrik tüketimini artıracak, uzun dönemde gelir esnekliğinin 0,334 ve yatırımın esnekliği 0,147 olduğu bulunmuştur. Buna göre uzun dönemde gelirden %10'luk artış tüketimde %3'lük artışa neden olacaktır. Aynı şekilde uzun dönemde yatırımda %10'luk artış elektrik tüketimini %1,5 artıracakı söylenebilir.

ODG (1,0,0,0) modeline dayanılarak tahmin edilen Hata Düzeltme Modeline göre ECT_{t-1} değişkenin katsayısı (-0.231) ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Buna göre uzun dönemdeki dengesizliğin bir sonraki dönemde yaklaşık %23'ünün düzeltileceği ve dengeye ulaşmak için yaklaşık 4 yıla ihtiyaç olduğu belirlenmiştir. Buradan dengeye gelme hızının biraz yavaş olduğu ve dengeye ulaşma için gerekli sürenin biraz uzun olduğu belirlenmiştir. Uzun dönemde gelir esnekliği (0,337) kısa döneme göre daha büyük olduğu görülmüş ve bu durum gelir politikalarının zaman boyunca daha güçlü etkilere sahip olduğu şeklinde yorumlanmıştır. Kısa dönem gelir esnekliği (0,078) istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

İncelenen değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin belirlenmesi ve ardından hata düzeltme modellerinin tahmin edilmesinin pratik yararı, değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli nedensellik ilişkisinin belirlenmesidir. Daha sonra bu nedensellik ilişkileri yardımıyla bir değişkenin bir başka değişkeni ne yönde (tek yönlü veya çift yönlü) etkilediği saptanabilir. Saptanan bu ilişkiler karar vericilere ya da incelenen konunun uzmanlarına kararlarında ışık tutabilir.

Kişi başına elektrik tüketiminin 2004–2013 yıllarına ilişkin olarak öngörüle bulunmak üzere çeşitli ARIMA modelleri denenmiş ve ARIMA (1,1,1) modelinin en uygun model olduğu belirlenmiştir. ARIMA (1,1,1) modeli kullanılarak yapılan öngörüler sonucunda 2004 yılında kişi başına elektrik tüketiminin 1648,77 kWh olduğu belirlenmiştir. Bu öngörü değerinin 2004 yılında gerçekleşen değer olan 1703 kWh'a ve Bakırtaş ve diğerleri (2000) tarafından yapılan çalışmada öngörülen değer olan 1733 kWh ve yakın bir değer olduğu belirlenmiştir. Buradan ARIMA (1,1,1) modeli ile yapılan öngörülerin tutarlı sonuçlar verdiği söylenilebilir. Ayrıca ARIMA (1,1,1) ve VAR (1) modelleri kullanılarak, Türkiye'de kişi başına elektrik tüketimine ilişkin olarak için 2004–2013 yılları için yapılan öngörülerin birbirine yakın olduğu görülmüştür.

Bu tezde incelenen seriler için 26 yıllık verilere ulaşılabilmüş ve analizler bu veriler için yapılmıştır. Ancak başka çalışmalarda daha eski dönemli verilere ulaşılabılırsa ve farklı değişkenler için veriler elde edilirse, farklı sonuçlar elde edilebilir.

Eşbütünleşme analizlerinde kullanılan birim kök testleri ile tek denklemliler ve çok denklemliler eşbütünleşme tekniklerinin hangilerinin daha iyi olduğunun belirlenmesi bilgisayarda yazılacak programlarla benzetim yöntemleriyle araştırılabilir.

İki tane birim kök içeren seriler için eşbütünleşme analizlerinin uygulanması bilgisayar paket programlarında yer almaması olumsuz bir durumdur. Ancak bu olumsuzluk bu konunun kuramsal kısmı iyi anlaşılıp, buna uygun bilgisayar programlarının yazılması bundan sonra bu alanda yapılacak çalışmalara kolaylık sağlayacağı düşünülmektedir.

Bu tezde Türkiye için incelenen değişkenler itibariyle başka ülkelere ait verilere ulaşılabiliyorsa, son zamanlarda yaygın bir şekilde kullanılan panel eşbütünleşme analizi ile değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi araştırılabilir. Böylece ülkeler bazında değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin ayrı ayrı araştırılması zorluğu giderilmiş olur.

7. KAYNAKLAR DİZİNİ

- Akdi, Y., 2003, Zaman Serileri Analizi: Birim Kökler ve Kointegrasyon, Bıçaklar Kitabevi, Ankara.
- Akgül, I., 2003, Zaman Serilerinin Analizi ve ARIMA Modelleri, DER Yayınları, İstanbul.
- Bakırtaş, T., Karbuz, S. ve Bildirici, M., (2000), An econometric Analysis of Electricity Demand in Turkey, METU Studies in Development, 27 (1-2), 23-34.
- Balkin, S. 1997, Using Recurrent Neyral Networks for Time Series Forecasting,
- Banerjee, A., Dolado, J.J., Galbraith, J.W. and Hendry, D.F., 1993, Co-Integration Error Correction and The Econometric Analysis of Non-Stationary Data, Oxford University Press.
- Banerjee, A., Dolado, J., and Mestre, R., (1998), Error-correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-equation Framework, Journal of Time Series Analysis, 19, 3, 267–283.
- Bhargava, A., 1986, On the Thoery of Testing for Unit Roots in Obeserved Time Series, Review of Economic Studies, 53,369-384.
- Bilgili, F., 2002, VAR, ARIMA, Üstsel Düzeltme, KARMA ve İlave Faktör Yöntemlerinin Özel Tüketim Harcamalarına Ait Ex Post Öngörü Başarılarının Karşılaştırılması, Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF Dergisi, Cilt 17, Sayı:1, 185–211.
- Bremmer, D. And Kesselring R., 2004, Divorce and Female Labor Force Participation: Evidence from Time Series Data and Cointegration, Atlantic Economic Journal, September 2004,32, 3, 175- 190.
- Campbell, J.Y. and Shiller, R.J., (1988), Interpreting Cointegrated Models, Journal of Economic Dynamics and Control, 12,505-522.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

- Charemza, W.W. and Deadman, D.F.,1992, New Directions in Econometric Practice, p.370, Edward Elgar Publishing Limited, England.
- Chatfield, C., 2000, Time-Series Forecasting, Chapman & Hall /CRC Publishing, Washington, USA, 267 p.
- Cheung, Y.W. and Lai, K.S., 1993, Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Test for Cointegration, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 55, 3, 313–328.
- Cheng, B.S., 1999, Beyond the Purchasing Power Parity: Testing for Cointegration and Causality Between Exchange Rates, Prices, and Interest Rates, Journal of International Money and Finance, 18,911-924.
- Cromwell J.B., Hannan, M.J., Labys, W.C., and Terraza, M., 1994, Multivariate Tests for Time Series Models, Sage Publications Inc., USA.
- Dickey, D.D. and Fuller, W.A., 1981, Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With Unit Root, Econometrica Vol:49, No:4 (July 1981), 1057-1073.
- Eğrioğlu, E. Ve Aladağ, Ç.H., 2005, Yapay Sınır Ağları ve ARIMA Modellerinin Melez Yaklaşımı ile Zaman Serilerinde Öngörü, VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri Bölümü, İstanbul.
- Enders, W., 1995, Applied Econometric Time Series, John Wiley&Sons Inc. USA
- Enders, W., 2004, Applied Econometric Time Series, 2.nd edition, John Wiley&Sons Inc. USA

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

- Engle, R.F. and Granger, C.W..J. 1987, Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, Vol:55, No:2, (March,1987), 251-276.
- Engle, R.F and Yoo, B.S., 1987, Forecasting and Testing in Co-Integrated Sysytems, *Journal of Econometrics* Vol:35, 143-159.
- Engle, R. and White, H., (Editors) 2003, Cointegration, Causality and Forecasting: A festschrift in Honour of Clive W.J. Granger, p.497.Oxford University Press Inc.New York, USA.
- Fatai, K., Qxley,, L., Scrimgeour, F.G., 2004, Modelling the Causal Relationship Between Energy Consumption and GDP in New Zealand, Australia, India, Indonesia, The Philippines and Thailand”, *Mathematics and Computers in Simulation* , 64, 431-445.
- Fiess N.and MacDonald, R., 2001, The instability of Money Demand Function:An I (2) Interpretation, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63, 475-495.
- Göktaş, Ö., 2000, Durağan Olmayan Zaman Serilerinde Koentegrasyon Analizi ve Bir Uygulama, Yayınlanmamış Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı, İstanbul.
- Granger, C.W.J., 1986, Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48,3,213-228.
- Gujarati, D.N., 1999, Çevirenler:Ümit Şenesen, Gülay Günlük Şenesen, Temel Ekonometri, 849 s.,Literatür Yayıncılık, İstanbul.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

- Günçavdı, Ö., Levent, H., Ülengin, B., 2000, Yüksek ve Değişken Enflasyonun Tahmininde Alternatif Modellerin Karşılaştırılması: Türkiye Örneği, ODTÜ Gelişme Dergisi, 27, (1-2), 149-171
- Gürbüz , H., 1997, Zaman Serilerinin Durağanlaştırılmasında Birim Kök Testi ve Eşbütünleşme, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalı, Isparta.
- Halaç, U., 2002, Türkiye’de Para Dolanım Hızının İstikrarı:1987-2001, Gazi Üniversitesi, İİBF dergisi, v:5, (1),85-102.
- Halıcıoğlu, F., 2004, An ARDL Model of Aggregate Tourism Demand For Turkey, Global Business and Economic Review 2004 Anthology, 614-624.
- Halıcıoğlu, F., 2005, The Demand For New Housing In Turkey: An Application of ARDL Model, 2005 Business Economic Society International Conference, July 22-25, 2005.
- Hall, S.G., 1991, The Effect of Varying Length VAR Models on the Maximum Likelihood Estimates of Cointegrating Vectors, Scottish Journal of Political Economy, Vol:38, No:4, (November), 317-323.
- Hamilton, J.,D.,1994, Time Series Analysis, Princeton University Pres, Princeton, New Jersey.
- Hamzaçebi, C., Kutay, F., 2004, Yapay Sinir Ağları İle Türkiye Elektrik Enerjisi Tüketiminin 2010 Yılına Kadar Tahmini, Gazi Üniv. Müh. Mim. Fak. Der. JCilt 19, No 3, 227-233,
- Hargreaves, C.O. (editor) 1994, Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration, p.308,.Oxford University Press Inc. New York USA.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

Harris, R.I.D., 1995, Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling, Prentice Hall/ Harvester Wheatsheaf, England.

Hatanaka, M., 1996, Time-Series-Based Econometrics:Unit Roots and Co-Integration, Oxford University Pres, Oxford.

Hendry, D.F., 1986, Econometric Modelling With Cointegrated Variables: An Overview, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48,3,201-212.

Hendry, D.F., 1995, Dynamic Econometrics, Oxford University Pres, Oxford.

Hendry D.F. and Juselius, K., 2000a, Explaining Cointegration Analysis:Part I, The Energy Journal Vol:21 Issue:1, 1-42, January 2000.

Hendry, D.F. and Juselius, K.,2001, Explaining Cointegration Analysis:Part II, The Energy Journal; January 01, 2001.

Holden, K. and Thomson, J., 1992, Co-Integration: An Introductory Survey”, British Review of Economic Issues, 14 (33), 1-55.

Hylleberg,S., Engle, R.F., Granger, C.W.J. and, Yoo, B.S., 1990, Seasonal Integration and Cointegration, Journal of Econometrics, 44,215-238.

Işığçık,E., 1994, Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi: Türkiye’de Para Arzı ve Enflasyon Üzerine Bir Araştırma, 163 s.,Uludağ Üniversitesi Güçlendirme Vakfı Yayınları:94, Bursa.

Johansen, S., 1988, Statistical Analysis of Cointegration Vectors, Journal of Economic Dynamic and Control, Vol:12, 231-254.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

- Johansen, S., 1991, Estimation and Hypothesis Testing on Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, Vol:59, No:6 (November,1991), 1551-1580.
- Johansen, S.,1995a, Identifying Restrictions of Linear Equations with Applications to Simultaneous Equations and Cointegration, *Journal of Econometrics*, 69, 111-132.
- Johansen,S., 1995b,Likelihood- Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, p.267, Oxford University Pres, New York,USA.
- Johansen, S., 1997, Likelihood Analysis of the I(2) Model, *Scandavian Journal of Statistics*, 24, 433,462.
- Johansen, S., 1999, A Small-Sample Correction for Tests of Hypotheses on the Cointegrating Vectors, *Economics Working Paper*, eco99/9, European University Institute.
- Johansen, S. and Juselius, K., 1990, Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money, *Qxford Bulltein of Economics and Statistics*, Vol:52, No:2, 169-209.
- Johansen, S. and Juselius, K., 1992, Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK, *Journal of Econometrics*, 53,211-244.
- Kaabia, M.B. and Gil J.M., 2000, Short- and Long-Run Effects of Macroeconomics Variables on the Spanish Agricultural Sector, *European Review of Agricultural Economics*, Vol:27, 449-471.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

- Kadılar, C., 2000, Uygulamalı Çok Değişkenli Zaman Serileri Analizi, Hacettepe Üniversitesi İstatistik Bölümü, 186 s. Bizim Büro Basımevi, Ankara.
- Karaca, O., 2005, Türkiye’de Faiz Oranı ile Döviz Kuru Arasındaki İlişki: Faizlerin Düşürülmesi Kurları Yükseltir mi?, Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni, 2005:14.
- Kaufmann, R.K., (2004), The Mechanism for Autonomous Energy Efficiency Increases: A Cointegration Analysis of the US Energy/GDP Ratio, Energy Journal, Vol.25, No:1, 63-86.
- Kişi, Ö., 2005, Daliy River Flow Foracasting Using Artificial Neural Networks and Auto-Regressive Models, Turkish Journal of Engineering and Environmental Sciences, 29, 9-20.
- Kongsted, H.C., 2003, An I(2) Cointegration Analysis of Small-Country Import Price Determination, Econometrics Journal, 6, 53-71.
- Kongsted, H.C. and Nielsen, H.B., 2004, Analysing I(2) Systems by Transformed Vector Autoregressions, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 66, 3, 379- 397.
- Kutlar, A., 2000, Ekonometrik Zaman Serileri: Teori ve Uygulama, Gazi Kitabevi, Ankara.
- Kutlar, A., 2005, Uygulamalı Ekonometri, Geliştirilmiş 2. Baskı, Nobel Yayın Dağıtım A.Ş. Ankara, 429 s.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., Yongcheol, S., 1992, Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of A Unit Root, Journal of Econometrics, 54, 159-178.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

Lekkas, D.F., Onof, C., Lee, M.J. and Baltas, E.A., 2004, Application of Artificial Neural Networks for Floof Foracasting, Global Nest: The Internatonal Journal, Vol:3, No: 6, pp. 205-211.

L'Hégaret, G., Siliverstovs, B., Neumann, A., Von Hirschhausen, C.,2003, International Market Integration for Natural Gas? A Cointegration Analysis of Gas Prices in Europe, North America and Japan", German Instute for Economic Research Berlin, Germany.

Lütkepohl, H., 1993, Introduction to Multiple Time Series Analysis, Springer Verlag, Berlin.

Lütkepohl, H., 2001, Vector Autoregression in B.H. Baltagi, (ed.), A Companion to Theoretical Econometrics, Blackwell, Oxford, p.678-699.

Lütkepohl, H., and, Breitung , J., 1997, Impulse Response Analysis of Vector Autoregressive Processes, in C.Heji, H.Schumacher, B.Hanzon & C. Pragman (eds), System Dynamics in Economic and Financial Models, Wiley, Chichester.

Mac Kinnon J.G., Haug A.A. and Michelis, L. ,1999, Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointgration, Journal of Applied Econometrics, Vol: 14, No:5, 563-577.

Maddala, G.S. and Kim, In-Moo, 1998, Unit Roots, Cointegration and Structural Change, Cambridge University Press, United Kingdom.

Newey, W.K. and West, K.P., 1987, A Simple Positive Semi Definite Heteroscedasticity and Autocorrelation-Consistent Covariance Matrix, Econometrica, 55,703-708.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

- Nielsen, H.B., 2002, An I(2) Cointegration Analysis of Price and Quantity Formation in Danish Manufactured Exports, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 64, 449-472.
- Oh, Chi-Ok, 2005, The contribution of tourism development to economic growth in Korean Economy , Tourism Management, 26,39-44.
- Özgen,F.B. ve Güloğlu, B., 2004, Türkiye’de İç Borçların İktisadi Etkilerinin VAR Tekniğiyle Analizi, METU Studies in Development, 31 (Haziran), 93-114.
- Özmen, A., 1986, Zaman Serileri Analizinde Box-Jenkins Yöntemi ve Banka Mevduat Tahmininde Uygulama Denemesi, Anadolu Üniversitesi Yayınları No:207, Fen Edebiyat Fakültesi Yayınları No:9, Eskişehir.
- Öztemel, E., 2003, Yapay Sinir Ağları, Papatya Yayıncılık, İstanbul.
- Park, J.Y., Ouliaris, S., and. Choi., B., 1988,. Spurious regressions and tests for cointegration, Cornell University Center for Analytic Economics, Working Paper No. 8807.
- Paruolo, P., 2002, Testing for Common Trends in Conditional (I2)VAR Models, Università Dell’insubria Facolta di Economia, <http://eco.eninsubria.it>
- Perron, P., 1988, Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series : Further Evidence from a New Approach, Journal of Economic Dynamics and Control,12, 297-332.
- Pesaran, H.M. and Pesaran, B., 1997, Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis, Oxford, Oxford University Pres.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

- Pesaran, M.H. and Smith, R.P.,1998, Structural Analysis of Cointegrating VARs, Journal of Economic Survey, 12,5, 471-505.
- Pesaran, M.H. and Shin, Y., 1999, An autoregressive Distributed Lag Approach to Cointegration Analysis, In S. Strom Econometric and Economic Theory in the Twentieth Century, Cambridge University Pres, Cambridge.
- Pesaran, M.H., Shin,Y. And Smith R.J., 2001, Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, Journal of Applied Econometrics, 16, 289–326.
- Phillips, P.C.B. and Durlauf, 1986, Multiple Time Series Regression with Integrated Processes, Review of Economic Studies, 53,473-495.
- Phillips, P.C.B., and Ouliaris, S., (1990), Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration, Econometrica, Vol:58,No:1, 165-193.
- Phillips, P.C.B., 1991, Optimal Inference in Cointegrated Systems, Econometrica, Vol:59, No:2, (March), 283-306.
- Rahbek, A., Kongsted, H.C. and Jorgensen,C., 1999, Trend Stationarity in the (I2) Model, Journal of Econometrics, 90, 265-289.
- Said, S.E. and Dickey, D.A.,1984, Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order, Biometrika, 71,599-607.
- Sargan, J.D. and Bhargava, A., 1986, Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated By The Gaussian Random Walk, Econometrica, Vol:51, No:1, 153-174.
- Sevüktekin, M. Ve Nargeleşkenler, M., 2005, Zaman Serileri Analizi, Nobel Yayın Dağıtım, 341 s.,Ankara.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

- Sezgin, S., ve Yıldırım, J., 2002, The Demand For Turkish Defence Expenditure, Defence and Peace Economics, Vol:13,2, 121-128.
- Shrestha, M.B., (2005), ARDL Modelling Approach to Cointegration Test, New Zealand Association of Economist (Inc.),
www.nzae.org.nz/conferences/2005/13-shrestha.pdf.pdf
- Sims, C.,A., 1980, Macroeconomics and Reality, Econometrica, 48,1-48.
- Stock J.H., 1987, Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors, Econometrica, Vol 55, No:5 (September, 1987), 1035-1056.
- Stock, J.H., And Watson M.W., 1988, Testing for Common Trends, Journal of American Statistical Association, December, Vol:83, No:404, 1097-1107.
- Şıklar, E., 2001, Eşbütünleşme Analizi ve Türkiye’de Para Talebi, Anadolu Üniversitesi, 78s. Eskişehir.
- Şimşek, M., 2004, Türkiye’de Reel Döviz Kurunu Belirleyen Uzun Dönemli Etkiler, C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, Cilt:5, Sayı:2, 113-135.
- Şimşek M. ve Kadılar,C., 2004, Türkiye’nin İthalat Talebi Fonksiyonunun Sınır Testi Yaklaşımı ile Eşbütünleşme Analizi, Doğu Üniversitesi Dergisi, 5(1), 27-34.
- Yurtoğlu, H., 2005, Yapay Sinir Ağları Metodolojisi ile Öngörü Belirlemesi: Bazı Makroekonomik Değişkenler İçin Türkiye Örneği, DPT Uzmanlık Tezi, Yayın no: DPT:2683, Ankara.
- Zengin, A., 2001, Reel Döviz Kuru Hareketleri ve Dış Ticaret Fiyatları (Türkiye Ekonomisi Üzerine Ampirik Bulgular), Cumhuriyet Üniversitesi, İİBF. Dergisi, Cilt:2, Sayı:2.

Ek 1: Dickey- Fuller Test İstatistiği Tabloları
Tablo1-a: $T(\hat{\rho} - 1)$ in Ampirik Birikimli Dağılımı

Veri Üretme Süreci: ($\rho = 1$) ile $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$

Örneklem Hacmi	Daha Küçük Değerlerin Olasılığı							
	0.01	0.025	0.05	0.10	0.90	0.95	0.975	0.99
a-(2.16) veya 2.27-a) denklemleri için (Sabit terim ve trend terimi yok)								
25	-11.9	-9.3	-7.3	-5.3	1.01	1.40	1.79	2.28
50	-12.9	-9.9	-7.7	-5.5	0.97	1.35	1.70	2.16
100	-13.3	-10.2	-7.9	-5.6	0.95	1.31	1.65	2.09
250	-13.6	-10.3	-8.0	-5.7	0.93	1.28	1.62	2.04
500	-13.7	-10.4	-8.0	-5.7	0.93	1.28	1.61	2.04
∞	-13.8	-10.5	-8.1	-5.7	0.93	1.28	1.60	2.03
b-(2.17) veya 2.27-b) denklemleri için (Sabit Terim var, Trend Terimi Yok)								
25	-17.2	-14.6	-12.5	-10.2	-0.76	0.01	0.65	1.40
50	-18.9	-15.7	-13.3	-10.7	-0.81	-0.07	0.53	1.22
100	-19.8	-16.3	-13.7	-11.0	-0.83	-0.10	0.47	1.14
250	-20.3	-16.6	-14.0	-11.2	-0.84	-0.12	0.43	1.09
500	-20.5	-16.8	-14.0	-11.2	-0.84	-0.13	0.42	1.06
∞	-20.7	-16.9	-14.1	-11.3	-0.85	-0.13	0.41	1.04
c-(2.18) veya 2.27-c) denklemleri için (Sabit Terim, ve Trend Terimim Var)								
25	-22.5	-19.9	-17.9	-15.6	-3.66	-2.51	-1.53	-0.43
50	-25.7	-22.4	-19.8	-16.8	-3.71	-2.60	-1.66	-0.65
100	-27.4	-23.6	-20.7	-17.5	-3.74	-2.62	-1.73	-0.75
250	-28.4	-24.4	-21.3	-18.0	-3.75	-2.64	-1.78	-0.82
500	-28.9	-24.8	-21.5	-18.1	-3.76	-2.65	-1.78	-0.84
∞	-29.5	-25.1	-21.8	-18.3	-3.77	-2.66	-1.79	-0.87

Kaynak: (Banerjee ve diğerleri, 1993; s.102)

Tablo 1-b: $(\hat{\rho} - 1) / SE(\hat{\rho})$ in Ampirik Birikimli Dağılımı**Veri Üretim Süreci: $(\rho = 1)$ ile $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$**

Örneklem Hacmi	Daha Küçük Değerlerin Olasılığı							
	0.01	0.025	0.05	0.10	0.90	0.95	0.975	0.99
a-(2.16) veya 2.27) denklemi için								
25	-2.66	-2.26	-1.95	-1.60	0.92	1.33	1.70	2.16
50	-2.62	-2.25	-1.95	-1.61	0.91	1.31	1.66	2.08
100	-2.60	-2.24	-1.95	-1.61	0.90	1.29	1.64	2.03
250	-2.58	-2.23	-1.95	-1.62	0.89	1.29	1.63	2.01
500	-2.58	-2.23	-1.95	-1.62	0.89	1.28	1.62	2.00
∞	-2.58	-2.23	-1.95	-1.62	0.89	1.28	1.62	2.00
b-(2.17) veya 2.27-b) denklemi için								
25	-3.75	-3.33	-3.00	-2.63	-0.37	0.00	0.34	0.72
50	-3.58	-3.22	-2.93	-2.60	-0.40	-0.03	0.29	0.66
100	-3.51	-3.17	-2.89	-2.58	-0.42	-0.05	0.26	0.63
250	-3.46	-3.14	-2.88	-2.57	-0.42	-0.06	0.24	0.62
500	-3.44	-3.13	-2.87	-2.57	-0.43	-0.07	0.24	0.61
∞	-3.43	-3.12	-2.86	-2.57	-0.44	-0.07	0.23	0.60
c-(2.18) veya 2.27-c) denklemi için								
25	-4.38	-3.95	-3.60	-3.24	-1.14	-0.80	-0.50	-0.15
50	-4.15	-3.80	-3.50	-3.18	-1.19	-0.87	-0.58	-0.24
100	-4.04	-3.73	-3.45	-3.15	-1.22	-0.90	-0.62	-0.28
250	-3.99	-3.69	-3.43	-3.13	-1.23	-0.92	-0.64	-0.31
500	-3.98	-3.68	-3.42	-3.13	-1.24	-0.93	-0.65	-0.32
∞	-3.96	-3.66	-3.41	-3.12	-1.25	-0.94	-0.66	-0.33
Standart Normal Dağılım (z) Tablo Değeri	-2.33	-1.96	-1.65	-1.28	1.28	1.65	1.96	2.33

Kaynak : (Banerjee ve diğerleri, 1993, s.103)

Ek 2: Dickey-Fuller (1981) Tablo Değerleri

Tablo 2-a: τ_{μ} İstatistiği Tablosu ($y_t = \alpha_0 + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$) modelinde $(\alpha, \rho)=(0,1)$

için

Örneklem Hacmi	Daha Küçük Değerlerin Olasılığı (1- α)			
	0.90	0.95	0.975	0.99
25	2.20	2.61	2.97	3.41
50	2.18	2.56	2.89	3.28
100	2.17	2.54	2.86	3.22
250	2.16	2.53	2.84	3.19
500	2.16	2.52	2.83	3.18
∞	2.16	2.52	2.83	3.18
Standart hata	0.003	0.004	0.006	0.008

Tablo 2-b: $\tau_{g\tau}$ İstatistiği Tablosu ($y_t = \alpha_0 + \rho y_{t-1} + \alpha_1 t + \varepsilon_t$) modelinde

$(\alpha_0, \rho, \alpha_1)=(0,1,0)$ için

Örneklem Hacmi	Daha Küçük Değerlerin Olasılığı (1- α)			
	0.90	0.95	0.975	0.99
25	2.77	3.20	3.59	4.05
50	2.75	3.14	3.47	3.87
100	2.73	3.11	3.42	3.78
250	2.73	3.09	3.39	3.74
500	2.72	3.08	3.38	3.72
∞	2.72	3.08	3.38	3.71
Standart hata	0.004	0.005	0.007	0.008

Tablo 2-c: $\tau_{\gamma\tau}$ İstatistiği Tablosu ($y_t = \alpha_0 + \rho y_{t-1} + \alpha_1 t + \varepsilon_t$) modelinde

$(\alpha_0, \rho, \alpha_1)=(0,1,0)$ için

Örneklem Hacmi	Daha Küçük Değerlerin Olasılığı (1- α)			
	0.90	0.95	0.975	0.99
25	2.39	2.85	3.25	3.74
50	2.38	2.81	3.18	3.60
100	2.38	2.79	3.14	3.53
250	2.38	2.79	3.12	3.49
500	2.38	2.78	3.11	3.48
∞	2.38	2.78	3.11	3.46
Standart hata	0.004	0.005	0.006	0.008

Tablo 2-d: ϕ_1 İstatistiği Tablosu ($y_t = \alpha_0 + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$) modelinde $(\alpha, \rho)=(0,1)$ için

Örneklem Hacmi	Daha Küçük Değerlerin Olasılığı							
	0.01	0.025	0.05	0.10	0.90	0.95	0.975	0.99
25	0.29	0.38	0.49	0.65	4.12	5.18	6.30	7.88
50	0.29	0.39	0.50	0.66	3.94	4.86	5.80	7.06
100	0.29	0.39	0.50	0.67	3.86	4.71	5.57	6.70
250	0.30	0.39	0.51	0.67	3.81	4.63	5.45	6.52
500	0.30	0.39	0.51	0.67	3.79	4.61	5.41	6.47
∞	0.30	0.40	0.51	0.67	3.78	4.59	5.38	6.43
Standart hata	0.002	0.002	0.002	0.002	0.01	0.02	0.03	0.05

Tablo 2-e: ϕ_2 İstatistiği Tablosu ($y_t = \alpha_0 + \rho y_{t-1} + \alpha_1 t + \varepsilon_t$) modelinde $(\alpha_0, \rho, \alpha_1)=(0,1,0)$ için

Örneklem Hacmi	Daha Küçük Değerlerin Olasılığı							
	0.01	0.025	0.05	0.10	0.90	0.95	0.975	0.99
25	0.61	0.75	0.89	1.10	4.67	5.68	6.75	8.21
50	0.62	0.77	0.91	1.12	4.31	5.13	5.94	7.02
100	0.63	0.77	0.92	1.12	4.16	4.88	5.59	6.50
250	0.63	0.77	0.92	1.13	4.07	4.75	5.40	6.22
500	0.63	0.77	0.92	1.13	4.05	4.71	5.35	6.15
∞	0.63	0.77	0.92	1.13	4.03	4.68	5.31	6.09
Standart hata	0.003	0.003	0.003	0.003	0.01	0.02	0.03	0.05

Tablo 2-e: ϕ_3 İstatistiği Tablosu $y_t = \alpha_0 + \rho y_{t-1} + \alpha_1 t + \varepsilon_t$ modelinde $(\alpha_0, \rho, \alpha_1)=(0,1,0)$ için

Örneklem Hacmi	Daha Küçük Değerlerin Olasılığı							
	0.01	0.025	0.05	0.10	0.90	0.95	0.975	0.99
25	0.74	0.90	1.08	1.33	5.91	7.24	8.65	10.61
50	0.76	0.93	1.11	1.37	5.61	6.73	7.81	9.31
100	0.76	0.94	1.12	1.38	5.47	6.49	7.44	8.73
250	0.76	0.94	1.13	1.39	5.39	6.34	7.25	8.43
500	0.76	0.94	1.13	1.39	5.36	6.30	7.20	8.34
∞	0.77	0.94	1.13	1.39	5.34	6.25	7.16	8.27
Standart hata	0.004	0.004	0.003	0.004	0.01	0.02	0.032	0.058

Kaynak : Dickey ve Fuller ,1981, s:1062-1063; Banerjee ve diğerleri, 1993, s.117-

Ek-3. Sargan-Bhargava Testi

Örneklem Hacmi	R ₁	R ₂
20	1.10	1.45
25	0.93	1.21
30	0.79	1.04
35	0.69	0.91
40	0.61	0.81
45	0.55	0.73
50	0.50	0.66
60	0.42	0.56
70	0.37	0.48
80	0.32	0.43
90	0.29	0.39
100	0.26	0.35

Kaynak : Bhargava (1986) sf.378

Ek-4: KPSS Testi İçin Kritik Değerler

	α			
	0.10	0.05	0.025	0.01
Sadece Sabit Terim	0.347	0.463	0.574	0.739
Doğrusal Trend	0.119	0.146	0.176	0.216

Kaynak: Kwiatkowski ve diğerleri,1992, s.166;, Maddala veKim, 1998, s.122.

Ek-5: Çeyrek Dönemlik Verilerde Mevsimsel Birim Kökler İçin HEGY Testi

Kritik Değerleri

	Örneklem Hacmi (N)	$t: \Pi_1 = 0$				$t: \Pi_2 = 0$				$t: \Pi_3 = 0$			
		α				α				α			
		0.01	0.025	0.05	0.10	0.01	0.025	0.05	0.10	0.01	0.025	0.05	0.10
Sabit Terim Yok	48	-2.72	-2.29	-1.95	-1.59	-2.67	-2.27	-1.95	-1.60	-2.66	-2.23	-1.93	-1.52
Mevsimsel Kukla	100	-2.60	-2.26	-1.97	-1.61	-2.61	-2.22	-1.92	-1.57	-2.55	-2.18	-1.90	-1.53
Değişken Yok	136	-2.62	-2.25	-1.93	-1.59	-2.60	-2.23	-1.94	-1.61	-2.58	-2.21	-1.92	-1.56
Trend Yok	200	-2.62	-2.23	-1.94	-1.62	-2.60	-2.24	-1.95	-1.61	-2.58	-2.24	-1.92	-1.55
Sabit Terim Var	48	-3.66	-3.25	-2.96	-2.62	-2.68	-2.27	-1.95	-1.60	-2.64	-2.23	-1.90	-1.52
Mevsimsel Kukla	100	-3.47	-3.14	-2.88	-2.58	-2.61	-2.24	-1.95	-1.60	-2.61	-2.23	-1.90	-1.54
Değişken Yok	136	-3.51	-3.17	-2.89	-2.58	-2.60	-2.21	-1.91	-1.58	-2.53	-2.18	-1.88	-1.53
Trend Yok	200	-3.48	-3.13	-2.87	-2.57	-2.58	-2.22	-1.92	-1.59	-2.57	-2.21	-1.90	-1.53
Sabit Terim Var	48	-3.77	-3.39	-3.08	-2.72	-3.75	-3.37	-3.04	-2.69	-4.31	-3.92	-3.61	-3.24
Mevsimsel Kukla	100	-3.55	-3.22	-2.95	-2.63	-3.60	-3.22	-2.94	-2.63	-4.06	-3.72	-3.44	-3.14
Değişken Var	136	-3.56	-3.23	-2.94	-2.62	-3.49	-3.15	-2.90	-2.59	-4.06	-3.72	-3.44	-3.11
Trend Yok	200	-3.51	-3.18	-2.91	-2.59	-3.50	-3.16	-2.89	-2.60	-4.00	-3.67	-3.38	-3.07
Sabit Terim Var	48	-4.23	-3.85	-3.56	-3.21	-2.65	-2.24	-1.91	-1.57	-2.68	-2.27	-1.92	-1.52
Mevsimsel Kukla	100	-4.07	-3.73	-3.47	-3.16	-2.58	-2.24	-1.94	-1.60	-2.56	-2.19	-1.89	-1.54
Değişken Yok	136	-4.09	-3.75	-3.46	-3.16	-2.65	-2.25	-1.96	-1.63	-2.56	-2.20	-1.90	-1.52
Trend Var	200	-4.05	-3.70	-3.44	-3.15	-2.59	-2.25	-1.95	-1.62	-2.58	-2.21	-1.92	-1.56
Sabit Terim Var	48	-4.46	-4.04	-3.71	-3.37	-3.80	-3.41	-3.08	-2.73	-4.46	-4.02	-3.66	-3.28
Mevsimsel Kukla	100	-4.09	-3.80	-3.53	-3.22	-3.60	-3.22	-2.94	-2.63	-4.12	-3.76	-3.48	-3.17
Değişken Var	136	-4.15	-3.80	-3.52	-3.21	-3.57	-3.18	-2.93	-2.61	-4.05	-3.72	-3.44	-3.12
Trend Var	200	-4.05	-3.74	-3.49	-3.18	-3.52	-3.52	-2.91	-2.60	-4.04	-3.69	-3.41	-3.10

Ek-5: Çeyrek Dönemlik Verilerde Mevsimsel Birim Kökler İçin HEGY Testi Kritik Değerleri (Devam)

	Örneklem Hacmi (N)	$t: \Pi_4 = 0$								$t: \Pi_3 = \Pi_4 0$			
		α											
		0.01	0.025	0.05	0.10	0.90	0.95	0.975	0.99	0.90	0.95	0.975	0.99
Sabit Terim Yok	48	-2.51	-2.11	-1.76	-1.35	1.33	1.72	2.05	2.49	2.45	3.26	4.04	5.02
Mevsimsel Kukla Değişken Yok	100	-2.43	-2.01	-1.68	-1.32	1.31	1.67	2.00	2.40	2.39	3.12	3.89	4.89
Trend Yok	136	-2.44	-1.99	-1.68	-1.31	1.30	1.66	1.99	2.38	2.41	3.14	3.86	4.81
	200	-2.43	-1.98	-1.65	-1.30	1.29	1.67	1.97	2.36	2.42	3.16	3.92	4.81
Sabit Terim Var	48	-2.44	-2.06	-1.72	-1.33	1.30	1.68	2.04	2.41	2.32	3.04	3.78	4.78
Mevsimsel Kukla Değişken Yok	100	-2.38	-1.99	-1.68	-1.30	1.28	1.65	1.97	2.32	2.35	3.08	3.81	4.77
Trend Yok	136	-2.36	-1.98	-1.68	-1.31	1.27	1.65	1.97	2.31	2.36	3.00	3.70	4.73
	200	-2.36	-1.98	-1.66	-1.29	1.28	1.65	1.96	2.30	2.37	3.12	3.86	4.76
Sabit Terim Var	48	-2.86	-2.37	-1.98	-1.53	1.54	1.96	2.35	2.81	5.50	6.60	7.68	9.22
Mevsimsel Kukla Değişken Var	100	-2.78	-2.32	-1.96	-1.53	1.52	1.93	2.29	2.73	5.56	6.57	7.72	8.74
Trend Yok	136	-2.72	-2.31	-1.96	-1.52	1.51	1.92	2.28	2.71	5.56	6.63	7.66	8.92
	200	-2.74	-2.33	-1.96	-1.54	1.53	1.95	2.32	2.78	5.56	6.61	7.53	8.93
Sabit Terim Var	48	-2.41	-2.05	-1.70	-1.33	1.26	1.64	1.96	2.37	2.23	2.95	3.70	4.64
Mevsimsel Kukla Değişken Yok	100	-2.38	-1.97	-1.65	-1.28	1.28	1.65	1.98	2.32	2.31	2.98	3.71	4.70
Trend Var	136	-2.36	-1.97	-1.64	-1.29	1.26	1.62	1.92	2.31	2.33	3.04	3.69	4.57
	200	-2.35	-1.97	-1.66	-1.29	1.26	1.64	1.96	2.30	2.34	3.07	3.76	4.66
Sabit Terim Var	48	-2.75	-2.26	-1.91	-1.48	1.51	1.97	2.34	2.78	5.37	6.55	7.70	9.27
Mevsimsel Kukla Değişken Var	100	-2.76	-2.32	-1.94	-1.51	1.51	1.92	2.28	2.69	5.52	6.60	7.52	8.79
Trend Var	136	-2.71	-2.78	-1.94	-1.51	1.53	1.96	2.31	2.78	5.55	6.662	7.59	8.77
	200	-2.65	-2.27	-1.92	-1.48	1.55	1.97	2.31	2.71	5.56	6.57	7.56	8.96

Kaynak: Hylleberg ve diğerleri, 1990, s:226-227

Ek-6: Engle-Granger'in Eşbütünleşme Testleri İçin Kritik Değerler Tabloları

6-a:Model-1: $\Delta y, \Delta x$, bağımsız standart normal dağılımlı; 100 gözlem ve 10000 yineleme için kritik değerler ($p=4$)

Test İstatistiği	α		
	%1	%5	%10
CRDW	0.511	0.386	0.322
DF	4.07	3.37	3.03
GDF	3.77	3.17	2.84
RVAR	18.3	13.6	11.0
ARVAR	15.8	11.8	9.7
UVAR	23.4	18.6	16.0
AUVAR	22.6	17.9	15.5

6-a.Model-2: $y_t + 2x_t = u_t$, $\Delta u = (\rho - 1)u_{t-1} + \varepsilon_t$; $x_t + y_t = v_t$, $\Delta v = \eta_t$ $\Delta y, \Delta x$, ($\rho=0.8;0.9$) 100 gözlem 1000 yineleme için kritik değerler ($p=4$)

Test İstatistiği	$\rho = 0.9$ α		
	%1	%5	%10
CRDW	4.8	19.9	33.6
DF	2.2	15.4	29.0
GDF	1.5	11.0	22.7
RVAR	2.3	11.4	25.3
ARVAR	1.0	9.2	17.9
UVAR	4.3	13.3	26.1
AUVAR	1.6	8.3	16.3

Test İstatistiği	$\rho = 0.8$ α		
	%1	%5	%10
CRDW	34.0	66.4	82.1
DF	20.5	59.2	76.1
GDF	7.8	30.9	51.6
RVAR	15.8	46.2	67.4
ARVAR	4.6	22.4	39.0
UVAR	19.0	45.9	63.7
AUVAR	4.8	18.3	33.4

6-c:Model-1: $\Delta y_t = 0.8\Delta y_{t-4} + \varepsilon_t$, $\Delta x_t = 0.8\Delta x_{t-4} + \eta_t$; 100 gözlem ve 10000 yineleme için kritik değerler ($p=4$); ε_t, η_t bağımsız, standart normal dağılım

Test İstatistiği	α		
	%1	%5	%10
CRDW	0.46	0.28	0.21
DF	3.90	3.05	2.71
GDF	3.73	3.17	2.91
RVAR	37.2	22.4	17.2
ARVAR	16.2	12.3	10.5
UVAR	59.0	40.3	31.3
AUVAR	28.0	22.0	19.2

6-d.Model-2: $y_t + 2x_t = u_t$, $\Delta u = (\rho - 1)u_{t-1} + 0.8u_{t-4} + \varepsilon_t$; $x_t + y_t = v_t$,
 $\Delta v_t = 0.8\Delta v_t + \eta_t$ $\Delta y, \Delta x$, ($\rho=0.8;0.9$) 100 gözlem 1000 yineleme için kritik değerler
($p=4$)

Test İstatistiği	$\rho = 0.9$ α		
	%1	%5	%10
CRDW	15.6	39.9	65.6
DF	9.4	25.5	37.8
GDF	36.0	61.2	72.2
RVAR	0.3	4.4	10.9
ARVAR	26.4	48.5	62.8
UVAR	0.0	0.5	3.5
AUVAR	9.4	26.8	40.3

Test İstatistiği	$\rho = 0.8$ α		
	%1	%5	%10
CRDW	77.5	96.4	98.6
DF	66.8	89.7	96.0
GDF	68.9	90.3	94.4
RVAR	7.0	42.4	62.5
ARVAR	57.2	80.5	89.3
UVAR	2.5	10.8	25.9
AUVAR	32.2	53.0	67.7

Kaynak: Engle ve Granger, 1987 s:269-270.

Ek7: λ_{enb} ve λ_{iz} test istatistiklerinin Kritik Değerleri

7-a- Trend ve sabit terimli durumda λ_{enb} ve λ_{iz} test istatistikleri

Boyut (n-r)	%50	%80	%90	%95	%97.5	%99	Ortalama	Varyans
λ_{enb}								
1	0.447	1.699	2.816	3.692	5.332	6.936	1.030	2.192
2	6.852	10.125	12.099	14.036	15.810	17.936	7.455	12.132
3	12.381	16.324	18.697	20.778	23.002	25.521	12.951	18.549
4	17.719	22.113	24.712	27.169	29.335	31.943	18.275	23.837
5	23.211	27.899	30.744	33.178	35.546	38.341	23.658	28.330
λ_{iz}								
1	0.447	1.699	2.816	3.692	5.332	6.936	1.030	2.192
2	7.638	11.164	13.338	15.197	17.299	19.310	8.250	14.065
3	18.759	23.868	26.791	29.509	32.313	35.397	19.342	32.103
4	33.672	40.250	43.964	47.181	50.424	53.792	34.184	55.249
5	52.588	60.215	65.063	68.905	72.140	76.955	52.998	82.106

7-b-Trend ya da sabit terimsiz durumda λ_{enb} ve λ_{iz} test istatistikleri

Boyut (n-r)	%50	%80	%90	%95	%97.5	%99	Ortalama	Varyans
λ_{enb}								
1	2.415	4.905	6.691	8.083	9.658	11.576	3.030	7.024
2	7.474	10.666	12.783	14.595	16.403	18.782	8.030	12.568
3	12.707	16.521	18.959	21.279	23.362	26.154	13.278	18.518
4	17.875	22.341	24.917	27.341	29.599	32.616	18.451	24.163
5	23.132	27.953	30.818	33.262	35.700	38.858	23.680	29.000
λ_{iz}								
1	2.415	4.905	6.691	8.083	9.658	11.576	3.030	7.024
2	9.335	13.038	15.583	17.844	19.611	21.962	9.879	18.017
3	20.188	25.445	28.436	31.256	34.062	37.291	20.809	34.159
4	34.873	41.623	45.248	48.419	51.801	55.551	35.475	56.880
5	53.373	61.566	65.956	69.977	73.031	77.911	53.949	84.092

7-c- Eşbütünleşme vektöründe bir sabit olması durumunda λ_{enb} ve λ_{iz} test istatistikleri

Boyut (n-r)	%50	%80	%90	%95	%97.5	%99	Ortalama	Varyans
λ_{enb}								
1	3.474	5.877	7.563	9.094	10.709	12.741	4.068	6.738
2	8.337	11.628	13.781	15.752	17.622	19.834	8.917	13.021
3	13.494	17.474	19.796	21.894	23.836	26.409	14.050	18.698
4	18.592	22.938	25.611	28.167	30.262	33.121	19.172	23.607
5	23.817	28.643	31.592	34.397	36.625	39.672	24.433	28.954
λ_{iz}								
1	3.474	5.877	7.563	9.094	10.709	12.741	4.068	6.738
2	11.381	15.359	17.957	20.168	22.202	24.988	12.017	19.192
3	23.243	28.768	32.093	35.068	37.603	40.198	23.868	37.529
4	38.844	45.635	49.925	53.347	56.449	60.054	39.431	59.854
5	58.361	66.624	71.472	75.328	78.857	82.969	58.954	89.072

Osterwald ve Lenum (1992) Tarafından Verilen Tablo (Kaynak: Maddala ve Kim, 1998 s.213)

(n-r)	Durum I			Durum II			Durum III		
	%90	%95	%99	%90	%95	%99	%90	%95	%99
λ_{enb}									
1	2.86	3.84	6.51	2.69	3.76	6.65	7.52	9.24	12.97
2	9.52	11.44	15.69	12.07	14.07	18.63	13.75	15.67	20.20
3	15.59	17.89	22.99	18.60	20.97	25.52	19.77	22.00	26.81
4	21.58	23.80	28.82	24.73	27.07	32.24	25.56	28.14	33.24
5	27.62	30.04	35.17	30.90	33.46	38.77	31.66	34.40	39.79
6	33.62	36.36	41.00	36.76	39.37	45.10	37.45	40.30	46.82
7	38.98	41.51	47.15	42.32	45.28	51.57	43.25	46.45	51.91
8	44.99	47.99	53.90	48.33	51.42	57.69	48.91	52.00	57.95
9	50.65	53.69	59.78	53.98	57.12	62.80	54.35	57.42	63.71
10	56.09	59.06	65.21	59.62	62.81	69.09	60.25	63.57	69.94
11	61.96	65.30	72.36	68.83	68.83	75.95	66.02	69.74	76.63

(n-r)	Durum I			Durum II			Durum III		
	%90	%95	%99	%90	%95	%99	%90	%95	%99
	λ_{enb}								
1	2.86	3.84	6.51	2.69	3.76	6.65	7.52	9.24	12.97
2	10.47	12.53	16.31	13.33	15.41	20.04	17.85	19.96	24.60
3	21.63	24.31	29.75	26.79	29.68	35.65	32.00	34.91	41.07
4	36.58	39.89	45.58	43.95	47.21	54.46	49.65	53.12	60.16
5	55.44	59.46	66.52	64.84	68.52	76.07	71.86	76.07	84.45
6	78.36	82.49	90.45	89.48	94.15	103.18	97.18	102.14	111.01
7	104.77	109.99	119.80	118.50	124.24	133.57	126.58	131.70	143.09
8	135.24	141.20	152.32	150.53	156.00	168.36	159.48	165.58	177.20
9	169.45	175.77	187.31	186.39	192.89	204.95	196.37	202.92	215.74
10	206.05	212.67	226.40	225.85	233.13	247.18	236.54	244.15	257.68
11	248.05	255.27	269.96	269.96	277.71	293.44	282.45	291.40	307.64

Durum I : Hata Düzeltme Modelinde (HDM) sabit (drift) terim olmaması durumu:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

Bu durum deterministik eşbütünleşme durumudur.

Durum II : Hata Düzeltme Modelinde (HDM) sabit (drift) terim olması durumu:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

Bu durum stokastik eşbütünleşme durumudur. HDM'de sabit terimin olması, HDM'de birinci farkları alınmış değişkenlerin aynı ortalamaya sahip olmadığını ifade eder. Böylece düzey değişkenler farklı büyüme yapısına (her ne kadar ortak stokastik büyüme yapısına sahip olmalarına rağmen) sahip olabilirler

Durum III : HDM'de sabit terimin olmaması fakat sadece hata düzeltme terimi aracılığıyla bir sabitin girmesi durumu:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha(\beta', \beta)(X'_{t-1}, 1)' + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

Bu model HDM'de yer alan birinci farkları alınmış değişkenlerin genel bir ortalamaya sahip olduğunu ifade etmektedir.

m	%2.5	% 5	% 10	% 50	% 90	% 95	% 97.5
1	0.0	0.0	0.0	0.6	2.9	4.2	5.3
2	1.6	1.9	2.5	5.4	10.3	12.0	13.9
3	7.0	7.8	8.8	14.0	21.2	23.8	26.1
4	16.0	17.4	19.2	26.3	35.6	38.6	41.2
5	28.3	30.4	32.8	42.1	53.6	57.2	60.3

Kaynak: Johansen, 1988, s.239

ÖZGEÇMİŞ

1977 yılında Konya’da doğan Fatih Çemrek ilköğrenimini Konya’da, orta ve lise öğrenimini Eskişehir’de tamamladı. 1998 yılında Osmangazi Üniversitesi Fen-Edebiyat Fakültesi İstatistik Bölümü’nden mezun oldu. 1999 yılında aynı bölümde Araştırma Görevlisi olarak göreve başladı. 2001 yılında Osmangazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü İstatistik Anabilim Dalı, Uygulamalı İstatistik Bilim Dalı’nda Yüksek Lisans’ını tamamladı. 2001 yılında aynı enstitüde İstatistik Anabilim Dalı, Uygulamalı İstatistik Bilim Dalı’nda doktora programına kayıt oldu. Halen Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Fen-Edebiyat Fakültesi İstatistik Bölümü’nde Araştırma Görevlisi olarak çalışmaktadır.