

**ZAMAN SERİLERİNDE NEDENSELLİK ANALİZİ
(TÜRKİYE'DE EKONOMİK BÜYÜME VE TURİZM GELİRLERİ ARASINDAKİ
İLİŞKİNİN NEDENSELLİK ANALİZİ)**

Ümit ŞAHBAZ

**YÜKSEK LİSANS TEZİ
İşletme Anabilim Dalı
Danışman: Prof. Dr. Hasan DURUCASU**

**Eskişehir
Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü
Mart 2007**

YÜKSEK LİSANS TEZ ÖZÜ**ZAMAN SERİLERİNDE NEDENSELLİK ANALİZİ
(TÜRKİYE’DE EKONOMİK BÜYÜME VE TURİZM GELİRLERİ ARASINDAKİ
İLİŞKİNİN NEDENSELLİK ANALİZİ)****Ümit ŞAHBAZ****İşletme Anabilim Dalı****Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Mart 2007****Danışman: Prof. Dr. Hasan DURUCASU**

Türkiye’de son yıllarda turizmden elde edilen gelirler ödemeler dengesi üzerinde önemli katkılar yapmaktadır. Hatta 1980 yılında başlayan dışa açılma süreci ile birlikte turizm sektörü, Türkiye ekonomisinin gelişmesi açısından en önemli sektörlerden biri haline gelmiştir. Bu nedenle, turizmden elde edilen gelirlerin ekonomiye olan katkılarının artırılabilmesi için ulusal bir turizm politikası yanında ülkemize gelen turistlerin değişen ihtiyaç ve isteklerini dikkate almak ve kaliteyi ihmal etmeden alternatif turizm faaliyetlerini geliştirmek gerekmektedir.

Bu çalışmada, Türkiye’de turizm gelirleri ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkilerin zaman serisi analizi; eşbütünleşme, Granger nedensellik testleri ve Vektör Otoregresif Regresyon (VAR) teknikleri kullanılarak yapılmaya çalışılmıştır.

ABSTRACT

In recent years, tourism sector's revenues have made a significant role in the Turkey's balance of payments. Moreover, under the export-oriented policies implemented starting 1980s, tourism has become one of the critical sector for the Turkish economy. For this reason, in order to increase the tourism sector's contribution to the Turkish economy, besides new national tourism policies, we have to focus on especially providing better services for tourists and developing new alternative tourism actions and areas.

In this study, it is tried to make time series analysis of the relationships between tourism incomes and economic growth using newly developed time series econometrics techniques such as Granger causality, cointegration and vector autoregressive regression (VAR).

JÜRİ VE ENSTİTÜ ONAYI

Ümit ŞAHBAZ'ın "Zaman Serilerinde Nedensellik Analizi (Türkiye'de Ekonomik Büyüme ve Turizm Gelirleri Arasındaki İlişkinin Nedensellik Analizi)" başlıklı tezi 09 Mart 2007 tarihinde, aşağıdaki jüri tarafından Lisansüstü Eğitim Öğretim ve Sınav Yönetmeliğinin ilgili maddeleri uyarınca, Anabilim Yüksek Lisans tezi olarak değerlendirilerek kabul edilmiştir.

Adı Soyadı

İmza

Üye (Tez Danışmanı) :

Prof. Dr. Hasan DURUCASU

Üye :

Prof. Dr. Emel ŞIKLAR

Üye :

Yard. Doç. Dr. Muharrem AFŞAR

Prof. Dr. Nurhan AYDIN

Anadolu Üniversitesi

Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürü

İÇİNDEKİLER

| | <u>Sayfa</u> |
|-----------------------------|--------------|
| ÖZ | ii |
| ABSTRACT | iii |
| JURİ VE ENSTİTÜ ONAYI | iv |
| ÖZGEÇMİŞ | v |
| TABLolar LİSTESİ..... | ix |
| ŞEKİLLER LİSTESİ | x |
| GİRİŞ | 1 |

BİRİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİSİ ANALİZİ

| | | |
|------|---|----|
| 1. | ZAMAN SERİSİ İLE İLGİLİ GENEL BİLGİLER | 4 |
| 1.1. | Zaman Serisinin Özellikleri | 6 |
| 1.2. | Zaman Serisi Analizi | 7 |
| 2. | ZAMAN SERİLERİNDE DURAĞANLIK | 9 |
| 2.1. | Durağanlığın Sağlanması | 11 |
| 2.2. | Durağanlığın Sağlanması için | |
| | Birim Kök Testleri | 14 |
| | 2.2.1. Dickey ve Fuller Testi | 14 |
| | 2.2.2. Geliştirilmiş Dickey ve Fuller Testi | 18 |
| | 2.2.3. Phillips ve Perron Testi..... | 21 |
| | 2.2.4. Kwiatkowski, Phillips, Schimdt, Shin | |
| | Testi | 24 |

İKİNCİ BÖLÜM

EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

| | | |
|--------|---|----|
| 1. | EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ | 27 |
| 1.1. | Eşbütünleşme Kavramı ve Tanımı | 28 |
| 1.2. | Eşbütünleşme Testleri | 30 |
| 1.2.1. | Engle ve Granger Eşbütünleşme Testi | 32 |
| 1.2.2. | Johansen ve Juselius Eşbütünleşme Testi | 36 |
| 1.2.3. | Eşbütünleşme Regresyon Durbin-Watson Testi | 41 |
| 2. | VEKTÖR OTOREGRESİF REGRESYON (VAR) MODELİ | 41 |
| 2.1. | VAR Modelinin Tanımı ve Özellikleri | 42 |
| 2.2. | VAR Modelinde Gecikme Sayısının Belirlenmesi | 48 |
| 2.3. | Etki-Tepki Fonksiyonu ve Varyans Ayırıştırması Analizi | 49 |
| 2.3.1. | Etki-Tepki Fonksiyonları..... | 50 |
| 2.3.2. | Varyans Ayırıştırması | 51 |
| 2.4. | Hata Düzeltme Modeli (ECM) | 51 |
| 2.5. | Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) | 52 |

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

NEDENSELLİK ANALİZİ

| | | |
|----|---|----|
| 1. | İSTATİSTİKSEL ANLAMDA NEDENSELLİK | 53 |
| 2. | NEDENSELLİĞİN YÖNÜ VE YAPISI | 54 |

| | | |
|------|---------------------------------|----|
| 2.1. | Tek Yönlü Nedensellik | 55 |
| 2.2. | İki Yönü Nedensellik | 56 |
| 2.3. | Anlık Nedensellik | 57 |
| 3. | NEDENSELLİK TESTLERİ..... | 57 |
| 3.1. | Granger Nedensellik Testi | 58 |
| 3.2. | Sims Nedensellik Testi | 63 |
| 3.3. | Haugh Nedensellik Testi | 68 |

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

EKONOMİK BÜYÜME VE TURİZM GELİRLERİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN NEDENSELLİK ANALİZİ: TÜRKİYE UYGULAMASI

| | | |
|------|---|-----|
| 1. | GİRİŞ | 71 |
| 2. | TURİZM GELİRLERİNİN TÜRKİYE EKONOMİSİNDEKİ YERİ VE ÖNEMİ | 73 |
| 3. | EKONOMETRİK YÖNTEM | 85 |
| 3.1. | Birim Kök Testleri | 86 |
| 3.2. | Eşbütünleşme Testleri | 89 |
| 3.3. | Granger Nedensellik Testi | 91 |
| 4. | VAR ANALİZİ | 92 |
| 4.1. | Etki-Tepki Fonksiyonları ve Varyans Ayrıştırması | 94 |
| | SONUÇ VE DEĞERLENDİRME | 99 |
| | KAYNAKÇA | 103 |

TABLolar LİSTESİ

| | | <u>Sayfa</u> |
|-----------|--|--------------|
| Tablo 1. | Yıllar İtibariyle Turist Sayısı ve Turizm Gelirleri | 75 |
| Tablo 2. | Türkiye'ye Gelen Ziyaretçilerin Aylara Göre Dağılımı | 76 |
| Tablo 3. | Turizm İşletme ve Yatırım Belgeli Tesisler | 78 |
| Tablo 4. | Turizm Gelirlerinin GSYİH ve İhracat İçerisindeki Payı | 81 |
| Tablo 5. | Turizmde Yabancı Sermaye Yatırımları | 84 |
| Tablo 6. | ADF Test Sonuçları | 87 |
| Tablo 7. | PP Birim Kök Testi Sonuçları | 88 |
| Tablo 8. | KPSS Birim Kök Test Sonuçları | 89 |
| Tablo 9. | Johansen Eşbütünleşme Test Sonuçları | 90 |
| Tablo 10. | Granger Nedensellik Test Sonuçları | 92 |
| Tablo 11. | VAR Gecikme Uzunluğu Sonuçları | 93 |
| Tablo 12. | Varyans Ayrıştırması | 96 |

ŞEKİLLER LİSTESİ

| | | <u>Sayfa</u> |
|----------|---|--------------|
| Şekil 1. | Turizm Gelirlerinin GSYİH İçerisindeki Payı | 82 |
| Şekil 2. | Turizm Gelirlerinin İhracata Oranı | 83 |
| Şekil 3. | Reel GSYİH ve Turizm Gelirlerinin Doğal Logaritmaları | 85 |
| Şekil 4. | Bir Standart Hatalık Şoka Etki-Tepkiler | 95 |
| Şekil 5. | Varyans Ayrıştırma Grafikleri | 98 |

GİRİŞ

Turizm, günümüzde ülke ekonomileri için döviz girdisini arttıran, istihdam yaratan özellikleriyle oldukça önemli payı olan ve daha da önemlisi ülkeler arasındaki kültürel ve toplumsal iletişimin oluşmasını sağlayan sektörlerden biridir. Ülkemizde, 1980'li yıllara kadar önemi pek fark edilemeyen turizm, son dönemlerde Türkiye ekonomisinin de vazgeçilmez temel taşlarından biri olmakla birlikte, bugünkü dış ticaret açığına, yüksek enflasyon ve işsizlik sorunlarına çözüm arayan hükümetler açısından önemle üzerinde durulan bir sektör konumuna gelmiştir. Turizm sektörü, Türkiye'de ülke ekonomisinin kalkınma stratejisinde belirleyici bir rol üstlenmeye başlamıştır. 1980 yılı itibariyle önemli bir döviz kaynağı oluşturarak, yeni istihdam olanaklarının yaratılmasında dolayısıyla da işsizliğin azaltılmasında ve ödemeler dengesi açıklarının azaltılmasında önemli rol oynayan turizm sektörü, önemli faktörler arasında yer almaktadır.

Türkiye'de turizm yatırımları özellikle 1980 yılı itibariyle her yıl giderek artmış ve yukarıda değinildiği gibi bunun olumlu sonucu da alınmaya başlanmıştır. Turizm talebi, yatırımları uyarılmış ve teşvik etmiştir. Turizm sektörünün ulusal gelire katkısı yaklaşık %6 düzeyine erişmiştir. Bu oranın, Türkiye ekonomisinin kalkınmasına ve refah düzeyinin daha da yükselmesine katkısı azımsanmayacak boyutlardadır. Artan turizm talebi, turizm sektörüne yapılan yatırımları ve ülkenin ulusal gelirini olumlu yönde etkileyecektir.

Bu çerçevede, ülkemiz için vazgeçilmez sektörlerden biri olan turizm sektöründe yaratılan gelirin, milli gelire katkısının olup olmadığı, incelenmesi gereken konuların başında gelmektedir. Bu amaçla bu çalışmada, gayri safi yurtiçi hasıla ve turizm gelirleri arasındaki ilişki ekonometrik yöntemler kullanılarak araştırılmaya çalışılacaktır.

Zaman serisi analizi, günümüzde ekonomik tahminlemelerde kullanılan tekniklerin başında gelmektedir. Zaman serisi analizi sonucu yapılan ekonomik tahminlerin geçerliliği, ele alınan değişken ya da değişkenlerle bunları etkileyen faktörler arasındaki ilişkinin zaman içerisinde değişmediği varsayımına dayanmaktadır. Bununla birlikte, değişkenleri etkileyen faktörlerin aldığı değerlerin, çalışmada ele alınan zaman dönemi içerisinde beklenmedik değişmeler göstermediği de

varsayılmaktadır. Son zamanlarda yapılan analizlerde, zaman serisi analizi içerisinde kullanılan istatistiksel teknikler, yukarıda değinilen varsayımların bir gereği olarak değişkenlerin düzey (orijinal) değerlerinde ya da farkları alındığında yapılan tahminlerin geçerli olup olmadığının yanı sıra değişkenler arasındaki nedensel ilişkinin yönünün de belirlenmesi yönünde geliştirilmiştir.

Bu nedenle bu çalışmanın ilk bölümünde, öncelikle zaman serisi ve durağanlık kavramları ile zaman serisinin durağanlığının nasıl sağlanacağı konuları ele alınacaktır. Ekonomik değişkenlere ait zaman serilerinin genelde durağan olmama sorununu içerdiği bilinmektedir. Bu amaçla, zaman serisinde durağanlığın sağlanması ve test edilmesinde kullanılan yöntemler üzerinde de durulacaktır. Durağan olmayan zaman serileri ile yapılan ekonometrik analizlerin sonuçları yanıltıcı olacağından, durağanlığın sağlanması bu gibi çalışmalarda üzerinde önemle durulması gereken bir nokta olmaktadır. Bu amaçla, Dickey ve Fuller, Geliştirilmiş Dickey ve Fuller, Phillips ve Perron ve Kwiatkowski ve diğerleri (KPSS) tarafından geliştirilen birim kök testlerinin açıklamalarına ve özelliklerine yer verilecektir.

İkinci bölümde, eşbütünleşme kavramı ve testleri ile ilgili açıklamalar yer almaktadır. Eşbütünleşme kavramı, ilk olarak Granger tarafından ifade edilmiş, daha sonra Engle ve Granger tarafından kullanılmıştır. Eşbütünleşme kavramı, ele alınan ekonomik seriler durağan olmadığında, bunların doğrusal bir bileşimlerinin durağan olabileceğini ifade etmektedir. Bu bölümde, ayrıca vektör otoregresif regresyon (VAR) modelinin tanıtımı ve modelle ilgili çeşitli açıklamalara yer verilmektedir. VAR modeli yardımıyla, zaman serilerinde nedensellik analizinin yapılması ile birlikte nedenselliğin yönünün belirlenmesine çalışılacaktır.

Üçüncü bölümde, çalışmanın temel amacı olan nedensellik kavramı üzerinde durulmaktadır. Zaman serisi değişkenleri arasındaki nedensel ilişkinin yönü ile ilgili tanımlara da ayrıca yer verilmektedir. Bu bölümde son olarak, zaman serisi değişkenleri arasındaki nedensel ilişkinin yönü hakkında bilgi veren Granger, Sims ve Haugh nedensellik testleri üzerinde durulmaktadır.

Dördüncü ve son bölümde ise, Türkiye’de turizm gelirleri ve ekonomik büyüme ile ilgili aylık verilerden yararlanarak bir nedensellik analizi uygulamasına yer verilmektedir. Burada, değişkenlere ilişkin zaman serilerinin sözü edilen durağan olmama sorununun varsa belirlenmesi, giderilmesi ile birlikte eşbütünleşme

regresyonlarının elde edilmesi sonucu deęişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi olup olmadığı test edilmekte ve sonuçta nedensellik testleri yardımıyla ilişkinin yönü belirlenmektedir. VAR modellerinden elde edilen tahmin sonuçları, deęişkenler arasındaki dinamik ilişkilerin daha iyi belirlenebilmesi amacıyla etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırma grafikleriyle verilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİSİ ANALİZİ

1. ZAMAN SERİSİ İLE İLGİLİ GENEL BİLGİLER

Zaman serileri, gözlemlenen değişkenlerin aldığı değerlerin zamana göre sıralanmasıyla elde edilen seriler olarak tanımlanabilir. Örneğin, yıllık ithalat miktarını, aylık ortalama sıcaklığı, günlük dergi satışını, saatlik trafik yoğunluğunu gösteren seriler bu niteliktedir. Diğer bir ifadeyle, herhangi bir filmin birbirini izleyen karelerine benzeyen eşit aralıklı gözlem değerleri, zamanın bir fonksiyonu olarak düşünülür. Zaman Serileri t zamanı göstermek üzere $Y=f(t)$ şeklinde bir fonksiyonel ilişkiyi ifade etmektedir. Herhangi bir zaman serisine düzensiz görünüm veren dalgalanma veya hareketlerin neden kaynaklandığını bularak zaman süresini bileşenlere ayırmak, bunların gelecekte alacakları değerleri tahmin etmek ve bunun sonucunda bileşenleri birleştirilerek belirli bir tahmin değerine ulaşmak mümkün olabilmektedir.

Genellikle anlık(ani) birimlerden oluşan anaküteller üzerinden sürekli veri derleme, sürekli birimlerden oluşan anaküteller üzerinden ise anlık veri derleme yapılabildiği bilinmektedir. Bu gözlem değerlerine ilişkin kartezyen koordinatlı grafikler çizilirken , bu iki farklı durum ayırt edilebilmektedir. Bu duruma göre sürekli veri derleme sonuçlarından oluşan seriler ‘sürekli zaman serileri’, anlık veri derleme sonuçlarından oluşan seriler de ‘kesikli zaman serileri’ biçiminde tanımlanabilmektedir.

Sürekli veri derleme yerine bazen anlık veri derleme ile de yetinilebilir. Böylece elde edilmiş sonuçlardan oluşacak serinin de kesikli zaman serisi sayılacağı söylenebilir. Bu örneklerden de anlaşılacağı gibi ekonomik, sosyolojik, demografik, vb. birçok konuda zaman serileri vardır ve bunlardan bazıları aynı , bazıları da farklı farklı faktörlerden etkilenir. Bu seriler arasında bir iktisatçı veya işletmeci için asıl önemli olan ve üzerinde durulması gereken ekonomik zaman serileridir. Bu nedenle, ekonomik zaman serilerini etkileyen faktörlerin açıklanmasına ağırlık verilecektir. Zaman serileri bir anakütleden tesadüfi (rassal) şekilde seçilmiş olan örneklemelerden farklıdır. Diğer bir ifadeyle, zaman serilerindeki dalgalanmalar sadece tesadüfi nedenlerden meydana gelmemektedir. Dolayısıyla, zaman serilerinin tesadüfi serilerden farklı bir şekilde incelenmesi gerekir. Ne var ki, zaman değişkeninin şıklarına göre düzenlenmiş bütün serilerin zamana bağlı olarak değiştikleri yani 'gerçek zaman serileri' oldukları da söylenemez. Bir serinin gerçekten zamana mı bağlı olduğunu yoksa bir anakütleden rassal olarak seçilmiş bir örneklem olarak mı kabul edilmesi gerektiğini belirlemek için bazı tekniklerin geliştirildiği bilinmektedir. Örneğin, paranın satın alma gücünün zaman içinde gösterdiği azalmanın zamana bağlı olduğu görülebileceği halde, kömür üretimi veya hisse senetleri değerlerinin zamana bağlı olduğu kesin olarak söylenemez. Bu bölümde sadece gerçek zaman serisi oldukları önceden saptandığı varsayılan serilerin analizi üzerinde durulacaktır.

Zaman serisi analizi, geçmiş dönemlere ilişkin gözlem değerleri yardımıyla geçmişini kapsayarak, geleceğe dönük tahminler yapmayı amaçlar. Söz konusu tahminler yapılırken zaman serisinin geçmişteki hareketlerinin gelecekte de aynı eğilim içinde bulunacağı varsayılır. Bu şekilde elde edilecek tahminler gerek ülke ekonomisi gerekse işletme temelinde yapılacak geleceğe dönük planlama işlerini kolaylaştırabilir. Diğer yandan, zaman serileri çözümlemesi bir firma veya iş kolunun fiili durumunu istatistiksel açıdan değerlendirmeyi mümkün kılar. Örneğin, firmanın fiili durumu normal düzey (trend ve mevsimlik dalgalanmaların bileşimi) ile karşılaştırılırsa, işlerin normalin üstünde mi, yoksa altında mı gittiğine ilişkin bir sonuca ulaşılabilir. Eğer normal düzey aşılmazsa konjonktür bakımından geçici bir yükselme aşamasında bulunduğu ve yine konjonktür nedeniyle yakında normalin altına düşebileceğine karar verildiği bilinmektedir. İşin niteliğine ve firmanın özelliğine göre başka bir açıklama şekli de kuşkusuz aranabilir. Zaman serisi çözümlemesinin diğer bir faydası

da, herhangi bir faktörün etkisini azaltmaya yönelik önlemlerin daha doğru bir biçimde alınmasını ve daha etkin bir şekilde uygulanmasını sağlamasıdır. Nitekim, özellikle mevsime bağlı iş kollarında mevsimlik dalgalanmaların şiddeti bilindiğinde, ‘ölü sezon’da bunların olumsuz etkilerini azaltmaya yönelik önlemler (örneğin satışların teşviki için fiyat indirimi yapılması, atıl kapasiteyi önleyecek şekilde yeni bazı maddelerin üretime geçilmesi gibi) daha doğru bir şekilde alınıp uygulanabilir.

Zaman serilerinde çoğunlukla verilerin farklı ölçü birimleriyle ifade edilmiş olması, bunların karşılaştırılmasını engeller. Bu nedenle, zaman serileri çözümlemesine geçilmeden önce seriyi oluşturan verilerin aynı ölçü birimiyle ifade edilmesi gerekir. Bu amaçla, fiziksel bir ölçü birimi kullanılabileceği gibi, veriler değer cinsinden de ifade edilebilir. Kalite zaman içinde sabit kalıyor veya meydana gelen kalite değişiklikleri önemsiz sayılıyor ve uygun bir ortak ölçü birimi de bulunabiliyorsa zaman serisi için ‘fiziksel ölçü birimi’ uygulanır. Buna karşılık, kalite değişimi önemli sayılıyor veya ortak ölçü birimi uygulanamıyorsa zaman serisi ‘değer cinsinden’ ifade edilir. Bununla birlikte, zaman serilerinde verilerin değer cinsinden ifade edilmesinde de çeşitli sorunlar ortaya çıkabilir.

1.1. Zaman Serisinin Özellikleri

Zaman serileri incelenirken dikkate alınması gereken, geçmişin geleceği etkilediğini göz önünde bulundurulmasıdır. Zaman serisi değişkenleri, tesadüfi(rassal) değişkenler olarak tanımlanır. Bunun nedeni, değişkenlerin bir sonraki dönemde hangi değeri alabileceğinin öngörülemez olmasıdır. Zaman indeksine sahip tesadüfi değişkenlerin oluşturduğu seriler stokastik sürece sahiptir. Bu da ileride bahsedilecek durağan olmama sorununu ortaya çıkarmaktadır.

Çok geniş bir uygulama alanına sahip zaman serileri; istatistik ve ekonometri gibi bilim dallarında geniş bir uygulama alanına sahiptir. Zaman serisi, zaman içinde gözlemlenen ölçümlerin bir dizisidir. Jeofizik, meteorolojik ve ekonomik verilerin incelenmesinde olduğu gibi pek çok alanda zaman serisi teknikleri kullanılabilmektedir.

Elde geçmiş yıllara ait ekonomik veriler bulunuyorsa, zaman serileri yardımıyla bu verileri kullanarak gelecek yıllar hakkında öngörülerde bulunulabilir. Öngörü,

gözlemlenen verilerin dışında, rassal değişkenin alması beklenen değer şeklinde tanımlanabilir. Bu da yapılan analiz açısından önemli bilgiler kazandırmaktadır. Bilindiği gibi devlet, genellikle makroekonomik değişkenlerle ilgili öngörülerde bulunmaktadır. Kısa, orta ve uzun vadede uygulanacak ekonomik politikanın belirlenmesinde bu öngörüler önemli rol oynamaktadır.

Regresyon ile zaman serisi arasındaki en temel fark bunların varsayımlarıdır. Basit regresyondaki bağımsız değişken durumundaki değişkenlerin, zaman serilerinde bağımlı değişken olarak ortaya çıktığı ve rassal nitelikte olmadığı bilinmektedir.

Zaman serileri ortalamadan gösterdiği sapmalara göre durağan ve durağan olmayan olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Zaman serilerinde durağanlık çok önemli bir kavramdır. Durağan olmayan seriler üzerinde yapılacak analiz sonuçları, hatalı öngörülere neden olabilecektir. Bu çalışmada ele alınan değişkenlerde olduğu gibi, parasal verilerin kullanıldığı seriler durağan olmama sorununu içermektedirler. Bu nedenle, serilerin durağanlaştırılması gerekmektedir.

1.2. Zaman Serisi Analizi

Bir zaman serisi, ilgilenilen bir değişkenin zaman içerisinde sıralanmış ölçümlerinin bir kümesidir. Zaman serisi ile ilgili analizin yapılma amacı ise, gözlem kümesince temsil edilen gerçeğin anlaşılması ve zaman serisindeki değişkenlerin gelecekteki değerlerinin doğru bir şekilde tahmin (forecast) edilmesidir¹. Ekonometrik yöntemlerin zaman serileri için uygulanmasına geçmeden önce zaman serilerini oluşturan farklı unsurları incelemek gerekmektedir. Zaman serileri dört bileşenden oluşur²;

— Uzun Dönem Eğilim (Trend) Bileşeni; zaman serilerinin uzun dönemde gösterdiği düşme ve yükselme süreçlerinden sonra oluşan kararlı durumdur. Zaman serileri uzun dönem açısından kararlı alçalma ya da yükselme şeklinde

¹ R.G.D Allen, **Statistics for Economists**, Mc-Millan, İngiltere, 1964, s.133-152.

² Paul Newbold (Çev.Ümit Şenesen), **İşletme ve İktisat için İstatistik**, Literatür Yayınları, İstanbul, 2000, s.777-785.

bir eğilime sahiptir. Ekonomik değişkenler, zaman içerisinde artma ya da azalma yönünde bir eğilim gösterir. Ancak, iki değişkenin aynı ya da ters yönde eğilime sahip olması, birbirleri üzerinde kesin bir etki yarattıkları anlamına gelmemektedir. Hatta zaman değişkenleri çoğunlukla, başka faktörler nedeniyle eğilim gösterdikleri için birbirleriyle ilişkili çıkabilmektedir.

— Mevsim (Seasonal) Bileşeni; zaman serilerinde mevsimlere göre değişmeyi ifade eder. Zaman serileri açısından kullanılan verilerin kimi dönemleri diğer dönemlere göre farklılık gösterir. Mevsimsel bileşen etkisi periyodik ve döngüsel bir etkidir. Örneğin, tatil dönemlerinde artan turist sayısı, belirli saatlerde trafikteki araç yoğunluğu vs. zaman değişkeninde sistematik bir etki yaratır. Önemli ölçüde mevsimsellik gösteren seriler düzeltmeye (seasonal adjustment) tabi tutulur. Eğer düzeltme yapılmamış orijinal verilerle çalışılacaksa mevsimsel kukla (seasonal dummy) değişkenler kullanılmalıdır. Zaman serisi analizinde dikkat edilmesi gereken noktalardan biri de mevsim etkisinin yıllık serilerde görülemeyeceğidir. Mevsim etkisinin net olarak görülebilmesi için günlük, aylık, çeyrek yıllık gibi yıldan az zaman dilimleri ile ölçüm değerleri hesaba katılmalıdır.

— Konjonktürel (Cyclical) Bileşen; ekonomide, mevsimsel değişmeler ile ilgili olmayan dönemsel değişmelerdir. Konjonktürel bileşen etkisi, mevsimsel bileşen gibi döngüsel olmakla birlikte periyodik değildir. Örneğin, ekonomide genel eğilimden bağımsız kısa süreli genişleme ya da daralma durumu konjonktürel bileşenin etkisi (çevrimsel süreç) olarak tanımlanabilir.

— Rassal (Random Walk) Bileşen; diğer unsurlar gibi belirli olmayan, önceden öngörülemeyen ya da etkisi diğer unsurların etkisinin belirlenmesinden sonra hesaplanabilen ve hata terimi ile ifade edilebilecek değişmelerdir.

Zaman serileri tüm bu kendilerini oluşturan bileşenlere ayrıştırıldıktan sonra, belirli bir t döneminde Y_t zaman serisi, ya $Y_t = T_t + S_t + C_t + R_t$ biçiminde bileşenlerin toplamı olarak, ya da $Y_t = T_t \cdot S_t \cdot C_t \cdot R_t$ biçiminde bileşenlerin çarpımı olarak ifade

edilebilir. Burada T_t , t döneminde trend bileşeninin etkisini, S_t , t dönemindeki mevsimsel bileşeninin etkisini, C_t , t dönemindeki konjonktürel etkiyi ve R_t ise t dönemindeki rassal etkiyi ifade etmektedir.

Değişkenler arasında ekonometrik olarak anlamlı ilişkiler elde edilebilmesi için analizi yapılan serilerin güçlü bir trend taşıması gerekir. Eğer değişkenlere ait zaman serilerinde eğilim (trend) bulunuyorsa, ilişki gerçek olmaktan çok ‘sahte regresyon’ denilen şekilde ortaya çıkar³. Birçok ekonometrik analizde ele alınan iki serinin de güçlü genel eğilimler (trend) taşıması nedeniyle değişkenler arasında anlamlı bir ilişki olmasa dahi yüksek bir R^2 (determinasyon katsayısı) bulunmaktadır. Gözlenen yüksek R^2 iki değişken arasındaki gerçek ilişkiden daha çok bu eğilim nedeniyle ortaya çıkmaktadır. Bu nedenle regresyonun gerçek bir ilişkiyi mi yoksa sahte bir ilişkiyi mi ifade ettiği, zaman serilerinin durağan olup olmamasıyla yakından ilgilidir.

2. ZAMAN SERİLERİNDE DURAĞANLIK

Bir zaman serisinin durağan olmasının anlamı, ele alınan analiz süresince, serinin ortalamasının ve varyansının sabit olması ve gecikmeli iki zaman periyodundaki değişkenlerin kovaryansının zamana değil değişkenler arasındaki gecikmeye bağlı olmasıdır⁴. Diğer bir ifadeyle, deterministik yapıda olmayan ve d 'ninci farkı alındıktan sonra otoregresif hareketli ortalamalar (ARMA) özelliğine sahip olabilen bir seri durağan niteliktedir. Bu anlamda, Y_t değişkeni $Y_t \rightarrow I(d)$ durumunda, $d=0$ ise seri durağan, $d=1$ ise seri birinci farkı alındığında durağandır.

Bir zaman serisinin durağan olmaması eğilim(trend) içermesi anlamına gelmekte ve yapılan analizler, öngörüler yanıltıcı olabilmektedir. Bununla birlikte, zaman serilerinde ele alınan değişkenlerin durağan olmaması, değişkenlerin stokastik bir sürece sahip olmaları başka bir ifadeyle, bileşik bir olasılık dağılımına sahip olmaları anlamına gelir ve bu bilindiği gibi normal dağılım varsayımında, öngörülere imkansız kılın bir durumdur.

³ C. Granger ve P. Newbold, “Spurious Regression in Econometrics”. **Journal of Econometrics**, Cilt 2, North-Holland Publishing Company, 1974, s.113-114.

⁴Damodar N. Gujarati, **Basic Econometrics**, Mc-Graw Hill Inc., 3. Baskı, USA, 1995, s.712-713.

Ekonometrik analizlerde zaman serisi kullanıldığında çoğunlukla, zaman serilerinin sahip oldukları aynı yönlü güçlü eğilimler veya eğilimden dolayı aralarında güçlü bir ilişki bulunabilir. Seriler durağan değilse bu ilişki sahte bir ilişki olabilir. Seriler arasındaki sahte ilişkilerden kaçınmak için serilerin durağan olması gerekmektedir. Çünkü durağan olmayan değişkenlerin varlığı birçok standart hipotez testini geçersiz kılacaktır.

Zaman serisini etkileyen trend, bütünüyle oldukça uzun dönemli bir etkiyle birlikte kestirilebiliyorsa ‘deterministik eğilim’ ortaya çıkar. Deterministik eğilim denklem 1’ deki modelle ifade edilebilir;

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon \quad (1)$$

Oysa ki stokastik bir eğilim etkisi tesadüfi yürüyüş (random walk)⁵ modeli şeklindedir. Tesadüfi yürüyüş modeli,

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon \quad (2)$$

şeklinde olacaktır. Denklem 1’de sabit terime yer verilmesinin nedeni, zaman serilerinin bir başlangıç noktasına sahip olması ve denklemde yer almadığında durağan olmama sorununu ortaya çıkarabilmesidir.

Bir zaman serisinin deterministik eğilim etkisinden arındırılarak durağanlaştırılmasını sağlamak için modelde doğrusal eğilim kullanılır. Fakat, stokastik eğilimin etkisi ancak fark alınarak ortadan kalkmaktadır. Verilerin zaman serisi özelliklerinin belirlenme süreci aslında, serilerin bütünleşme (entegrasyon) düzeylerinin belirlenme sürecidir⁶. Bütünleşme düzeyi sıfır (I(0)) olan seriler durağan niteliktedir.

Durağanlık, parametrelerin doğru öngörülmesi açısından oldukça önemlidir. Zaman serisinin durağan olması, serinin geçmişe dair çok az bilgi taşıması ya da geçmişten gelen etkiye hemen hiç maruz kalmaması anlamına gelir. Bunun sonucu olarak da herhangi bir şokun etkisi geçici olacak ve seriler ortalama etrafında hareket

⁵ G. Mankiw, ve M., Shappiro, “Trends, Random Walks and Tests of the Permanent Income Hypothesis”, **Journal of Monetary Economics**, Cilt 16,1985, s.165-174.

⁶ Hakan Kahyaoglu ve Aylin A. Duygulu, “Finansal Varlık Fiyatlarındaki Değişme-Parasal Büyüklükler Etkileşimi”, **Dokuz Eylül Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi**, Cilt.20, Sayı.1, 2005, s. 63-85.

edecektir. Ekonomik modeller, iktisat teorisi tarafından öngörülen denge ilişkileri üzerine kurulmaktadır. Bu nedenle, değişkenler arasında ekonometrik olarak anlamlı ilişkiler elde edilebilmesi için zaman serilerinin durağan seriler olması gerekmektedir⁷.

2.1. Durağanlığın Sağlanması

Ekonometrik çalışmaların temel amacı, seriler arasındaki ilişkinin açıklanması yanında istatistik biliminin genelinde olduğu üzere öngörülerde bulunulmasıdır. Bilindiği gibi, özellikle makroekonomik değişkenlerle ilgili zaman serisi analizinde, yapılacak öngörülerin anlamlı ve tutarlı olabilmesi, ele alınan zaman serisinin durağan olmasına bağlı olacaktır. Durağan zaman serileri, uzun dönemde çeşitli dalgalanmalar söz konusu olsa da sabit ortalamaya sahiptir. Bununla birlikte, zaman serisinin varyansı da sabit ve sonlu yapıdadır. Serinin ortalama ve varyansının sabit olması durumunda serinin durağan sürece sahip olduğu ifade edilir. Değişkenler arasında anlamlı istatistiki ilişkilerin incelenebilmesi için serilerin durağan olması beklenmektedir. Durağan serilerde meydana gelen şokların etkisi, geçici olmakta ve seriler uzun dönemde ortalama seviyelerine tekrar ulaşmaktadırlar. Örneğin, Y_t gibi bir seriyi bağımlı değişken olarak alıp, Y değişkeninin t anındaki değerini X_t gibi bir bağımsız değişken ve Y değişkeninin bir dönem önceki değeri ile açıklamaya çalışan ve rassal hata terimi ε_t 'yi içeren aşağıda denklem 3'te verilen bir modelde $|\rho| \geq 1$ olması durumu birim kökün varlığını başka bir ifadeyle serinin durağan olmadığını ve varyansının zamanla arttığını göstermektedir⁸.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Zaman serisi verilerinin olasılık kurallarına göre toplandığı şeklindeki varsayım gereği, zaman içerisinde büyük değişkenlik gösteren (durağan olmayan) serilerle mevsimlik dalgalanma gösteren serilere, belirli olasılık kurallarını uygulamak ve bu

⁷ Ahmet M. Alper, **İşçi Dövizlerini Belirleyen Makroekonomik Etkenler: Türkiye Örneği**, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Yayınları, Şubat 2005, s.63.

⁸ F. Pınar E. Yiğit, **İşçi Gelirleri ve Büyümedeki Çevrimler Arasındaki İlişki**, Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası İşçi Dövizleri Genel Müdürlüğü, Kasım 2005.

serilere dayanarak öngörü yapmak sakıncalıdır. Bu durumdan kaçınmak için durağan olmayan serileri durağan hale getirmek ve serileri mevsimlik trendden arındırmak gereklidir. Bu amaçla çeşitli dönüşüm işlemlerine başvurulur. Söz konusu dönüşümler;

- Logaritma alma

- Fark alma

- Filtreleme

-Trendden arındırma

şeklinde sınıflandırılabilir⁹.

Ekonomik değişkenlerin, gerçek değerlerinden çok logaritmik değerlerinin doğrusal özellikte olduğu bilinmektedir. Bu nedenle, analizde serilerin gerçek değerleri yerine logaritmik değerlerinin kullanımı yolu benimsenir. Diğer bir ifadeyle, sürecin ortalaması arttıkça gözlemlerin değişkenliğinin de arttığı durumlarda, gözlemlerdeki oransal değişmeler ortalamaya göre bağımsız olduğundan logaritma almanın yararı bulunmaktadır.

Box ve Jenkins (1970), logaritma almanın yanında durağanlığın genellikle birinci ya da ikinci dereceden fark alınarak sağlanabileceğini belirtmektedir¹⁰. Burada dikkat edilmesi gereken nokta, logaritma almanın varyansı, fark almanın ise ortalamayı durağan kılmasıdır.

Basit anlamda bir durağanlık sınaması, gecikmesi k iken ρ_k otokorelasyon katsayısı ile gösterilen otoregresif regresyon kavramına dayanır¹¹ ve

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (4)$$

ile gösterilir. Denklem 4'te verilen modelde yer alan γ_k , değişkenin gecikmeli değeri ile gecikme k iken kovaryansını, γ_0 , değişkenin kendisi ile ilgili kovaryansı göstermektedir. k=0 olduğunda, $\rho_0=1$ olacaktır.

⁹ Erkan, Işığışık, **Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümü**, Uludağ Üniversitesi Basımevi, 1994, s. 48.

¹⁰ George E.P. Box, Gwilym M. Jenkins, **Time Series Analysis, Forecasting and Control**, Holden Day, San Francisco, 1970, s.85.

¹¹ D.N. Gujarati (Çeviren, Ü. Şenesen, G.G., Şenesen), **Temel Ekonometri**, Literatür Yayıncılık, 1999, s.714.

Uygulamalarda çoğunlukla örneklem üzerinden çalışıldığından, otokorelasyon katsayısının tahmincisi olan $\hat{\rho}_k$ hesaplanır. Bu amaçla öncelikle k gecikmeli örneklem kovaryansı $\hat{\gamma}_k$ ile örneklem varyansı $\hat{\gamma}_0$ 'ın bulunması gereklidir. Bu nedenle,

$$\hat{\gamma}_k = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{n} \quad (5)$$

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})^2}{n} \quad (6)$$

biçimindeki bağıntılardan yararlanır. Son eşitlikte, n örneklem büyüklüğü, \bar{Y} örneklem ortalamasıdır¹².

Hesaplanan $\hat{\rho}_k$ değerinin anlamlı olup olmadığına sınanması amacıyla, standart hata değerinden yararlanır. Zaman serisi tümüyle beyaz gürültü (white noise) olduğunda, örnekleme ilişkin otoregresif regresyon katsayılarının ortalaması sıfır, varyansı $\frac{1}{n}$ ile normal dağılır¹³.

Durağanlık şartlarını sağlamaksızın serilerin denklemlere konulması, gerçekte var olmayan ilişkilerin varmış gibi görünmesine neden olur. Eğer bir zaman serisi durağan olması ortalamasının, varyansının ve kovaryansı zaman içerisinde değişmediği anlamına gelmektedir. Bir zaman serisinin ortalamasının, varyansının ve kovaryansının zaman içerisinde sabit kalması zayıf durağanlık ya da kovaryans durağanlık olarak da tanımlanmaktadır¹⁴. Bir stokastik sürecin ortak ve koşullu olasılık dağılımı zaman içerisinde değişmiyorsa bu, güçlü durağanlık anlamına gelmektedir. Uygulamalarda, genellikle asimtotik ya da kovaryans durağanlık ele alınmaktadır.

Granger ve Newbold (1974) çalışmalarında, sahte regresyon (superious regression) sorununun durağan olmayan serilerle yapılan tahminlerde ortaya çıkacağını belirtmişlerdir. Bununla birlikte, durağan olmayan serilerde R^2 değerinin oldukça yüksek olmasına ve katsayıların anlamlı olmalarına karşın, t ve F testlerinin geçerli

¹² D.N., Gujarati, a.g.e. s.715.

¹³ M.S., Bartlett, "On the Theoretical Specification of Sampling Properties of Autocorrelated Time Series", *Journal of the Royal Statistical Society*, Seri B, Cilt 27, 1946, s.27-41.

¹⁴ A.C., Darnell, *A Dictionary of Econometrics*, Bodwin-Cornwall, İngiltere, 1994.

olmayacaklarını ifade etmişlerdir¹⁵. Durağanlığa sahip olmayan değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin kurulması da söz konusu olamamaktadır. Bilindiği gibi, durağan olmayan seriler, d sayıda farkları alınarak durağan hale getirilirler. Seriler aynı seviyede durağan olduklarında, yani I(d) koşulu sağlandığında, serilerin eşbütünleşik olabileceğinden söz edilir¹⁶.

2.2. Durağanlığın Sağlanması için Birim Kök Testleri

Birim kök (unit root) testleri genel olarak, zaman serilerinde durağanlığın sınanması için kullanılan testlerdir. Serinin birim köke sahip olması, durağan olmadığını işaretidir. Bu çalışmamıza da konu olan makroekonomik zaman serileri genellikle durağan olmama sorunu ile karşı karşıyadır. Birim kök, bir zaman serisini ifade eden eşitliğin karakteristik köklerinin mutlak değerlerinin bire eşit olduğunu ifade etmektedir. Önemli olan, zaman serilerinin birinci farkında ve regresyon artıklarında (hata terimlerinde) incelenen durağanlık değil, serinin asimtotik durağan olmasıdır. Denklem 4'te yer alan otokorelasyon katsayısı için, k gecikmesi sonsuza yaklaştıkça otokorelasyon katsayısı sıfıra yaklaşır ve seri asimtotik ya da kovaryans durağan hale gelir¹⁷.

İzleyen bölümde, zaman serisinde birim kökün varlığının sınanmasında sıkça kullanılan Dickey ve Fuller (DF), Geliştirilmiş Dickey ve Fuller (ADF), Phillips ve Perron (PP) ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin Birim Kök Testi (KPSS) üzerinde durulacaktır.

2.2.1. Dickey ve Fuller Testi

Dickey ve Fuller (DF) testi, bir zaman serisinin birim köke sahip olup olmadığını test etmeye yarayan bir işlemdir. D.A. Dickey ve W.A. Fuller

¹⁵ Cengiz, Aktaş, 'Türkiye'nin Turizm Gelirini Etkileyen Değişkenler İçin En Uygun Regresyon Denkleminin Belirlenmesi', **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, Cilt 6, Sayı 2, 2005, s.163-174.

¹⁶ D.N., Gujarati, **Basic Econometrics**, McGraw-Hill, 1995, s.726.

¹⁷ John, Stewart, Len, Gill, **Econometrics**, 2. Baskı, Prentice Hall Europe, İngiltere, 1998, s.171-172.

tarafından 1970'li yıllarda geliştirilmiştir¹⁸. DF testine göre, birim kök, durağanlığın sınanmasında yaygın olarak kullanılan bir yöntemdir. Bir diğer yöntem otokorelasyon testidir. Bu çalışmada, durağanlığın belirlenmesinde birim kök testleri üzerinde durulacaktır. DF testinde, zaman değişkeninde gözlenen değişimin otoregresif bir süreç AR(1) olduğu varsayılmaktadır. Birim kök sınavasını açıklamak amacı ile bir Y_t zaman serisi değişkeni için,

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

modeli ele alınacaktır. Burada u_t , sabit varyanslı, ortalaması sıfır olan stokastik (beyaz gürültülü) hata terimi olarak modelde yer almaktadır. Denklem 7'de $\rho=1$ ise Y_t değişkeninin birim köke sahip olduğunu ya da rassal yürüyüşe sahip olduğunu söylemek mümkün olacaktır. Farklı bir biçimde ifade edildiğinde, bu rassal yürüyüş özelliği serinin durağan olmadığına işaretidir.

Denklem 7 için yeni bir $\delta = \rho - 1$ katsayısı belirlenirse ve de Δ , birinci fark işlemcisi olmak üzere,

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (8)$$

elde edilir. Burada $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ 'dir. Denklem 8 için birim kök sınavında kurulacak sıfır hipotez artık $\delta = 0$ ve alternatif hipotez ise $\delta < 0$ biçiminde olacaktır. Sıfır hipotezi kabul edilirse, rassal yürüyüş modelinin birinci farklarının durağan olduğu ($\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = u_t$) belirlenmiş olacaktır. Çünkü, bu durumda hata terimi tümüyle rassaldır. Ancak burada, δ katsayısı için hesaplanacak t istatistiği, student-t dağılımına uymamaktadır.

Denklem 7 için $\rho=1$ şeklindeki sıfır hipotezi student-t dağılımına benzer şekilde τ (tau) istatistiği ile sınanır¹⁹. Kritik değerler Dickey ve Fuller tarafından Monte Carlo benzetimleriyle hazırlanmıştır. Testte, hesaplanan τ (tau) istatistiği, Dickey ve Fuller

¹⁸ Dickey, D.A. And W.A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Journal of the American Statistical Association**, 1979, Cilt 74, s. 427.

¹⁹ D.A. Dickey ve W.A.Fuller, "Distribution of the Estimators of Autoregressive Time Series with Unit Root", **Journal of the American Statistical Association**, Cilt 74, 1979, s.427-431.

test istatistiğinin mutlak değerinin ($|\tau|$), MacKinnon(1991) tarafından hazırlanan DF kritik tablo τ değerinin mutlak değerini aşıp aşmadığına bakılır. Eğer DF test istatistiğinin değeri, MacKinnon'ın kritik değerinden küçükse sıfır hipotezi reddedilemez ve zaman serisinde birim kök olduğu sonucuna varılır. Test istatistiği, kritik değerden büyükse zaman serisinin durağan olmadığını savunan sıfır hipotezi reddedilir ve zaman serisinin birim kök içermediği ya da durağan olduğu belirlenmiş olur. Bazı durumlarda, test istatistiği hem pozitif hem de oldukça büyük bir değer çıkabilir. Bu durumlarda mutlak değerle çalışıldığında, gerçekte birim kök içeren seri durağan görünebilir. Bu yanılgıyı engellemek amacıyla, test istatistiğinin mutlak değerleri yerine orijinal değerleri kullanılabilir.

Denklem 7'ye geri dönüldüğünde, denklemde yer alan ρ katsayısının en küçük kareler yöntemine göre tahmincisi,

$$\hat{\rho} = \left(\sum_1^n Y_{t-1}^2 \right)^{-1} \sum_1^n Y_t Y_{t-1} \quad (9)$$

şeklinde olacaktır²⁰. Burada n gözlem sayısını belirtmektedir. Eğer $|\rho| < 1$ ise diğer bir ifadeyle seri durağan ise, bu durumda hata terimlerinin normal dağılım varsayımı

altında test istatistiği, $\frac{\sqrt{T}(\hat{\rho} - \rho)}{\sqrt{1 - \rho^2}} \Rightarrow N(0,1)$ biçiminde olacaktır. Burada T, uzun dönem

analiz süresinin gözlem sayısını göstermektedir. Wiener sürecinde²¹ T değeri $T = n \cdot \Delta t$ eşitliği ile elde edilir. Δt , kısa zaman aralığındaki değişimi, ΔW ise Δt süresince W

²⁰ H.B., Mann, A. Wald, "On Stochastic Limit and Order Relationship", **Annals of Mathematical Statistics**, 14, 1943, s. 419-426.

²¹ Wiener süreci, Norbert Wiener tarafından geliştirilen temelde bir Gauss sürecidir. Herhangi bir Gaussian süreç gibi, kendi beklenen değer ve korelasyon fonksiyonları ile tanımlanır. Wiener sürecinin $(W = (W_t)_{t \geq 0})$, temel özellikleri şunlardır;

1. $W_0 = 0$ 'dir.
2. Wiener sürecinin aşamalarında ele alınan fonksiyonlar, $t \in [0, \infty)$ olmak üzere t değişkenine bağlı sürekli değişkenlere sahiptir.
3. Beklenen değeri $EW_t = 0$ biçimindedir.
4. Korelasyon fonksiyonu, $E(W_t W_s) = t \wedge s$, ($a \wedge b = \min(a, b)$) biçimindedir.
5. Her t_1, \dots, t_n için $(W_{t_1}, \dots, W_{t_n})$ vektörü, Gaussian tesadüfi değişkenlerden oluşan bir vektördür.
6. Her s, t sürekli değişkeni için, $0 \leq s < t$ olmak üzere; $EW_t^2 = t$, $E(W_t - W_s) = 0$, $E(W_t - W_s)^2 = |t - s|$ olduğu belirtilmektedir.
7. Wiener sürecinin artışı, uyumlu olmayan aralıklar nedeniyle bağımsız niteliktedir.
8. Wiener sürecinin adımları ayırte diledir fonksiyonlar değildir.
9. $W_0^s = \{W_u, 0 \leq u \leq s\}$ biçiminde ifade edilebilen Martingale özelliği için beklenen değer fonksiyonları, $E(W_t / W_0^s) = W_s$, $E\{(W_t - W_s)^2 / W_0^s\} = t - s$ biçimindedir.

değerindeki değişimi ifade etmektedir. $\Delta W = u\sqrt{\Delta t}$ biçiminde elde edilmektedir. Burada $u \sim N(0,1)$ şeklinde normal dağılmaktadır. Bundan dolayı, $E(\Delta W) = 0$, $\text{var}(\Delta W) = \Delta t$ biçiminde hesaplanacaktır.

Denklem 9 için $\rho = 1$ şeklindeki sıfır hipotezi testinde, $\hat{\rho}$, tahmincisi yardımıyla,

$$T(\hat{\rho} - 1) = \frac{T^{-1} \sum_{t=1}^T Y_{t-1} u_t}{T^{-2} \sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2} \quad (10)$$

eşitliği kullanabilir. Burada $\hat{\rho}$, Wiener sürecine sahip bir tahmincidir²². Denklem 10'da verilen eşitlik,

$$T(\hat{\rho} - 1) \Rightarrow \frac{\int_0^1 W(r) dW(r)}{\int_0^1 W(r)^2 dr} \quad (11)$$

şeklinde Dickey ve Fuller dağılımı olarak da bilinmektedir. Denklem 11'de yar alan r , t zaman döneminin yaklaşık değerini gösteren sürekli değişkeni, $W(r)$ y_t zaman serisinin Wiener sürecine sahip karşılığını, $dW(r)$ ise hata teriminin(u_t) Wiener sürecine sahip karşılığını ifade etmektedir.

Wiener süreci, ispatları ve gösterimleri, yukarıda sözü edilen rassal yürüyüş (random walk) ve de hata terimlerinin beyaz gürültülü olması varsayımını desteklemektedir. Wiener sürecine göre, t değeri sürekli artan $[0, T]$ dağılımının bir göstergesi iken r değeri sabit nitelikteki $[0,1]$ dağılımının bir göstergesi olacaktır. Bunun sonucunda da $W(r) \sim N(0, r)$, $0 \leq r \leq 1$ olacaktır. Bu anlamda Wiener süreci, $[0, 1]$ aralığında sürekli bir rassal yürüyüş modeline benzemektedir.

Birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezinin testinde, t -test istatistiği,

$$t_{\hat{\rho}} = \frac{\hat{\rho} - 1}{s(\hat{\rho})} \quad (12)$$

²² G.S., Maddala, In-Moo Kim, **Unit Roots, Cointegration and Structural Change**, Cambridge University Press, İngiltere, 1998, s. 54-55 ve 61-62.

biçiminde hesaplanır. Bu eşitlik farklı olarak,

$$t_{\hat{\rho}} = \frac{T(\hat{\rho}-1)}{\sqrt{T(1-\hat{\rho}^2)}} , (t \sim T \text{ olmak üzere}) \quad (13)$$

biçiminde de ifade edilebilir. Sıfır hipotezinin red ya da kabulü daha önce de belirtildiği gibi DF MacKinnon kritik tablo değerleri ile test istatistiğinin karşılaştırılması sonucu görülebilir. Denklem 12 ve 13'te verilen test istatistiği otokorelasyon katsayısının anlamlı olup olmadığının belirlenmesinde kullanılmaktadır.

DF birim kök testi aşağıda sırası ile verilen sabitsiz (without drift) ve trendsiz (without trend), sabitli (with drift) ve sabitli ve trendli (with drift and trend) özelliğindeki regresyon eşitlikleri için de kullanılır.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (14)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (15)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \beta t + u_t \quad (16)$$

Yukarıdaki eşitliklerde verilen regresyonlar arasındaki temel farklılık sabit (α) ve doğrusal zaman trendi (βt) terimleridir. DF, bu regresyonlar için farklı örneklem hacimlerine göre kritik değerler belirlemiştir²³.

2.2.2. Geliştirilmiş Dickey ve Fuller Testi

En temel anlatımla, otoregresif bir modelde yer alan hata terimi otokorelasyona (ardışık bağımlılık) sahipse DF testi etkin bir test olmamaktadır²⁴. Bu sorunu gidermek amacıyla Geliştirilmiş Dickey ve Fuller (Augmented Dickey and

²³ W. Enders, **Applied Econometric Time Series**, John Wiley & Sons Inc., Kanada, 1995.

²⁴ G.S., Maddala, In-Moo Kim, **a.g.e.** s.75-76.

Fuller: ADF) birim kök testi önerilmektedir. ADF testi uygulamada sıkça kullanılan bir testtir.

DF testi, bilindiği üzere hata terimlerinin otokorelasyon içermesi durumunda kullanılamamaktadır. Hata terimlerinin otokorelasyona sahip olması durumunda, zaman serisinin gecikmeli değerleri yardımıyla otokorelasyon ortadan kaldırılabilmektedir. Dickey ve Fuller, modelde yer alan bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini bağımsız değişken olarak modele alan farklı bir yöntem geliştirmiştir. Söz konusu gecikme sayısı ise genellikle Akaike ve Schwarz bilgi kriterlerine göre belirlenebilmektedir.

Yukarıda (14)-(16) no'lu denklemlerde verilen regresyon modelleri, otoregresif süreçlerle değiştirildiğinde kullanılacak kritik değerler yine DF MacKinnon değerleridir. ADF testinde önerilen ve otoregresif süreçleri içeren sabitsiz, sabitli-trendsiz ve sabitli-trendli modeller aşağıdaki denklemlerde verilmektedir.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + u_t \quad (17)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + u_t \quad (18)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + u_t \quad (19)$$

Denklem (17)-(19)'da yer alan ve k sayıda gecikmeli otoregresif süreçleri de içeren regresyonlar için hesaplanan τ (tau) istatistikleri $\delta = 0$ hipotezini test etmede kullanılır. Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen ve katsayıların ortak hipotezlerini test etmek amacıyla olabirlik oranı testi yardımıyla elde edilen üç ayrı F istatistiği söz konusu olmaktadır. Denklem (17)-(19)'da yer alan regresyon modellerinin anlamlılık testleri ile, $H_0 = \delta = \alpha = 0$, $H_0 = \delta = \alpha = \beta = 0$ ve $H_0 = \delta = \beta = 0$ biçimindeki sıfır hipotezlerinin red ya da kabul edilmesi sonucuna ulaşılabilecektir. Anlamlılık testinde kullanılacak test istatistiği,

$$\phi_i = \frac{(ESS_r - ESS_{ur})/r}{ESS_{ur}/(n - k)} \quad (20)$$

biçimindedir. Burada, ESS_r kısıtlı regresyon hata terimlerinin kareleri toplamını, ESS_{ur} kısıtsız regresyon hata terimlerinin kareleri toplamını, n serinin toplam gözlem sayısını ve k kısıtsız regresyonun parametre sayısını göstermektedir. Hesaplanan test istatistikleri, DF kritik değerinden daha küçük ise kısıtlı model anlamlıdır ya da başka bir ifadeyle sıfır hipotezi kabul edilir. Test istatistiği DF kritik değerinden daha büyükse kısıtlı model anlamlı değildir.

Denklem (17)-(19)'da verilen ADF modellerinin temel farklılıkları sabit terim ve zaman trendidir. Denklem 19'da yer alan α parametresi sabit terimi, t deterministik trendi ve k gecikme uzunluğunu temsil etmektedir. Bu çalışmanın uygulama bölümünde ADF testi için Davidson ve MacKinnon'un (1993) çalışmasındaki kritik değerler kullanılacaktır.

Denklem 19'da yer alan deterministik trend, makroekonomik AR(1) serilerde mutlaka görülen bir etkidir. Zaman serilerinde sürekli bir artışın izlendiği bilinmektedir. Bu durumlarda modelde bu etkiyi açıklamak amacı ile doğrusal trende yer verilmeli ve trend etkisi giderilmelidir. Bununla birlikte, modeldeki gecikmeli fark terimleri, $\Delta Y_{t-i} = Y_{t-i} - Y_{t-(i+1)}$ biçiminde ifade edilir. Gecikmeli fark terimlerinin sayısı çoğunlukla göreceli olarak belirlenir²⁵. Gecikmeli fark terimlerine modelde yer verilmesinin temel nedeni, hata terimleri arasındaki otokorelasyon sorununu ortadan kaldırmak ve böylece hata terimlerinin ardışık bağımsız olmasını sağlamaktır.

Denklem 19'da verilen modelin durağanlık sınamasında yapılacak ADF testinde kurulacak sıfır hipotez $\delta = 0$ şeklindedir. Bu, Y 'de birim kök vardır (durağan değildir) anlamındadır. Sınama, DF testinde olduğu gibi yapılmaktadır. Temel olarak ADF-t test istatistiği, MacKinnon DF tablo değeri karşılaştırılacaktır. Eğer hesaplanan test istatistiği, tablo değerinden büyükse sıfır hipotezi reddedilecek ele alınan zaman serisinin durağan olduğu sonucuna varılacaktır. Bu gerçekleşmezse, serinin durağan olmadığı sonucuna varılır ve durağanlık sağlanıncaya kadar fark alınır. Eğer bir zaman serisi d 'ninci farkı alındığında durağan hale geliyorsa, seri d 'ninci dereceden bütünlüktedir ve $Y_t \rightarrow I(d)$ ile gösterilir ve bununla birlikte zaman serisinin $\Delta^d Y_t \rightarrow I(0)$ niteliğinde olduğu bilinmektedir.

Dickey ve Fuller testinin en temel varsayımı, hata terimlerinin bağımsız ve sabit

²⁵ D.N., Gujarati, **Temel Ekonometri**, (Çev. Ü. Şenesen, G.G. Şenesen., 1999), Literatür Yayıncılık, İstanbul, s. 720.

varyansa sahip olduklarıdır. Fakat bu, gerçek veri yaratma sürecinin bilinmemesinden kaynaklanan dört önemli soruna kaynaklık eder. İlk olarak, gerçek veri yaratma süreci hem otoregresif hem de hareketli ortalamaya sahip bileşenleri içerebilir. Hareketli ortalamaya sahip terimlerin dereceleri bilinmeden testin nasıl yapılacağıın bilinmesi gerekir. İkincisi, tüm otoregresif terimler tahmin sürecine dahil edilmeden modellerde yer alan δ katsayısının değerinin ve standart hatasının tahmin edilememesidir. Fakat, gecikme sayısının göreceli olarak belirlenmesi nedeniyle çoğu zaman otoregresif yapının gerçek derecesi bilinmez. Burada sorun doğru gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. Üçüncü sorun, Dickey ve Fuller testinin sadece bir birim kökü göz önünde bulundurmasıdır. Fakat d tane birim kök varsa durağan hale getirmek için serinin d kez farkının alınması gerekir. Dördüncü problem ise sabit terim ya da zaman trendinin eklenip eklenmeyeceğinin bilinmemesidir. Geliştirilmiş Dickey ve Fuller regresyonu farklı olarak,

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (21)$$

biçiminde de ifade edilebilmektedir. Dikkat edilirse, denklem 21'de verilen model, denklem 19'dan farklı olarak, trend etkisinden arındırılmıştır. Burada birim kök olduğunu savunan sıfır hipotez $\rho = 1$ şeklindedir. Bu test F-istatistiği yardımıyla da yapılabilir. $\rho = 1$ şeklindeki sıfır hipotezi kabul edildiğinde Y_t serisi $I(1)$ olma niteliğinde diğer bir ifadeyle düzeyinde değil birinci farkında durağandır. $\Delta Y_t = u_t$ ise serinin düzeyinde durağan olduğu diğer bir ifadeyle $I(0)$ olduğu anlamına gelir. Bununla birlikte, durağanlığın sağlanması amacıyla aşırı sayıda fark alındığında τ istatistiğinin pozitif çıkma olasılığının artması söz konusu olacağından gerçekte $I(1)$ veya $I(0)$ olan serinin daha yüksek dereceden bütünleşmiş görünmesi sorunu ortaya çıkabilir. Analizde bu sorunun göz önünde bulundurulması gerekir.

2.2.3. Phillips ve Perron Testi

Phillips ve Perron (PP) testi, ADF testinin yetersiz olduğu durumlarda

yaygın kullanılan bir testtir. Dickey ve Fuller ya da Geliştirilmiş Dickey ve Fuller testi, zaman serilerinin otoregresif özelliğini dikkate alır²⁶. DF ve ADF testinde önemli noktalar, serinin trend durağan mı ya da fark durağan mı olduğu ve bununla birlikte testin gücü ve yapısal kırılganlığın olup olmadığıdır. Bununla birlikte ADF testinde, test denklemindeki terimlere ilave olarak farklarının dahil edilmesi serbestlik derecesinde bir kayba ve testin gücünün azalmasına sebep olur. Bu nedenle alternatif olarak Phillips ve Perron (PP) birim kök testi kullanılabilir. Phillips ve Perron (1988), hata terimlerindeki otokorelasyon sorununu ortadan kaldırmak için, ADF testinde olduğu gibi modele gecikmeli değerleri eklemek yerine, parametrik olmayan istatistiki yöntemler kullanır. PP testinde, test istatistiklerinin asimtotik dağılımı üzerindeki otokorelasyonun etkilerini kaldırmak için istatistikler dönüştürülür. Phillips ve Perron testi için kritik değerler Dickey ve Fuller testi için olanlarla aynıdır. Her iki testte de t istatistiğinin kritik değerlerden büyük olması, birim kök var ve zaman serisi durağan değildir şeklindeki sıfır hipotezinin reddedilmesini gerektirir.

PP testinde aşağıda denklem 22'de verilen model kullanılır.

$$Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (22)$$

Denklem 22'de verilen modelde yer alan hata terimi beyaz gürültü sürecine sahiptir. PP testinin test istatistiğinin belirlenmesi yine Wiener süreciyle ifade edilebilir²⁷. ADF'den farklı biçimde hata terimleri sabit varyanslılık özelliği taşımayacağından test istatistiği,

$$Z_{\hat{\rho}} = T(\hat{\rho} - 1) - \lambda \left[T^{-2} \sum_{t=2}^T y_{t-1}^2 \right]^{-1} \quad (23)$$

²⁶ Kerry Patterson, **An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach**, St. Martin's Press, Scholarly and Reference Division, 2000, s. 238-241.

²⁷ G.S., Maddala, In-Moo Kim, **a.g.e.**, s. 78-81.

biçiminde bulunacaktır. Bu denklemde, $\lambda = \frac{\sigma^2 - \sigma_u^2}{2}$ ve

$T^{-2} \sum y_{t-1}^2 \Rightarrow \sigma^2 \int_0^1 W(r)^2 dr$ biçiminde elde edilmektedir. Phillips ve Perron, σ_u^2

varyansının tahmincisini $s_u^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T u_t^2$ biçiminde hesaplamaktadır.

Phillips ve Perron (PP) testine göre üç farklı AR(1) durumu için test istatistiği hesaplanabilir. Bunlar, sapsız, sapsız ve sapsız-doğrusal trendli Z_p ve Z_t test istatistikleridir²⁸. Bu çalışmada bu test istatistiklerine yer verilmemektedir.

Phillips ve Perron'un, Dickey ve Fuller'dan farklı olarak temel varsayımları aramalarının asıl nedeni, hata terimlerinin geçmiş değerlerini, hareketli ortalama ((MA) (Moving Average) olarak kullanmalarıdır. Diğer bir deyişle Phillips ve Perron testinde, AR süreci ARMA sürecine dönüşecektir. Bunun sonucunda trend durağanlığın testi daha güçlü ve güvenilir olacaktır.

Zaman serileri bazen analiz döneminin alt dönemlerinde belirli bir trend etrafında durağan olabilirler. Bu yapısal farklılık dikkate alınmadan yapılacak birim kök testleri yanıltıcı sonuçlar ortaya çıkaracaktır. Yapısal kırılmanın olması durumunda, örneklem verilerden yararlanarak tahmin edilen regresyon doğrusu, gerçek regresyon doğrusundan farklı olacak ve zaman serisi analizinin durağanlık testi ile yapmak istediği tahminleri zayıflatacaktır²⁹. Ayrıca birim kök sınamalarına ilişkin üzerinde durulması gereken bir diğer önemli husus, asıl yapıdaki mevcut yapısal kırılmaların birim kök sınamasında kurulan sıfır hipotezinin reddedilmemesine neden olabileceğidir. Bununla birlikte asıl yapının zaman içinde bir kırılma içeren eğim doğrusunun etrafında durağan dalgalandığı durumda, eğime karşı standart birim kök sınamalarının sıfır hipotezini reddetmekte başarısız olduklarını göstermiştir³⁰. Zaman serisi değişkeninde, analiz dönemi içerisinde görülen yapısal değişiklikler biliniyorsa, kurulan modele kukla (dummy) değişkenlerin eklenmesi ile birim kök testi yapılabilir.

Eğer otoregresif düzeltmedeki gecikmeler için gereken ΔY_t 'nin gecikmelerinin sayısı fazla ise MA dönem süresi önemlidir. Buna ek olarak, örneklem büyüklüğü

²⁸ G.S., Maddala, In-Moo Kim, **a.g.e.**, s.80.

²⁹ Pierre, Perron. "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", **Econometrica**, Cilt 57, 1989, s.1361-1401.

³⁰ Philips Perron ve T.J.Vogelsang, "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis: Erratum", **Econometrica**, Cilt 61, 1993, s.248-249.

artarken otoregresif düzeltmenin sırası artmıyorsa Monte Carlo benzetimleri kullanıldığında testin asıl ölçüsü nominal ölçüsünden farklı olabilir (Schwert 1989). Yapılan düzenleme yardımıyla dağılımdaki artıkların korelasyon yapısının etkisi daha da açık bir şekilde belirlenmiş olur. Bu düzeltmenin, Y_t serisinden elde edilen tahminlerin tutarlı olması için, hareketli ortalama sürecinde sıkıntı yaratan çok sayıda parametrenin var olması açısından önemi bilinmektedir.

2.2.4. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin Birim Kök Testi

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) testi (1992), durağanlığın sağlanması için güçlü testlerden birisi olarak kabul görmektedir. KPSS testinde, sıfır hipotezi diğer testlerden farklı bir biçimde serinin durağan olduğunu savunur³¹. ADF ve PP birim kök testinin sonuçları gecikmelere karşı duyarlıdır. KPSS testi, diğer iki testin bu zayıf noktasını gidermede oldukça kullanışlıdır. KPSS testinin sonucu, ADF ve PP test sonuçları ile çelişiyorsa, zaman serisi parçalı bir yapıdadır. KPSS testini açıklamak amacı ile aşağıdaki modelden yararlanılabilir.

$$Y_t = \delta t + \zeta_t + \varepsilon_t \quad (24)$$

Burada, ε_t , durağan sürece sahip hata terimini ve ζ_t , $\zeta_t = \zeta_{t-1} + u_t$ şeklinde rassal yürüyüşe sahip değişkeni ifade etmektedir. Rassal yürüyüş modelinde u_t ise beyaz gürültülü hata terimini ifade etmektedir. KPSS testinde durağanlığı savunan sıfır hipotezi, $\sigma_u^2 = 0$ ya da ζ_t bir sabittir şeklinde kurulur.

Yukarıdaki denklem 24'ten yola çıkarak, farklı parametrelerle denklem 25 ve 26'da yer alan rassal yürüyüş modeli elde edilmiştir³². Bu regresyon modelleri

$$Y_t = \beta_t x_t + \gamma' z_t + \varepsilon_t \quad (25)$$

³¹Ahamada, Ibrahim, "A Complementary Test for the KPSS Test with an Application to the US Dollar/Euro Exchange Rate", **Economic Bulletin**, Cilt 3, 2004.

³²S. Nabeya, K. , Tanaka, "Asymptotic Theory of a Test for the Constancy of Regression Coefficients Against the Random Walk Alternative", **Annals of Statistics**, 16, 1988, s.218-235.

$$\beta_t = \beta_{t-1} + u_t \quad (26)$$

şeklindedir. Nabeya ve Tanaka(1988)'nin denklem 25'deki modelde $x_t=1$ ve $z_t= t$ olmak üzere özel bir durumu içeren KPSS regresyonunu ortaya koyduğu bilinmektedir. Birim kök testinde Nabeya ve Tanaka test istatistiği, Langrange çarpanı ((LM)Langrange Multiplier),

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\hat{\sigma}_e^2} \quad (27)$$

şeklinde hesaplanır. KPSS testi, PP testine benzer bir biçim göstermektedir. KPSS testinde Phillips(1987), Phillips ve Perron (1988) testinde yer alan test istatistikleri ele alınmış ve yeniden düzenlenmiştir. Yeniden düzenlenen bu test istatistiklerinin asimtotik dağılımları elde edilmiştir.

Denklem 27'de $S_t = \sum_{i=1}^T e_i$, ($t=1,2,\dots,T$) şeklinde hata terimleri toplamı olarak ele alınmaktadır. Bu test, diğer testlerle benzer biçimde hata terimleri için trend durağanlığının yerine fark durağanlığının testidir. LM test istatistiğinin asimtotik dağılımı Nabeya ve Tanaka tarafından türetilmiştir. Buna rağmen, hatalar sadece beyaz gürültü sürecine sahip olduğunda geçerli olan bir test istatistiğidir. KPSS, Phillips ve Perron testine benzer olarak, genel hata sürecini dikkate alır. Testin sonucunda, düzeltilmiş test istatistiğinin asimtotik dağılımını (LM) ve benzetim yoluyla elde edilen kritik değerleri dikkate almak gerekir.

Denklem 27'de paydada yer alan σ_e^2 , σ^2 ya değerine yakınsar ve burada hata terimleri beyaz gürültü sürecine sahiptir. Hata terimleri beyaz gürültü sürecine sahip değilse, σ_e^2 , σ^2 varyans değerinin bir tahmini olamayacaktır. Bu durumda varyans değerinin uzun dönemli değişkenliği, $\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(S_T^2)$ şeklinde ifade

edilecektir. Bu eşitlikten yararlanarak σ^2 değerinin tutarlı tahmincisi s_{Tl}^2 değeridir³³. Bu tahminci,

$$\tilde{s}_{Tl}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{\tau=1}^l \omega_{\tau l} \sum_{t=\tau+1}^T e_t e_{t-\tau} \quad (28)$$

denklemini yardımıyla hesaplanmaktadır. Burada, $\omega_{\tau l}$, optimal ağırlık işlevcisi terimidir. KPSS testinde Newey ve West tarafından önerildiği gibi, bu ağırlık terimi için Bartlett tahminini kullanılmaktadır³⁴. Bartlett tahmininin ağırlık işlemcisi, $\omega_{\tau l} = 1 - \frac{\tau}{l+1}$ biçiminde hesaplanmaktadır. Denklem 28'de verilen eşitliğin geçerli olması için $l \rightarrow \infty$, $T \rightarrow \infty$ olmalıdır.

³³ G.S., Maddala, In-Moo Kim, **ag.e.**, s. 121.

³⁴ W.K., Newey, K.D. West, "A Simple Positive Semi-Definite Heteroskedasticity And Autocorrelation-Consistent Covariance Matrix", **Econometrica**, 55, 1987, s. 703-708.

İKİNCİ BÖLÜM

EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

1. EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

1980'li yılların başlarından itibaren eşbütünleşme (cointegration) kavramı, ekonometrik analizlerde yaygın olarak kullanılmaya başlamıştır. Eşbütünleşme analizi, durağan olmayan zaman serileri arasındaki uzun dönem ilişkisinin modellenmesinde ve tahmin edilmesinde kullanılan bir yöntemdir. Diğer bir ifadeyle, zaman serileri arasında denge ilişkisinin olup olmadığını araştırmakta kullanılmaktadır. Eğer seriler arasında eşbütünleşme varsa modelin iyi belirlenmiş olduğuna dair ipucu verir. Eğer iki veya daha fazla zaman serisi, kendileri durağan olmadıkları halde, bunların doğrusal bileşimleri durağan ise bu serilerin eşbütünleşik (koentegre) oldukları söylenebilir. Eşbütünleşme yöntemi Granger (1986) tarafından geliştirilmiştir. Değişkenler arasındaki eşbütünleşmenin bulunması 'gerçek uzun dönem ilişki' anlamına gelmektedir. 1980'li yıllardan önce ekonomistler, gerçekte durağan olmayan zaman serileri üzerinde analizler yapmıştır. Ancak bu tür analizlerin sahte regresyon ile sonuçlandığı Clive Granger ve Robert Engle tarafından ispatlanmıştır. Bu durum daha önce yapılan çalışmaların tekrar gözden geçirilmesi zorunluluğunu ortaya çıkarmıştır. Çünkü bu seriler stokastik bir eğilim etkisi içermektedir. Stokastik eğilim dikkate alınmadan regresyon analizi yapıldığında iki değişken arasında varmış gibi görünen ilişkinin aslında rastlantısal olarak gelişen bir eğilime dayalı olduğu gösterilebilir. Bu

durumda yukarıda değinilen sahte regresyon problemiyle karşılaşılabılır. Eşbütünleşme yöntemlerinde, genellikle bir uzun dönem denge modeli ile bir kısa dönem hata düzeltme (error-correction) modeli önerilmektedir. Bu modeller hem değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkileri hem de kısa dönem uyumlama davranışını (dengesizliği) bütünleştirme olanağı vermektedir. Bu alanda yaygın biçimde kullanılan Engle ve Granger (1987) yöntemidir. Engle ve Granger yönteminde aynı derecede bütünleşme ilişkisi olan iki değişken arasındaki (bivariate) eşbütünleşme analiz edilmektedir. Değişkenlerin birlikte analiz edilebilmesi için eşit derecede bütünleşme olması gereklidir. Aynı derecede bütünleşme olan değişkenler üzerine sıradan en küçük kareler yöntemi (Ordinary Least Squares (OLS)) uygulanabilir.

Eşbütünleşme analizi, durağanlık durumunu gözönüne almakla birlikte, analizde kullanılacak değişkenlerin durağan olması gibi bir kısıt içermemekte, ancak değişkenlerin aynı düzeyde bütünleşik (entegre) olması ön koşulunu içermektedir. Çünkü, durağan olmayan serilerin durağan hale getirilmesi diğer bir ifadeyle seriler durağan hale gelinceye kadar serilerin farkının alınması işlemi, değişkenlere ait bilgi kaybına yol açabilmektedir. Bu nedenle yapılması gereken serilerin bütünleşme düzeylerinin belirlenmesi olmaktadır. Eğer analize dahil edilen değişkenler, aynı dereceden bütünleşik ise ve zaman içinde birlikte hareket ediyor ise, bu durum değişkenler arasında teorik ilişkinin ampirik olarak doğrulandığını ifade etmektedir³⁵.

Eşbütünleşme analizinin, ekonomik zaman serilerini gözönüne alan ekonometrik çalışmalarda yer alan uygulama alanları, piyasa etkinliği hipotezinin testi, uzun dönem para talebi ilişkisinin testi ve satın alma gücü paritesi teorisinin testi³⁶ şeklinde özetlenebilir.

1.1 Eşbütünleşme Kavramı ve Tanımı

Eşbütünleşme analizi, durağan olmayan iki zaman serisi arasındaki ilişkiyi (korelasyonu) araştırmak için geliştirilmiş bir yöntemdir. Eğer iki veya daha fazla

³⁵Nilgün A. Balaylar, Aylin A. Duygulu, "Türkiye'de Para İkamesi Olgusu ve Para Talebi Fonksiyonunun İstikrarı", *Dokuz Eylül Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi, İktisat Bölümü*, No: 04-03, 2004, s.16.

³⁶Emel, Şıklar, *Eşbütünleşme Analizi ve Türkiye'de Para Talebi*, Anadolu Üniversitesi, Eskişehir, 2000.

zaman serisi, kendileri durağan olmadıkları halde, bunların doğrusal bileşimi olan regresyonun artık terimleri durağan ise bu serilerin eşbütünleşik oldukları söylenebilir³⁷.

Teorik olarak, bütünselleşmiş değişkenler arasında uzun dönemde doğrusal olmayan bir ilişki ortaya çıkabilir³⁸. Eşbütünleşmenin temel göstergesi, zaman serisi değişkenlerinin aynı dereceden bütünlük olmalarıdır. Bununla birlikte, bu değişkenlerin doğrusal bileşimlerinden elde edilen hata terimi durağan ise, değişkenler eşbütünleşik özelliğe sahiptir. İki değişken arasında eşbütünleşmenin söz konusu olması, düzeylerinde regresyonun anlamlı olması ve bununla birlikte değişkenlerin uzun dönem ilişkisi hakkında bilgi sahibi olunması anlamına gelmektedir³⁹.

İki değişken arasında zaman serisi verileri kullanılarak, istatistiksel bakımdan anlamlı bir regresyon elde edilebilir. Fakat, regresyonun gerçek ya da sahte bir ilişkiyi yansıttığı, eşbütünleşme kavramı ile açıklanabilir⁴⁰. Eşbütünleşme konusu içinde iki önemli kavramın, durağanlık ve durağanlığın belirlenmesinde kullanılan birim kök testi olduğu bilinmektedir. Değişkenler arasındaki ilişki, eğilime bağlı olabilir. Ancak iki değişken de aynı dereceden durağan ise, o zaman iki seri arasında bir eşbütünleşme olduğu söylenebilir ve bu da regresyonun sahte olmadığını gösterir. Eğer iki zaman serisi arasında bir ilişkiden bahsediliyorsa ve aralarında istatistiksel bakımdan anlamlı bir regresyon bulunuyorsa bu ilişkinin gerçek olup olmadığını anlamak için birim kök testi ile serilerin kaçınıcı dereceden durağan olduklarını belirlemek gerekir. Eğer, her iki seri de aynı dereceden durağan (bütünlük) çıkıyorsa bu ilişki gerçek bir ilişkidir. Bu tür zaman serilerine ‘eşbütünleşmiş seriler’ denilmektedir.

Seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini belirlemede yaygın olarak Engle ve Granger, Johansen ve Juselius tarafından önerilen yöntemler kullanılmaktadır. Engle ve Granger eşbütünleşme yöntemine göre X_t ve Y_t serileri durağan değil, ancak bu serilerin doğrusal bir bileşimi durağan oluyorsa X_t ve Y_t bütünlük denir. X_t ve Y_t $I(1)$, diğer bir ifadeyle birinci farklarında durağan ancak bu değişkenlerin doğrusal bir bileşimi

³⁷ Clive Granger, “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55, 1987, s.251-276.

³⁸ Ekrem, Gül, Aykut, Ekinci, “Türkiye’de Enflasyon ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1984-2003”, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt.6, Sayı. 1, 2006, s. 96.

³⁹ Emel, Şıklar, *Eşbütünleşme Analizi ve Türkiye’de Para Talebi*, Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Yayınları No:1206, 2000.

⁴⁰ Mustafa, Özer, *Türkiye’de Reel Döviz Kurunun Zaman Serisi Analizi (1975-1991)*, Doktora Tezi, 1992, s.74-75.

durağan ya da sıfırıncı dereceden bütünleşmiş (I(0)) ise bu iki zaman serisi için eşbütünleşmiş oldukları söylenir. Eşbütünleşme eksikliği, değişkenler arasında uzun dönem dengesinin olmadığı anlamına gelir⁴¹.

1.2. Eşbütünleşme Testleri

Bu kesimde eşbütünleşmenin belirlenmesinde yaygın kullanılan Engle ve Granger testi, Johansen ve Juselius ve Eşbütünleşme Durbin – Watson (CRDW) testlerinin açıklamalarına yer verilmektedir. Eşbütünleşmenin, ekonomik teorinin aralarında uzun dönemli ilişki öngördüğü değişkenlerin birbirinden uzaklaşamayacağını⁴² ifade ettiği bilinmektedir. Engle ve Granger yöntemi özellikle iki değişken için geliştirilen ve iki aşamalı bir testtir. Engle ve Granger testi, durağan olmayan ve bütünleşme dereceleri aynı olan değişkenlere ait regresyonun tahmin edilmesini ve sonrada bu regresyondaki hata teriminin birim köke sahip olup olmadığını testidir. Engle ve Granger (1987) yönteminde, ilk aşamada uzun-dönem denklemlerinin en küçük kareler yöntemi OLS yöntemi ile regresyon tahmini $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \varepsilon_t$ ve $X_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \varepsilon_t'$ ile ifade edilir. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı aynı zamanda nedenselliği gösterir. Tekli eşbütünleşme analizi, iki zaman serisi arasında uzun-dönem teori ilişkisini test eder. Burada X_t ve Y_t sırasıyla, aralarında eşbütünleşme ilişkisi ve uzun-dönem nedensellik ilişkisi aranılan değişkenleri göstermektedir. Eğer Y_t , d kez farkı alındıktan sonra durağan hale geliyorsa Y_t 'nin d düzeyinde eşbütünleşik olduğu söylenir ve $Y_t \sim I(d)$ biçiminde gösterilir.

Değişken sayısı üç veya daha fazla olduğu zaman birden fazla eşbütünleşme ilişkisi olabilir. Engle ve Granger yöntemi ile bunları ayırtırmak mümkün değildir. Ayrıca, kullanılan iki aşamalı yöntem hata yapma riskini de arttırmaktadır. Johansen ve Juselius tarafından geliştirilen ve kendi isimleri ile anılan yöntem, en çok olabilirlik (maximum likelihood) yöntemini kullanarak Engle ve Granger yönteminin yukarıda

⁴¹ Ekrem, Gül, “The Causal Relationship Between Exchange Rates and Inflation in Turkey: 1984-2003”, **Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Cilt.6, Sayı.1, 2006, s. 96.

⁴² Cem, Kadılar, “Johansen Eşbütünleşme Analizi”, **Hazine Dergisi**, Sayı.3, 1996.

belirtilen eksiklerini gidermektedir. Johansen (1988), eşbütünleşme vektörlerinin en çok olabilirlik tahmincilerini elde etmiştir. Ayrıca, Johansen ve Juselius (1992) ve Johansen'in (1991) sabitli ve mevsimsel kukla değişkenlerin yer aldığı normal dağılımlı vektör otoregresif regresyon (Vector Autoregressive Regression (VAR)) modelleri yardımıyla olabilirlik oran testleri ve en çok olabilirlik tahmincileri için yeni bulgular elde etmişlerdir.

Eşbütünleşme, maksimum olabilirlik tekniği kullanarak durağan olmayan değişkenlerin doğrusal bileşimlerinin uzun dönemde durağan olacağını ve dolayısıyla değişkenlerin birbirleriyle eşbütünleşeceğini gösterir. CRDW testi, regresyon ilişkisinin gerçek mi yoksa sahte mi olduğuna dair önemli ipuçları verebilir. CRDW test istatistiğinin 0.5'in altında kalması söz konusu ilişkinin büyük ihtimalle sahte olduğunun göstergesi olarak değerlendirilir. Sahte regresyon ilişkisinde aradaki yüksek korelasyon bir neden-sonuç ilişkisinden kaynaklanmamaktadır⁴³.

İncelenen iki farklı zaman serisinin aynı dereceden bütünleşik olmasının, bu serilerdeki ortak eğilimin birbirini telafi ederek, eğilimin etkisinden arındırılmış uzun dönemli bir ilişkinin ortaya çıkması anlamına geldiği bilinmektedir. Bütünleşik değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki nedeni ile doğrusal olmama sorununu ortaya çıkabilmektedir. Eşbütünleşmenin sağlanması için bu serilerin aynı dereceden bütünleşik olmaları gerekmektedir. Eşbütünleşme ve birim kök kavramları arasındaki farklılık, eşbütünleşme analizi birim kök içeren birden fazla değişkeni ele alırken, birim kök testinde tek değişkenli zaman serileri ele alınmaktadır.

Eşbütünleşme testlerine değinmeden önce genel olarak eşbütünleşme sisteminin açıklanması gerekir. Eşbütünleşme, tek denklemlili ya da birden çok denklemlili içeren sistem yöntemleri ile ele alınmalıdır. Bu durum, eşbütünleşme tahminlemede önemli farklılıklar yaratacaktır. Söz konusu farklılaştırma, eşanlı denklemlilerdeki tahmin sürecinin bir benzeridir. Tek denklemlili bir modelde sadece kısmi eşbütünleşme tahmini ile ilgilenilir. Sistem yönteminde ise, birden fazla eşbütünleşme olabileceğinden eşbütünleşme vektör sayısı belirlenmeye çalışılmaktadır. Sonuçta, bir eşbütünleşme analizinde, eşbütünleşme vektör sayısı bilinmesi ile ilgili tahminlemenin farklı

⁴³ W.W. Charemza, ve D. Deadman, **New Directions in Econometric Practice**, 2. Baskı, Edward Elgar Yayınevi, İngiltere 1997,s.157-159.

yöntemlerini belirleme, eşbütünleşme vektör sayısının tahmini ve elde edilen tahminin katsayılarından sonuç çıkarma amaçlanır.

Eşbütünleşme analizi için öncelikle aşağıda verilen denklem 1'deki VAR modelinden yararlanılacaktır.

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_k Y_{t-k} + U_t, \quad (1)$$

(t = 1, 2, \dots, T ve k = 1, 2, \dots, n)

burada Y_t , I(1) yapısındaki değişkenlerin $1 \times n$ boyutlu vektörel değişkenidir. Böyle bir yapıda, $n=2$ ve dinamik olmayan, sadece iki değişkenli bir eşbütünleşme modeli $Y_{1t} = \beta Y_{2t} + u_t$ biçiminde olacaktır. Bu modelde yer alan değişkenler I(1) özelliğindedir. u_t hata terimi ise I(0) yapısındadır. Bu durum, Y_{1t} değişkeninin normalizasyonu anlamına gelmektedir⁴⁴. Diğer bir durum ise $n>2$, değişken sayısının ikiden fazla olduğu üçgensel modeldir. Phillips (1991) tarafından geliştirilen bu model, $Y_{1t} = \beta' Y_{2t} + u_{1t}$ ve $\Delta Y_{2t} = u_{2t}$ biçiminde ifade edilebilmektedir. Burada, Y_{2t} , I(1) yapısındaki tüm değişkenlerin vektörel biçimidir. Diğer yandan, Y_{1t} ve u_{2t} vektörleri aynı boyutludur. Bu yapıda gerek u_{1t} ve gerekse u_{2t} eşbütünleşme ilişkisi gereği, I(0) yapısında ve bundan dolayı da Y_{2t} değişkeni I(1) yapısındadır⁴⁵.

1.2.1. Engle ve Granger Eşbütünleşme Testi

Durağan olmayan iki veya daha fazla zaman serisinin herbiri eğer aynı düzeyde bütünleşmiş ise (I(d)) bunların doğrusal bir bileşimi olan regresyon kalıntısı durağan olabilir. Bu koşullardan her ikisi de sağlanıyorsa modelde kullanılacak zaman serilerinin d'inci dereceden eşbütünleşik olduğu söylenebilir. Engle ve Granger, bu durumda iki aşamalı ve regresyon artık terimlerine dayalı bir yöntem önermişlerdir. Eğer zaman serileri I(1) ise birinci aşamada serilerin düzey değerlerine regresyon uygulanır. Eğer regresyon kalıntısının durağanlığı için yapılan eşbütünleşme testinde artık terimlerin durağan olduğu sonucuna varılırsa ikinci aşamada bu regresyondan elde

⁴⁴ G.S., Maddala ve In-Moo, Kim, **a.g.e.**, s.155.

⁴⁵ G.S., Maddala ve In-Moo, Kim, **a.g.e.**, s.156

edilen artık terimlerin bir gecikmeli değeri, bu serilerin birinci farklarıyla birlikte regresyona dahil edilerek kısa dönem hata düzeltme modeli tahmin edilebilir.

Engle ve Granger, yeterli büyüklükteki örneklemeler yardımıyla yapılan regresyonların tahmininde, eşbütünleşme katsayısının tahmini için mükemmel sonuçlar ortaya çıkarmaktadır⁴⁶. Eşbütünleşme regresyon katsayısı OLS yöntemi ile tahmin edilir ve bu eşbütünleşme regresyonunda elde edilen artıkların durağan olup olmadıkları, başka bir deyişle I(0) veya I(1) olup olmadıkları test edilir.

Denklem 2’de, Y_{1t} ve Y_{2t} değişkenlerinin eşbütünleşme regresyon modeli gösterilmektedir.

$$Y_{1t} = \beta Y_{2t} + u_t \quad (2)$$

Denklemde hata terimi (u_t), I(0) yapısındadır. Bu model, uygulamada sıkça kullanılan bir modeldir. Böyle bir model, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi yansıtır. Ayrıca, hata teriminin tahmini olan \hat{u}_t değerinin bir gecikmeli değeri hata düzeltme modelinde kullanılır. Hata düzeltme modellerinin, durağanlık ve eşbütünleşme katkılarını da içine alarak daha tutarlı tahminlerin yapılmasını sağladığı bilinmektedir. Bu modellerde, durağanlık ve beklenen eşbütünleşme kısıtlamaları da yeniden parametrelendirilerek değerlendirilecektir. Hata düzeltme sonucu elde edilen model durağan yapıdaki değişkenleri ve denge ilişkisini de taşıyan ve birlikte durağan olabilecek düzey değişkenleri kapsayan modele yakınsamaktadır⁴⁷. Durağanlık ve eşbütünleşme kavramları, hata düzeltme modeli şeklindeki modeller için, alternatif tahminlemelerin geliştirilmesine ve de modellerin istatistikî alt yapısının daha iyi olmasına yardımcı olmaktadır. Bu durumda, McKinnon tarafından hesaplanmış olan bütünleşme kritik değerleri, tahmin edilmiş katsayılarla dayanan regresyon kalıntısı için kullanılamaz⁴⁸. Bu nedenle eşbütünleşme sınaması için alt ve üst değerlerin hesaplandığı tablolara bakılıp regresyon kalıntısının I(0) olup olmadığı test edilecektir.

Yukarıda denklem 2’de verilen modelle ilgili bilinmesi gereken bazı noktalar şunlardır;

⁴⁶ Mustafa Özer, **a.g.e.**, s.77.

⁴⁷ Bkz. **DPT Makroekonometrik Modeli**, Ekonomik Modeller ve Stratejik Araştırmalar Genel Müdürlüğü, 1995.

⁴⁸ Bkz. **Eviews 3.1. Help System**, “Time Series Models”, 1999.

- i) İlki, modeldeki β katsayısının tek ya da benzersiz olmasıdır. Bu teklik özelliği modelde değişken sayısı ikiden fazla olduğunda ortadan kalkar. Bu modellerde eşbütünleşme vektörünün benzersiz olmasına gerek yoktur.
- ii) Bir başka konu ise $\hat{\beta}$ tahmincisinin süpertutarlılığıdır. Böylece OLS yöntemi gereği $\hat{\beta}$ değerinin gerçek β değerine yakınsaması, T serbestlik derecesinde, her zamanki \sqrt{T} serbestlik derecesine göre daha etkin biçimde olacaktır. Eşbütünleşme vektörünün OLS tahmini ele alındığında, tutarlılık özelliği, $I(1)$ yapısındaki birkaç değişkenin bu özelliğini, uygun bir biçimde korumaktadır.
- iii) $\hat{\beta}$ 'nin tutarlılığına rağmen, Banerjee (1986) çalışmasında Monte Carlo çalışmasına göre, özellikle küçük örneklem için, statik regresyondan daha çok dinamik regresyonun tahmin edilmesi sonucu elde edilen uzun dönemli β parametresi, tahminlemede daha çok önemli ve doğru sonuçlar verebilecektir.
- iv) Y_{1t} ve Y_{2t} değişkenlerinin eşbütünleşmiş olması, ya da bunun sağlanabilmesi hata düzeltme modeliyle ilgilidir.
- v) Bir başka konu da normalleştirme ile ilgilidir. Denklem 2'de Y_{1t} değişkeni bu normallik varsayımına sahiptir. Benzer olarak bu eşitlik,

$$Y_{2t} = \alpha Y_{1t} + v_t \quad (3)$$

şeklinde ele alındığında Y_{2t} için normallik varsayımına sahip eşbütünleşme regresyonu gösterilmiş olur. Denklem 2 ve 3 birlikte ele alındığında $\alpha = \frac{1}{\beta}$ olmak üzere, sıradan en küçük kareler (OLS) ile elde edilecek tutarlı tahminci $\hat{\alpha}$ değeri olur. Böylece denklem 2'deki β değerinin tahmincisi ise ki yine tutarlı bir tahmin olacaktır, $\frac{1}{\hat{\alpha}}$ şeklindedir.

Bununla birlikte, regresyonun R^2 değeri 1'e çok yakın ise $\hat{\beta}$ değeri yaklaşık olarak $\frac{1}{\hat{\alpha}}$ değerine eşit olacaktır.

vi) $\hat{\beta}$ OLS tahmincisi tutarlı olmasına rağmen, asimtotik dağılımı, hataların otokorelasyona sahip olması ve de zaman serisinden elde edilen gecikmeli ekonometrik regresyon modeli gereği ortaya çıkan bağımlı değişkenlerin sorunlu parametrelerine bağlıdır. Yukarıda değinildiği üzere, $Y_{1t} = \beta Y_{2t} + u_{1t}$ ve de $\Delta Y_{2t} = u_{2t}$ şeklinde ifade edilir. Burada hata terimleri $I(0)$ yapısındadır ve y_{2t} değişkeni $I(1)$ yapısında olacaktır. Bu modelden yola çıkarak aşağıdaki genelleme yapılabilir.

$\text{cov}(u_{1t}, u_{2t}) = \sigma_{12}$ eğer, $t = s$ ise, aksi halde $\text{cov}(u_{1t}, u_{2t}) = 0$ olacaktır.

vii) Eğer u_{1t} ve u_{2t} bağımsız yani $\sigma_{12} = 0$ ise, eşanlılık söz konusu değildir. Eğer u_{1t} hata terimi birinci seri otokorelasyona sahipse, hataların korelasyon katsayısı ρ yardımı ile Durbin-Watson (DW) istatistiği hesaplanabilir. $Y_{1t} = \beta Y_{2t} + u_{1t}$ şeklindeki bir regresyon modelinde durağan değişkenler yardımıyla hesaplanan DW test istatistiği daima $2(1 - \rho)$ değerine yakınsak olacaktır. Bu değer için, $\rho = 1$ olduğunda Y_{1t} ve Y_{2t} değişkenleri eşbütünleşmemiş olacaklar ve DW test istatistiği sıfıra çok yakın bir değer almış olacaktır⁴⁹.

viii) Hata terimlerinin seri korelasyona (otokorelasyon) sahip olmadığı ve de model gereği olması gereken bazı bağımlı değişkenlerin bulunmadığı durumlarda $\beta = 0$ şeklindeki sıfır hipotez, asimtotik normal dağılım koşulları altında, bilinen t istatistiği yardımıyla test edilir.

ix) Yukarıdaki sekizinci maddede sözünü ettiğimiz durumu, ΔY_{2t} sabitli ve gecikme faktörlü değişkeni için genellediğimizde, $\Delta Y_{2t} = \mu + u_{2t}$ olduğu

⁴⁹ G.S., Maddala ve In-Moo Kim, **a.g.e.**, s.157-160.

düşünülebilir, ki burada $\hat{\beta}$ parametresinin asimtotik dağılımı, normal dağılmaktadır.

Engle ve Granger (1987) eşbütünleşme testi, hata (artık ya da kalıntı) temelli bir testdir. I(1) yapısındaki y_t , k+1 sayıdaki değişkenlere bağlı bir seri şeklindedir. Engle ve Granger eşbütünleşme testine yönelik bazı eleştiriler ise şunlardır;

- i) Bu testte OLS yöntemi kullanıldığından, bağımlı ve bağımsız değişken ayırımının kesin olarak yapılması gerekir. Bağımlı ve bağımsız değişkenin keyfi belirlenmesi doğal olarak tahminleri etkileyecektir.
- ii) Engle ve Granger testi, modelde yer alan değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin sayısı hakkında bilgi vermemektedir⁵⁰. Gerçekte n sayıda değişkenden oluşan bir modelde n-1 uzun dönemli ilişki söz konusu olabilir. Başka bir deyişle Engle ve Granger testi, değişkenler arasında birden fazla ilişkiye imkan vermemektedir.
- iii) Bu teste, sadece bir uzun dönemli ilişkinin var olduğu kabul edilse de tek denklemler tahmin, tutarlı olmakla birlikte etkin olmayabilmektedir.

1.2.2. Johansen ve Juselius Eşbütünleşme Testi

Yukarıda da değinildiği gibi serilerin durağanlığının sağlanmasından sonra akla gelen, ele alınan seriler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunup bulunmadığıdır. Başka bir deyişle eşbütünleşmenin bulunup bulunmadığıdır. Johansen ve Juselius çoklu eşbütünleşme testi, eşbütünleşmenin yanı sıra eşbütünleşik vektörlerin maksimum olabilirlik tahminlerini de vermektedir. Maksimum olabilirlik tahmin yöntemi kullanılarak eşbütünleştirici vektörlerin varlığını test eden Johansen yaklaşımı (Johansen (1988)), durağan olmayan serilerin farkları ile düzey değerlerini içeren VAR tahmininden oluşur. Değişkenlerin düzey değerlerine ilişkin parametre

⁵⁰ Sami Taban ve Muhsin Kar, "Human Capital and Economic Growth: Causality Analysis, 1969-2001", **Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Cilt.6, Sayı.1, 2006, s.168.

matrisi, modelin uzun dönem özellikleri konusunda bilgileri kapsamaktadır⁵¹. Johansen (1988), Engle ve Granger'in eşbütünleşme testlerinin birtakım eksikliklerini gidermek üzere geliştirilen bir testtir. Engle ve Granger testinin eksiklikleri aşağıdaki gibi sıralanabilir;

- Engle ve Granger testi iki aşamalı bir testtir. Bu yöntemle göre, eşbütünleşme vektöründen artıkların elde edilmesi, bu artık terimleri hataların olası bileşimlerini belirlemek için yardımcı regresyonun kullanılması,
- Uzun dönemli denge ilişkisinin açıklanabilmesi için değişkenlerin bağımlı ve bağımsız şeklinde sınıflandırılmasının gerekmesi,
- Değişken sayısı üç ya da daha fazla olduğunda çoklu eşbütünleşme vektörlerinin ayrı ayrı tahmin edilememesi,
- n tane değişken arasında sadece bir eşbütünleşme ilişkinin tanımlanmasına olanak vermesi,
- Ve son olarak, küçük örneklem yanlılığı uygulamalı çalışmada ele alınan örneklem hacimlerinde bir probleme neden olmasıdır⁵².

Johansen ve Juselius'un çoklu eşbütünleşme testinin açıklaması için denklem 1'de verilen VAR modelini ele alabiliriz. Bu VAR modelinde birinci fark işlemcisi işleme girdiğinde,

$$\Delta Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-1} + \dots + B_k \Delta Y_{t-k+1} + U_t \quad (4)$$

⁵¹ Umut, Halaç, "Türkiye'de Para Dolanım Hızının İstikrarı: 1987-2001", **Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi**, V5 (1), s. 85-102.

⁵² Cem, Kadılar, **Uygulamalı Çok Değişkenli Zaman Serileri Analizi**, Bizim Büro Basımevi, Ankara, 2000, s.186.

modeli elde edilir. Bu modeldeki katsayılar $B_1 = -I + \sum_{i=1}^k A_i$ ve $B_j = -\sum_{i=j}^k A_i$ ($j=2, \dots, k$) şeklinde tanımlanabilir. Denklem 4'te verilen modelde yer alan tüm gecikmeli değişkenler $I(0)$ yapısındadır. Ancak Y_{t-1} , $I(1)$ yapısındadır. B_1 katsayısı tam rank yapısında olmamalıdır. Eğer matris tam ranka sahipse bütün bileşimler durağandır demektir. Rankı sıfır ise, serinin bütün bileşenleri durağan değildir ve sistem geleneksel farkı alınmış VAR modelidir. Bu durumda rank, r değerini alırsa ve bu da r tane eşbütünleşme ilişkisi olduğunu gösterir. Burada $B_1 = \alpha\beta'$ eşitliği ile elde edilir. Bu eşitliği sağlayan, α , $n \times r$ boyutlu, β' ise bir $r \times n$ boyutlu matristir. Dolayısıyla $\beta'Y_{t-1}$, r sayıda eşbütünleşmiş değişkenleri ifade eder. β' , eşbütünleşmiş vektörlerin katsayılarının matrisidir. α , hata düzeltme terimlerinin bir sunumudur ve eşbütünleşme vektörlerinin ağırlıklarını içerir. α ve β' bilindiğinde, B_2, \dots, B_k değerlerini elenebilir. Denklem 4'te verilen modelde yer alan $\Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-k+1}$ değişkenlerine bağlı ΔY_t regresyonundan elde edilen hata moment matrisi R_{0t} , aynı değişkenlerin ΔY_{t-1} regresyonundan elde edilen hata moment matrisi R_{1t} olmak üzere aşağıdaki eşitlik elde edilebilir,

$$R_{0t} = \alpha\beta'R_{1t} + u_t \quad (5)$$

denklem 5'te verilen regresyonda R_{0t} ve R_{1t} değişkenleri için, regresyon kareler toplamı

ve hata kareler toplamının matrisi, $\begin{bmatrix} S_{00} & S_{01} \\ S_{10} & S_{11} \end{bmatrix}_{n \times n}$ biçiminde olacaktır.

Bu matriste S_{00} , birinci hata moment matrisini, S_{11} , ikinci hata moment matrisini ve S_{10} ile S_{01} ise çapraz-çarpım moment matrisini göstermektedir⁵³. Bu değerlere karşılık gelen anakütle parametreleri ise, $\Sigma_{00}, \Sigma_{10}, \Sigma_{01}$ ve Σ_{11} değerleridir. Bu anlamda, $\beta'R_{1t}$ değerinin asimtotik varyans değeri $\beta'\Sigma_{11}\beta$, R_{0t} değerinin asimtotik varyansı Σ_{00} , $\beta'R_{1t}$ ve R_{0t} değerlerinin asimtotik varyansları ise $\beta'\Sigma_{10}$ olur⁵⁴.

⁵³ DPT Makroekonometrik Modeli, Ekonomik Modeller ve Stratejik Araştırmalar Genel Müdürlüğü, 1995.

⁵⁴ G.S., Maddala, In-Moo, Kim, a.g.e. , s. 165-168.

Johansen eşbütünleşme vektörünün karakteristik kökleri denklem 6'da verilen eşitliklerle bulunmaktadır.

$$|S_{10}S_{00}^{-1}S_{01} - \lambda S_{11}| = 0 \quad \text{ya da}$$

$$|S_{11}^{-1}S_{10}S_{00}S_{01} - \lambda I| = 0 \quad (6)$$

Bu kökler, r kadar özgün vektörün çözümü ile elde edilen maksimum karakteristik kökü biçiminde tanımlanabilir. Fakat bu eşitlik ya da eşitliklerin kökleri, R_{1t} , R_{0t} değerleri arasındaki r sayıda kanonik korelasyonlardır. Bu eşitliklerde λ değerleri, A katsayılarının özgün vektörü karşılıkları olarak düşünülebilir. Bu durumda $(I - A)$ matrisinin özgün vektörü $(1 - \lambda_i)$ değeridir. Sözü edilen λ_i değerleri, yukarıdaki determinant çözümüyle elde edilen kanonik korelasyonlardır. Çıkarsama ile aşağıdaki eşitlik elde edilebilir,

$$1 - \lambda_i = \text{özgünvektör} (I - S_{11}^{-1}S_{10}S_{00}^{-1}S_{01}) \quad (7)$$

Özgün değerleri görüldüğü üzere sonuçta bir matrisin determinantlarıdır. Denklem 6'da yer alan determinantlar yardımıyla aşağıdaki eşitlikler elde edilir,

$$\prod_{i=1}^n (1 - \lambda_i) = |I - S_{11}^{-1}S_{10}S_{00}^{-1}S_{01}| = \frac{|S_{11} - S_{10}S_{00}^{-1}|}{|S_{11}|} \quad (8)$$

ve yine aynı determinatlar yardımıyla da $\frac{|S_{00} - S_{01}S_{11}^{-1}S_{10}|}{|S_{00}|}$ değeri elde edilir.

Maksimum benzerlik teoremi yardımıyla da,

$$L_{\max}^{-2/T} = |S_{00}| \cdot \prod_{i=1}^n (1 - \lambda_i) \quad (9)$$

eşitliği elde edilir. Bu eşitlik (9), normal bir çoklu regresyon modeli olarak da gösterilebilir. Bu model, $L_{\max}^{-2/T} = \text{sabit.}(y'y)(1 - R^2)$ şeklinde ifade edilir⁵⁵. Burada, denklem 9'da yer verilen $|S_{00}|$ genelleştirilmiş varyansı ile $y'y$ yer değiştirmektedir. Bununla birlikte, $(1 - R^2)$ değeri de $\prod_{i=1}^n (1 - \lambda_i)$ değerinin yerine kullanılmaktadır.

Johansen, eşbütünleşmiş vektörlerinin sayısı belirlemek için iki farklı yöntem önermektedir. Bunlar, maksimum özdeğer ve trace(iz) testidir. Bunlardan iz testi, en fazla r sayıda eşbütünleşme vektörünün olduğunu savunan sıfır hipotezi test eder. Maksimum özdeğer testinde ise, r sayıda eşbütünleşme vektörünün olduğunu ileri süren hipotezi, $r+1$ sayıda eşbütünleşme vektörünün olduğunu belirten alternatif hipoteze karşı test eder. Uygulamalarda daha çok maksimum özdeğer testi kullanılmaktadır. Maksimum özdeğer testi için en çok olabilirlik test istatistiği (LR),

$$\lambda_{\max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (10)$$

şeklinde hesaplanır. Denklem 10'da verilen eşitlikte T gözlem sayısını, r ise eşbütünleşik vektör sayısını gösterir. Bu test istatistiğinin asimtotik dağılımı, stokastik matrisin maksimum özdeğer yapısına ve VAR modelindeki deterministik trendlerin farklı spesifikasyonlarına göre ele alınmaktadır. Bu test için kullanılacak kritik değerler tablosu, Osterwald – Lenum (1992) tarafından hazırlanmıştır. Johansen'in eşbütünleşme testini uygularken dikkate alınması gereken noktalar şunlardır;

- Ekonomik teoriye uygun değişkenler ele alınmalı ve modeller kurulmalıdır.
- Ekonomik modeli kısa dönemde etkileyebilecek değişkenler söz konusu ise bu değişkenlere de modelde yer verilmelidir.
- Değişkenlerin $I(1)$ olması gerekmektedir.
- Johansen yöntemi yardımı ile eşbütünleşme vektör sayısı belirlenerek tahminde bulunulabilir. Eşbütünleşme elde edildiğinde, söz konusu uzun dönemli ilişkinin ekonomik teoriye uygunluğu araştırılmalıdır.
- Johansen yönteminin her aşamasında durağanlık ve artık teriminin rassallığı test edilmelidir.

⁵⁵ G.S., Maddala, In-Moo, Kim, a.g.e., s.167-168.

1.2.3. Eşbütünleşme Regresyon Durbin – Watson Testi

Eşbütünleşme Durbin – Watson testinde, eşbütünleşme regresyonundan elde edilen Durbin-Watson (DW) istatistiği kullanılır. DW değerinin sıfırdan anlamlı bir şekilde büyük olup olmadığı test edilir. Eğer hesaplanan DW değeri, sıfırdan anlamlı bir şekilde büyükse bu, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğunu gösterir. Kritik değerleri test etmenin diğer bir yöntemi de DW değerinin sıfır olduğu şeklindeki sıfır hipotezidir. Bu testle, hesaplanan DW değeri, kritik değerden küçükse eşbütünleşme olduğunu savunan sıfır hipotezini reddedilir. Hesaplanan DW değeri, kritik değerden büyükse kabul edilir. CRDW testinin bazı avantajları vardır. Bunlar; bu test, durağan birinci sıra otoregresif hata terimi söz konusu olsa da değişmez. Ayrıca CRDW testinde gerçek modele trend faktörünün girip girmemesi önemli değildir⁵⁶.

CRDW testinde, test edilen sıfır hipotez $DW=0$ şeklindeki eşbütünleşmenin olmadığını belirttiği hipotezdir. CRDW test istatistiği,

$$CRDW = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2} \quad (11)$$

biçiminde hesaplanabilir. Burada, DW değeri sıfır ise sıfır hipotez kabul edilir ve eşbütünleşme olmadığı sonucu ortaya çıkar. DW istatistiğinin değeri büyüdükçe, sıfır hipotez reddedilir ve eşbütünleşmenin var olduğu sonucuna varılır.

2. VEKTÖR OTOREGRESİF REGRESYON (VAR) MODELİ

Eşanlı ya da yapısal denklem modellerinde bazı değişkenler bağımlı, bazıları da bağımsız ya da önceden belirlenmiş olarak alınır. Bu tür modelleri tahmin etmeden önce sistemdeki eşitliklerin tam ya da aşırı tanımlanmış olduklarından emin olmamız gerekir. Bu tanımlama da genellikle önceden belirlenmiş bazı değişkenlerin yalnız bazı eşitliklerde bulunduğu varsayılarak yapılır. Bu karar çoğunlukla öznel olur ve

⁵⁶ Mustafa, Özer, **a.g.e.**, s.77-78.

Christopher Sims tarafından eleştirilmiştir⁵⁷. Sims'e göre eğer değişkenler arasında eşanlılık varsa değişkenlerin tümü eşit şekilde değerlendirilmelidir. Değişkenlerin bağımlı ve bağımsız olarak ayrımı önceden yapılmamalıdır. Sims, VAR modelini bu görüşler çerçevesinde oluşturmuştur.

Genel olarak, çok değişkenli zaman serileri için iki farklı model kurma tekniğinin olduğu bilinmektedir. Bunlardan ilki, makroekonomik teoriye uygun ekonometrik modeller ve diğeri ise Box-Jenkins ARIMA yaklaşımıdır. Bu modellerin amacı, zaman serisinin dinamik yapısının belirlenmesidir. Uygulamalarda yaşanan çeşitli tanımlama, tahminleme sorunları nedeni ile ARIMA yerine VAR modellerinin tercih edilmesi daha sık karşılaşılan bir durum olmaktadır. VAR modelleri genel olarak, ekonomik değişkenler arasındaki otoregresif ilişkinin incelendiği modellerdir.

2.1. VAR Modelinin Tanımı ve Özellikleri

VAR modelinde, başlangıçta değişkenleri bağımlı ve bağımsız değişken biçiminde ayırma zorunluluğu yoktur. Çünkü bu modelde genellikle bağımsız değişken yer almaz. Değişkenlerin tümü bağımlıdır ve birçok bağımlı değişken birlikte ele alınır. Her bir bağımlı değişken, kendisinin ve modelde yer alan diğer bağımlı değişkenlerin gecikmeli değerleriyle açıklanır.

VAR modelindeki otoregresif tanımlaması, değişkenin gecikmeli değerlerinin eşitliğin sağ tarafında yer almasından kaynaklanmaktadır. Vektör terimi ise iki ya da daha fazla değişkenin vektör biçiminde ele alınmasından kaynaklanır.

Bir değişkenin bağımsız olup olmadığından emin olunmadığında, tüm değişkenler aynı şekilde değerlendirilmelidir. İki değişkenli durumda, Y_t 'nin zaman içinde aldığı değerlerin X_t değişkeninin cari ve geçmiş dönemlerde aldığı değerlerden etkilendiği, X_t 'nin zaman içinde aldığı değerlerin ise Y_t 'nin cari ve geçmiş dönem değerlerinden etkilendiği kabul edildiğinde sistem,

$$Y_t = b_{10} - b_{12}X_t + \gamma_{11}Y_{t-1} + \gamma_{12}X_{t-1} + \varepsilon_{Yt} \quad (12)$$

⁵⁷ Gujarati Damodar N., **Basic Econometrics**, McGraw Hill, 4th Edition, 2003, s.848.

$$X_t = b_{20} - b_{21}Y_t + \gamma_{21}Y_{t-1} + \gamma_{22}X_{t-1} + \varepsilon_{Xt} \quad (13)$$

olarak oluşturulabilir. Sistem oluşturulurken yapılan varsayımlar ise ;

- i) Y_t ve X_t ' nin durağan olduğu, ε_{Yt} ve ε_{Xt} nin sırasıyla σ_Y ve σ_X standart sapmalarına sahip beyaz gürültü hata terimleri oldukları ve
- ii) ε_{Yt} ve ε_{Xt} 'nin birbirleri ile ilişkisiz beyaz gürültü hata terimleri olduklarıdır.

12 ve 13 nolu eşitlikler maksimum gecikme uzunluğu bir olduğu için birinci dereceden vektör otoregresif modeller olarak adlandırılırlar. Bu iki değişkenli ve birinci dereceden olan VAR modeli çok değişkenli ve daha yüksek derecelerdeki sistemlerin oluşturulması için bir başlangıç niteliğindedir. Y_t ve X_t değişkenleri, birbirlerini etkilediklerinden sistem kendi içerisinde bir geri besleme yaratır. Örneğin $-b_{12}$ katsayısı X_t 'deki bir birimlik değişimin Y_t üzerindeki etkisini göstermektedir. γ_{21} katsayısı ise Y_{t-1} 'deki bir birimlik değişimin X_t üzerindeki etkisini gösterir. ε_{Yt} ve ε_{Xt} terimleri ise sırasıyla Y_t ve X_t üzerindeki şokları gösterir. Eğer b_{21} katsayısı sıfıra eşit değilse, ε_{Yt} , X_t üzerinde dolaylı eşanlı bir etkiye sahiptir. Benzer şekilde eğer b_{12} sıfıra eşit değilse, ε_{Xt} , Y_t üzerinde dolaylı bir eşanlı etkiye sahip olur.

12 ve 13 nolu eşitlikler, Y_t 'nin X_t üzerinde ve X_t 'nin Y_t üzerinde eşanlı etkisinin olmasından dolayı indirgenmiş form eşitlikleri değillerdir. Fakat matris cebri kullanılarak eşitlikler sistemini daha kullanışlı bir şekle dönüştürmek mümkün olabilir.

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{Yt} \\ \varepsilon_{Xt} \end{bmatrix} \text{ olmak üzere,}$$

$$BZ_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

biçiminde yazılabilir.

Burada,

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, \quad Z_t = \begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix}, \quad \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}$$

$$\Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{Yt} \\ \varepsilon_{Xt} \end{bmatrix}$$

14 nolu eşitliği B^{-1} ile soldan çarparsak VAR modelinin standart formuna ulaşılmış olur.

$$Z_t = A_0 + A_1 Z_{t-1} + e_t \quad (15)$$

Burada $A_0 = B^{-1} \Gamma_0$, $A_1 = B^{-1} \Gamma_1$ ve $e_t = B^{-1} \varepsilon_t$ olmaktadır. Notasyonu belirlemek amacıyla a_{i0} 'ı A_0 vektörünün i. elemanı olarak, a_{ij} 'yi A_1 matrisinin i. satırı ve j. sütunundaki eleman olarak ve e_{it} 'yi e_t vektörünün i. elemanı olarak tanımlanabilir. Bu yeni tanımlamalara göre (15) nolu eşitlik yardımıyla denklem 12 ve 13'te verilen modeller aşağıdaki biçimde yazılır:

$$Y_t = a_{10} + a_{11} Y_{t-1} + a_{12} X_{t-1} + e_{1t} \quad (16)$$

$$X_t = a_{20} + a_{21} Y_{t-1} + a_{22} X_{t-1} + e_{2t} \quad (17)$$

12 ve 13 nolu modeller ile 16 ve 17 nolu modelleri birbirinden ayırmak gereklidir. 12 ve 13 modelleri yapısal VAR modelleri iken, 16 ve 17 modelleri VAR modelinin standart şeklidir⁵⁸.

VAR modeli başlangıçta değişkenlerin bağımlı, bağımsız olduğuna karar vermek zorunda olunmadığından uygulaması kolay bir modeldir. Her eşitliğin tahmini OLS yöntemiyle yapıldığından modelin tahmini açısından da bir sorun yoktur. VAR modelinden elde edilen öngörüler, çoğu zaman daha karmaşık eşanlı denklem sistemlerinden elde edilen öngörülere göre daha iyidir.

Eşanlı denklem sistemlerinin aksine VAR modeli teorik olmayan bir modeldir. Çünkü daha az ön bilgiden yararlanır. Eşanlı denklem sistemlerinde ise belli

⁵⁸ Enders, Walter, **Applied Econometric Time Series**, John Wiley And Sons Inc., 1995, s.295.

değişkenlerin modele dahil edilip edilmemesi modelin tanımlanması açısından önemli bir rol oynar. VAR modeli öngörüye odaklandığından politika analizleri için de çok uygun sayılmaz. Model ile ilgili pratikte yaşanan en önemli sorun uygun gecikmenin belirlenmesi sorunudur. Örneğin, iki değişkenli bir VAR modeli olduğunu ve her değişken için 7 gecikme dahil edildiği varsayıldığında, 14 tane gecikmeli parametre ve sabit terimle birlikte toplam 15 tane parametre söz konusu olur. Eğer örneklem hacmi yeterince büyük değilse, bu kadar fazla sayıdaki parametrenin tahmininde serbestlik derecesi sorunu ve buna bağlı olarak yaşanan diğer sorunlarla karşılaşılabilir.

n değişkenli bir VAR modelinde, n değişkenin tümü birlikte durağan olmalıdır. Eğer değilse, birinci farkları alınarak veri dönüştürülmelidir. Fakat dönüştürülen veriden elde edilecek sonuçlar tatmin edici olmayabilir. VAR modelini kullananların genelde uyguladıkları yöntem, bazı serilerin durağan olmaması sorununa karşılık düzeylerde çalışmaktır. Bu durumda birim köklerin tahmincilerin dağılımına etkisi de unutulmamalıdır. Daha da kötüsü, eğer model $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerin, yani durağan olan ve durağan olmayan değişkenlerin karışımından oluşuyorsa, veriyi dönüştürmek daha da zorlaşacaktır.

Tahmin edilen VAR modelindeki katsayıları yorumlamak zor olduğundan, bu tekniği kullananlar genellikle etki-tepki fonksiyonlarını tahmin ederler. Etki-tepki fonksiyonu hata terimindeki şoklara karşı VAR sistemindeki bağımlı değişkenin tepkisini ölçer. Denklem 16 ve 17’de verilen e_{1t} ve e_{2t} stokastik hata terimleri VAR terminolojisindeki etkiler ya da şoklardır.

Denklem 16’da yer alan e_{1t} hata teriminin bir standart sapma kadar arttığı düşünüldüğünde, bu tür bir şok ya da değişim, Y_t ’yi hem şimdi, hem de gelecek dönemde etkileyecektir. Fakat Y_t , ikinci eşitlikte de yer aldığından e_{1t} ’deki değişim X_t ’yi de etkilemiş olur. Benzer şekilde e_{2t} ’deki değişim bir standart sapmalılık değişim hem X_t ’yi hem de Y_t ’yi etkileyecektir. Etki-tepki fonksiyonları, yukarıda açıklanmaya çalışıldığı üzere, bu tür şokların gelecekteki birçok döneme etkisini araştıran teknikleri içermektedir. Her ne kadar bu fonksiyonların faydası araştırmacılar tarafından sorgulansa da VAR analizinin merkezinde etki-tepki fonksiyonlarının yer aldığı bilinmektedir.

Eğer iki değişken (X_t, Y_t) eşbütünleşikse ve her biri bireysel olarak $I(1)$ ise diğer bir ifadeyle her biri bireysel olarak durağan değilse Granger anlamında ya Y, X 'e, ya da X, Y 'ye neden olur. Bu nedenle önce bireysel olarak değişkenlerin $I(1)$ olup olmadığına bakılması gerekmektedir. Daha sonra ise değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi analiz edilmelidir.

İlk defa Sims (1980) tarafından formüle edilen VAR modelinde, güçlü önsel (a priori) kısıtlamalar olmaksızın bağımlı değişkenler arasındaki dinamik ilişkiler tahmin edilmektedir. Dolayısıyla, bu yaklaşımda hangi değişkenin bağımlı değişken hangi değişkenin bağımsız değişken olacağı zorunluluğunun olmaması ve modellerin kurulmasında sıkı ekonomik kurama bağlı kalınmaması uygulayıcılar açısından büyük bir kolaylık olarak görülmektedir. VAR modellerinin yukarıda belirtilen kolaylıkları yanında, uygulayıcılar açısından bazı güçlüklerinin de olduğu bilinmektedir. Gujarati'ye (1995) göre m -değişkenli bir VAR modelinde m -değişkenlerinin tümü durağan olmak zorundadır. Durağanlık sağlanamıyorsa, veriler uygun şekilde dönüştürülmelidir. Diğer bir güçlük ise, VAR modelinde uygun gecikme uzunluğunun saptanması konusudur. Örneğin, üç değişkenli bir VAR modelinde, her denklemdeki değişkenin sekiz gecikmeye sahip olduğu varsayılırsa, her denklemde yirmi dört gecikmeli parametreye sabit terim bulunacaktır. Dolayısıyla, örnek uzayının boyutu büyük olmadıkça, tahmin edilen bir çok parametre serbestlik derecesini tüketir. Bu ise, modelin parametrelerinin tahminini zorlaştırır. VAR yöntemi, farklı bağımlı değişkenlerin birlikte düşünüldüğü eşanlı denklem modeline dayanmaktadır. Her bağımlı değişken, kendi gecikmeli veya geçmiş değeriyle ve modeldeki diğer bütün bağımlı değişkenlerin gecikmeli değerleriyle açıklanırken, modelde, genellikle herhangi bir bağımlı değişken yer almamaktadır.

VAR modelinin nasıl tahmin edildiği basit bir modelle açıklanabilir. İki değişkenli bir modelde: Y_t 'nin çıktısı, M_t 'nin ise para arzını temsil ettiğini varsayalım. Bu modelde, Y_t hem kendi gecikmeli değerleriyle, hem de M_t 'nin gecikmeli değerleriyle, M_t ise tıpkı Y_t gibi kendi gecikmeli değerleri ve Y_t 'nin gecikmeli değerleriyle açıklanmaktadır. Tahmin ediciler olarak, her değişkenin sekiz gecikmeli değerinin olduğu ve söz konusu iki değişken arasında iki taraflı nedenselliğin olduğu hipotezinin reddedilemediğini düşünelim. Yani, Y_t M_t 'yi etkilemekte, bunun karşılığında, M_t de Y_t 'yi etkilemektedir. Bu durumda, Y_t/M_t modelinde, her denklem

tahmin ediciler olarak, Y_t 'nin ve M_t 'nin dört gecikmeli değerlerini kapsamaktadır. Bu durumda da, bu denklemler en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilebilmektedir. Öyleyse, tahmin edilen gerçek modelin denklemleri olarak yazılmaktadır. Burada, belirsiz hata terimi, itme veya şok (impulse/innovation) olarak adlandırılmaktadır. Ayrıca, yapısal VAR modelleri (Structural Vector Autoregression (SVAR)), yaygın bir şekilde kullanılmalarına rağmen, bunların en temel sorunu doğrudan tahmin edilememeleridir. Esasen, bütün görgül makroekonomik modellerde benzer sorunlarla karşılaşmaktadır.

Ekonominin gerçek yapısını temsil eden yapısal bir modelde, sorunların nasıl ortaya çıktığını açıklamak için denklem 18 ele alınabilir⁵⁹.

$$\Gamma Y_t = B X_t + e_t \quad (18)$$

Burada, Y_t ($n \times 1$) boyutunda bağımlı değişkenlerin vektörünü, X_t ise bağımlı ve gecikmeli bağımlı değişkenleri göstermektedir. $\Sigma_e = E(ee')$, yapısal şokların varyans-kovaryans matrisini vermektedir. Γ ve B 'deki katsayıları ilgili parametrelerdir. Yapısal modellerin tahminindeki temel sorun doğrudan tahmin edilememeleri ve Γ ve B 'nin doğru değerlerinin çıkarılamamasıdır. Bu nedenle verilerin birtakım kısıtlarla tanımlanması gerekmektedir. Gözlemlenen veriler üzerinde aynı olasılıklı dağılımı gösteren Γ ve B 'nin farklı değerleri için sınırsız bir set vardır. Dolayısıyla, söz konusu katsayılar için gerçek değerleri bulmak olanaksız olduğundan parametreler belirlenmemektedir. Bu sorunu göstermek için modelin indirgenmiş biçimi veri setindeki örnekleme bilgisinden özetlenerek çıkarılmalıdır. İndirgenmiş biçimde, her bağımlı değişken önceden belirlenen değişkenlerin bir fonksiyonu olarak açıklanmaktadır.

Burada $B^* = \Gamma^{-1}B$ ve $u_t = \Gamma^{-1}e_t$, indirgenmiş biçimin varyans-kovaryans matrisi $\Sigma = E(uu')$ ile verilmektedir. Farklı bir yapısal model olarak, denklem 18'de gösterilen modelin Q matrisiyle önden çarpılmasıyla elde edilen model, denklem 19'da verilen model olacaktır. Q matrisi n^2 boyutlu bir kare matristir. Burada n , modelde yer

⁵⁹ Jan, Gottschalk, "An Introduction into the SVAR Methodology: Identification, Interpretation and Limitations of SVAR Models", **Kiel Institute of World Economics**, Duestenbroker Weg 120, August, 2001.

alan katsayıları ifade etmektedir. Bu tam ranklı Q matrisinin çarpımı ile elde edilen model ,

$$Q\Gamma Y_t = QBX_t + Qe_t \quad (19)$$

şeklinde olacaktır. Burada, $\Gamma_Q = Q\Gamma$, $B_Q = QB$, ve $e_{Q_t} = Qe_t$ olmak üzere,

$$\begin{aligned} Y_t &= \Gamma_Q^{-1}B_Q X_t + \Gamma_Q^{-1}e_{Q_t} = \Gamma^{-1}Q^{-1}QB X_t + \Gamma^{-1}Q^{-1}Qe_t \\ &= \Gamma^{-1}B X_t + \Gamma^{-1}e_t \end{aligned} \quad (20)$$

biçiminde olacaktır. Diğer bir ifadeyle, denklemin indirgenmiş biçimi $Y_t = B * X_t + u_t$ denklemine eşittir. Bu, iki modelinde gözlemsel olarak birbirine eşit olduğunu gösterir ve bir tanımlama sorunudur.

2.2. VAR Modelinde Gecikme Sayısının Belirlenmesi

VAR modeli zaman serisi modellerin arasında en sık kullanılan modeldir. Sims (1980) tarafından geliştirilen VAR modeli, seçilen tüm değişkenleri cari ve geçmiş değerlerini bir bütün olarak ele alarak sistemde beraber incelemektedir. Ayrıca, VAR modeli şokların değişkenler üzerindeki etkilerinin incelemesinde de yardımcı olmaktadır. VAR modellerinde uygun gecikme uzunluğunu belirlemek için LR (Log Likelihood), Son Öngörü Hatası (Final Prediction Error (FPE)), Akaike Bilgi Ölçütü (Akaike Information Criteria (AIC)), Schwarz Bilgi Ölçütü (Schwarz Information Criteria (SIC)) ve Hannan-Quinn Bilgi Ölçütü (Hannan-Quinn Information Criteria (HQ)) ölçütleri kullanılmaktadır.

$$AIC = \log|\hat{\Sigma}_U(k)| + \frac{2kL^2}{T} \quad (21)$$

$$SIC = \log|\hat{\Sigma}_U(k)| + \frac{kL^2 N \log T}{T} \quad (22)$$

$$HQ = \log|\hat{\Sigma}_u(k)| + \frac{2kL^2 \log T}{T} \quad (23)$$

Denklem (21)-(23)'te verilen eşitliklerde, $\hat{\Sigma}_u$ derecesi k olan varyans-kovaryans matrisini, $\log|\hat{\Sigma}_u(k)|$ ise k dereceli modelin uyumunun ölçüsüdür. L ise modelin değişken sayısını ifade etmektedir.

2.3. Etki-Tepki Fonksiyonu ve Varyans Ayırıştırması Analizi

Etki-tepki fonksiyonu VAR modeli içinde yer alan değişkenlere ait serilerin hata terimlerinde meydana gelen şoklara karşı ne yönde ve ne ölçüde tepki gösterdiğinin, varyans ayırıştırması analizi ise bir zaman serisinde meydana gelen değişmelerin kaynaklarının araştırılmasında kullanılan bir yöntemdir. VAR modelinden elde edilen hata terimleri arasındaki korelasyonun sıfırdan farklı olması halinde etki-tepki fonksiyonu ve varyans ayırıştırması analizi için serilerin bağımsızdan bağımlıya doğru sıralanması gerekmektedir.

VAR modeli yardımıyla hesaplanan katsayıları tek tek yorumlamak zor olduğundan, Genelde başvurulan yöntem etki-tepki analizi ile varyans ayırıştırması yöntemidir. Etki-tepki analizi ve varyans ayırıştırması yöntemlerinde değişkenlerin durağan olmaları ve hangi sıralamaya göre analize dahil edildikleri oldukça önemlidir. Durağan olmayan serilerden birine uygulanacak bir birimlik şokun zaman içinde azalarak, sönmesini beklemek mümkün değildir. Çünkü seri içerisinde trend barındırıyormuş gibi sönmeden devam eder. Değişkenlerin sıralanması konusunda ise genelde kabul gören bunların bağımsızdan bağımlıya göre sıralanmasıdır. Ancak bu çalışmada ele alınan modeller açısından tek bağımsız değişkenin yer alması nedeniyle bu tür bir sorun söz konusu değildir. Bununla birlikte, etki-tepki analizi yapılırken, şok uygulanan değişkenin sadece diğer değişkenler üzerindeki etkisi değil, aynı zamanda kendisi üzerindeki etkisi de dikkate alınmıştır.

2.3.1. Etki-Tepki Fonksiyonları

Etki - Tepki Analizi VAR modelinin ampirik bir uygulamasıdır. Etki – Tepki fonksiyonları hata terimlerinde meydana gelen bir standart sapmalılık şokun sistemdeki bağımlı değişkenlerin şimdiki ve gelecekteki değerlerine etkisini yansıtmaktadır. Değişkenler arasındaki dinamik etkileşim Etki – Tepki fonksiyonu yardımıyla incelenmektedir.

VAR analizinde, incelenen değişkenler arasındaki dinamik etkileşimi belirlemede, simetrik ilişkileri tespit etmede, etki-tepki fonksiyonlarının büyük payı vardır. Bir makroekonomik büyüklüğün üzerinde, en etkili değişkenin hangisi olduğu varyans ayrıştırması ile etkili bulunan bu değişkenin politika aracı olarak kullanılabilir olup olmadığı ise, etki-tepki fonksiyonları ile belirlenir. Standard VAR modelinden etki-tepki katsayılarını elde etmede en çok kullanılan yöntemlerden birisi, hataların Cholesky ayrıştırması kullanılarak dikeyleştirilmesi (orthogonalize)dir. Örneğin X, Y'yi etkiliyorsa ve aynı zamanda Y'de X' i etkiliyorsa, iki değişken arasında simetrik ilişki olduğu söylenebilir. Bu yüzden değişkenlerin sırasının değiştirilmesi, etki-tepki fonksiyonlarında çok büyük değişmelere yol açabileceğinden, bu noktaya dikkat edilmelidir. Ayrıca etki-tepkiler, VAR modelinin katsayılarının doğrusal olmayan bir fonksiyonu olmalarından dolayı, bunların gerçek değerleri hesaplanamaz. Ancak etki-tepki fonksiyonlarının gerçek değerleri belirli bir olasılıkla güven aralıklarının içinde yer alırlar. Bundan dolayı etki-tepki fonksiyonlarının katsayılarının güven aralıklarının hesaplanmasında kullanılan analitik yöntemler, son zamanlarda eleştiri konusu olmuştur (Kilian ve Chang, 2000). Bu konuda Monte Carlo ve bootstrap yöntemleri sıkça kullanılmaya başlanmıştır. Bu çalışmada etki-tepki fonksiyonlarının standart hatalarının hesaplanmasında Monte Carlo tekniği kullanılmaktadır. Bu tekniğe göre, Hamilton(1994) tarafından hesaplanan VAR katsayılarının asimptotik dağılımından, rassal bir örneklem seçilir. Simülasyonla elde edilmiş bu katsayılardan yararlanarak, etki-tepki katsayıları elde edilir. Bu süreç, belirli bir sayıda tekrarlanarak, etki-tepki katsayılarının örneklem dağılımı bulunur. Bu dağılımdan faydalanarak standart sapmalar elde edilir. Bu şekilde elde edilen standart sapmalar, etki-tepki fonksiyonlarının standart hatalarını verecektir.

2.3.2. Varyans Ayırıştırması

Varyans ayırıştırması, bağımlı değişkenlerden birisindeki değişimi, tüm bağımlı değişkenleri etkileyen ayrı ayrı şoklar olarak ayırır. Bu anlamda 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, belirli bir uzunluktaki 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 nispi ağırlığı bulunur. Varyans ayırıştırmasından elde edilen sonuçların yorumlanması da önemlidir. Bir model düşünürsek, Y'deki bir şok, tahmin dönemi uzunluğu ne olursa olsun X'in öngörü hata varyansını etkilemiyorsa, X bağımsız kabul edilebilir. Çünkü X, Y'den bağımsız olarak hareket etmektedir. Aksine, Y'deki bir şok tamamen (ya da önemli ölçüde) X'in öngörü hata varyansını etkiliyorsa, X bağımlı bir değişken kabul edilir. Varyans ayırıştırmasında da değişkenlerin sırası sonuçlara etki etmektedir.

2.4. Hata Düzeltme Modeli (ECM)

Eşbütünlüşme kavramı, bildiğimiz gibi değişkenler arasındaki uzun dönemli bir denge ilişkisini gösterir. Ancak, bu uzun dönem içerisinde herhangi bir kısa dönemli sürede sözünü ettiğimiz denge ilişkisi bozulabilir. Bu durumda, hata terimi, bu dönemdeki bir denge hatası olarak ele alınabilir⁶⁰. Hata düzeltme kavramı Engle ve Granger tarafından yaygınlaştırılmıştır. Hata düzeltme modellerinin (ECM) temel amacı, kısa dönemli dengesizliği ortadan kaldırmaktır.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta X_t + \beta_3 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

Hata düzeltme modeli kavramını basit olarak açıklamak için denklem 24'te verilen modeli ele almak mümkündür. Burada, Δ , birinci fark işlemcesini, \hat{u}_{t-1} ,

⁶⁰ Damodar, N., Gujarati, **Temel Ekonometri**, (Çev. Ümit Şenesen, Gülay G., Şenesen), 1999, s.728-729.

regresyondaki artık deęerinin bir dönem gecikmeli deęerinin tahminidir. ε_t ise bilindik hata terimidir. Bu model, Y_t 'deki deęişmeyi X_t 'deki deęişmeye ve bir önceki dönemin denge hatasına bağlar. Burada, \hat{u}_{t-1} , hata düzeltme terimi, uzun dönem denge ilişkisine yönelik uyarlanmaları gösterir. β_3 katsayısı, istatistiksel olarak anlamlı ise, Y_t 'de bir dönemlik dengesizliğin ne kadarının diğer dönemde düzeltildiğini gösterir.

Belirttiğimiz şekilde, hata düzeltme parametresi, model dinamiğini dengede tutmaya yarar ve deęişkenleri uzun dönem denge deęerine doğru yakınlaşmaya zorlar⁶¹. Uygulamalarda hata düzeltme parametresinin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkması beklenir. Bunun anlamı, deęişkenlerini uzun dönem denge deęerine doğru hareket edeceęidir. Zaman serisi deęişkenlerinin tümü $I(1)$ ve deęişkenler eşbütünleşme ilişkisi varsa bir hata düzeltme modeli tahmin edilebilir.

2.5. Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM)

Vektör hata düzeltme modellerinin bağımlı deęişkenlerin uzun dönemli denge ilişkilerini kısıtlayarak, bu deęişkenlerin kısa dönem dinamiklerini belirlemeye olanak verdięi bilinmektedir. VECM, genel olarak kısıtlı bir VAR modeli özellięi taşımaktadır. Bir vektör hata düzeltme modeli,

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta Y_{t-p+1} + u_t \quad (25)$$

biçiminde ifade edilebilmektedir. Bununla birlikte, VECM'in genel olarak VAR denkleminin her iki tarafından Y_{t-1} çıkarılması ile elde edildięi bilinmektedir. Denklem 25'te Γ_i kısa dönem etkisini, ΠY_{t-1} ise uzun dönem etkisini göstermektedir.

⁶¹ Seyfettin Artan ve Metin Berber, "Kamu Kesimi Büyüklüğü ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Çoklu Ko-Entegrasyon Analizi", C.Ü. İ.İ.B.F. Dergisi, Cilt. 5, Sayı. 2, 2004, s. 12.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

NEDENSELLİK ANALİZİ

1. İSTATİSTİKSEL ANLAMDA NEDENSELLİK

İstatistiki anlamıyla nedenselliğin tanımlanması konusunda ilk çalışmalar, Stigler (1949), Simon (1953) ve Feigl (1953) ile başlamıştır. Genel olarak kabul gören tanım ise Feigl'in tanımı olmuştur⁶³. Feigl'in ortaya koyduğu tanım, gerek öngörülebilirlik gerekse doğrulanabilir öngörülebilirlik anlamında geçerli bir tanım olabilmektedir.

Feigl'den daha sonra Granger (1969) tarafından yapılan nedensellik tanımının günümüzde de geçerliliğini koruduğu görülebilmektedir. Granger'ın nedensellik tanımı aşağıdaki iki varsayıma dayanır⁶⁴.

- Gelecek, geçmişin nedeni olamaz. Kesin ya da tam nedensellik, sadece geçmişin şimdiki zamana veya geleceğe neden olmasıyla mümkün olabilir.
- Nedensellik sadece bir grup stokastik süreç için belirlenebilir. Deterministik süreçler arasındaki nedenselliği belirlemek mümkün değildir.

⁶³ Işığışık, Erkan, **Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi**, 1994, s. 78.

⁶⁴ C.W.J., Granger ve Paul, Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", **Journal of Econometrics**, 1974, s. 111-120.

Bu varsayımlardan ilkinden geleceğin sadece geçmiş dönemdeki bilgiler yardımıyla açıklanabileceği, ikincisinden ise aralarında nedensel ilişki araştırılacak değişkenlerin, olasılık sürecine sahip ve rassal dağılmış değişkenler olması gerektiği anlaşılmaktadır. Granger anlamında nedensellik, ‘bir X değişkeni, başka bir Y değişkenine, hem X hem de Y’deki bilgi veri iken, eğer Y değişkeni sadece X’e ait geçmiş değerlerin kullanımıyla (ortalama kare hatası anlamında daha iyi), tahmin edilirse Granger anlamında nedenidir’ biçiminde tanımlanabilir. Diğer bir ifadeyle, X değişkeninin geçmiş değerlerine ait bilgi sahibi olma, Y’nin daha kesin bir biçimde öngörülmesine olanak veriyorsa, X değişkeni Y değişkenine Granger anlamında nedendir.

Ekonometrik çalışmalarda, modelde yer alan değişkenler arasındaki nedensel ilişkinin yönü teorik bilgiye göre belirlenir. İstatistiksel olarak nedenselliği basit bir biçimde, bir zaman serisi değişkeninin gelecekteki tahmini değerlerinin, kendisinin ya da ilişkili başka bir zaman serisi değişkeninin geçmiş dönem değerlerinden etkilenecek elde edilmesi olarak tanımlamak mümkündür. Varsayımlara göre ekonomik değişkenlere ilişkin zaman serilerinde, neden ile yarattığı sonuç arasında zaman gecikmesi gerektiğinden, anlık nedensellik görülmez. Ancak, kimi ekonomik değişkenler, yapıları gereği veya uygulanan çeşitli dönüşümler sonucu anlık nedensellik gösterebilir. Ayrıca, neden ile etki arasındaki zaman gecikmesinin bir haftalık olmasına karşılık, veriler sadece aylık olarak gözlenmiş ise, bu durumda, anlık nedensellik varmış gibi görünebilir⁶⁵.

2. NEDENSELLİĞİN YÖNÜ VE YAPISI

Nedenselliğin yönü, değişkenlerin bağımlı ya da bağımsız olduğunu belirleme açısından önemlidir. Nedenselliğin yönü, iki ya da daha çok değişken arasındaki ilişkilerin tek yönlü, iki yönlü veya anlık mı değişimlerini belirlemek için kullanılır. Bu bölümde sırası ile tek yönlü, iki yönlü ve anlık nedensellik kavramları teorik olarak açıklanmaktadır.

⁶⁵ Erkan, Işığışık, a.g.e., s.93-95.

2.1. Tek Yönlü Nedensellik

Granger anlamında tek yönlü nedensellik, X ve Y değişkenleri ele alındığında, eğer Y'nin öngörüsü X'in geçmiş değerleri kullanıldığında, X'in geçmiş değerleri kullanılmadığı duruma göre daha tutarlı ise, X Y'nin nedenidir biçiminde tanımlanabilmektedir. Tanımlamada yer alan koşul sağlandığında, bu durum $X \rightarrow Y$ olarak gösterilir. Nedensellik testi ile bir tahmin değil nedensellik çıkarsaması yapıldığı için değişkenler önceden durağanlaştırılmalıdır⁶⁶. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin belirlemek amacıyla Granger nedensellik tanımına dayalı olarak Sims (1972) testi geliştirilmiştir⁶⁷.

Granger nedensellik ilişkisi, aşağıda denklem (1)-(4)'te verilen ve bağımlı ve bağımsız değişkenlerin yer değiştirmesiyle elde edilen otoregresif modeller ile açıklanmaktadır.

$$X_t = \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_{1j} Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^{k'} \alpha_{2i} X_{t-i} + \sum_{j=1}^{m'} \beta_{2j} X_{t-j} + v_t \quad (2)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} X_{t-i} + V_t \quad (3)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^{k'} \alpha_{2i} X_{t-i} + Z_t \quad (4)$$

Burada k, m gecikme uzunluğunu göstermekte olup, $\varepsilon_t, v_t, V_t, Z_t$ ortalaması sıfıra ve sonlu kovaryans matrisine sahip olan bağımsız rassal (random) hata terimleridir. Denklem (1) ve (2) tam, (3) ve (4) ise kısıtlı modellerdir. Buna göre;

⁶⁶ C.W.J., Granger, "Testing for Causality: A Personal View", **Journal of Economic Dynamic and Control**, 1980.

⁶⁷ G., Sims, , "Money, Income and Causality", **American Economic Review**, Cilt 62, 1972, s. 540-552.

- i) $[H_0: \beta_{2j}=0, j=1, 2, \dots, n]$ hipotezi reddedilebilirse X, Y'nin nedenidir ($X \rightarrow Y$).
- ii) $[H_0: \beta_{1j}=0, j=1, 2, \dots, n]$ hipotezi reddedilebilirse Y, X'nin nedenidir ($Y \rightarrow X$).
- iii) (i) ve (ii) koşulları aynı anda gerçekleşiyorsa, geri besleme ilişkisi (iki yönlü nedensellik($X \leftrightarrow Y$)) mevcuttur.
- iv) (i) ve (ii) koşullarının her ikisi de gerçekleşmiyorsa, X ve Y değişkenleri birbirinden bağımsızdır.

X, Y'ye neden olurken, ayrıca Y'nin X'e Granger anlamında neden olmaması durumunda nedensellik, X'den Y'ye doğru tek yönlü nedensellik olarak adlandırılır ve bu da X'nin Y'ye göre bağımsız bir değişken olduğu şeklinde yorumlanabilir.

2.2. İki Yönlü Nedensellik

Granger anlamında nedensellik, hem X'ten Y'ye doğru, hem de Y'den X'e doğru olabilir. Bu durum iki yönlü nedensellik olarak adlandırılır ve $X \Leftrightarrow Y$ olarak gösterilir. Bir önceki kesimde verilen sıfır hipotezlerinin her ikisi de reddedilirse, X ve Y arasında iki taraflı nedensellik olduğu söylenir. Bu durumda geri besleme etkisinden bahsedilebilir. Her iki hipotez, Wald testiyle sınanabilir. Wald F istatistiği, $F = \frac{(ESS_r - ESS_{ur}) / r}{ESS_{ur} / (n - k)}$ biçiminde hesaplanmaktadır. Bu denklemde ESS_r kısıtlanmış modelin hata kareler toplamını, ESS_{ur} kısıtlanmamış modelin hata kareler toplamını, r kısıt sayısını, n gözlem sayısını ve k modeldeki parametre sayısını göstermektedir. Eğer hesaplanan F değeri, F tablo değerinden büyükse, sıfır hipotezleri reddedilir⁶⁸. İki yönlü

⁶⁸ Ferhat B. Özgen ve Bülent Güloğlu, "Türkiye'de İç Borçların İktisadi Etkilerinin VAR Tekniğiyle Analizi", *ODTÜ Gelişme Dergisi*, (31), Haziran, 2004, s. 97.

nedenselliğin bulunması her iki değişkenin de modelde bağımlı değişken olarak bulunmaları anlamını taşır. Bu durumda, tek denklem modeli yerine eşanlı denklem modelinin kullanılması gerekmektedir.

2.3. Anlık Nedensellik

Y'nin gerçek değerini öngörmeye, X'in şimdiki değerinin modelde yer alması, yer almamasından daha iyi sonuç verirse o zaman X'ten Y'ye anlık nedensellik sözkonusudur.

Yukarıda sözü edilen tüm nedensellik türü tanımları, serilerin durağan olması durumunda geçerlidir. Durağanlık yoksa nedensellik t dönemine bağlı olacak ve genelde nedenselliğin varlığı zaman boyunca değişecektir.

3. NEDENSELLİK TESTLERİ

Sims (1972) ve Granger (1969) tarafından geliştirilen nedensellik tanımına dayanarak, farklı bir yaklaşımla nedenselliğin uygulamasını yapmış ve bu konuda katkıda bulunmuştur. Sims'in yaklaşımının ve yine aynı dönemde Haugh (1972) tarafından geliştirilen alternatif bir yaklaşımın ortaya çıkması sonucunda bir çok araştırmacı, değişkenler arasındaki nedensel ilişkinin araştırılması için bu teknikleri uygulamaya başlamıştır.

Ekonometrik metodolojide öncelikle yanlış sonuçlara ya da sahte regresyona yol açmayan en uygun ekonometrik tekniği belirlemek amacıyla kullanılacak zaman serilerinin durağan veya durağan olmama özelliğinin incelenmesi gerekmektedir. Eğer zaman serileri durağan ise en uygun yöntem Granger nedensellik testidir. Standart Granger nedensellik testi, iki değişken arasındaki nedensel bir ilişkinin varlığı ve yönünü test etmek için kullanılır. Ampirik çalışmalarda Granger nedensellik testi yaygın şekilde kullanılmaktadır. Ayrıca, 1980'lerin sonunda ortaya çıkan eşbütünleşme ekonometrik tekniği (Granger, 1986; Engle ve Granger, 1987), nedensellik testi ile ilgili teorik çalışmaların yeniden gözden geçirilmesine katkıda bulunmuştur. Eşbütünleşme

kavramı uzun dönemli ilişkiyi nitelediğinden bu yeni yaklaşıma göre, X ve Y gibi iki değişken arasında eşbütünleşme olduğu gösterilebilirse, Engle ve Granger (1987), kısa dönemde dengesizlikleri gideren bir hata düzeltme mekanizmasının olduğunu göstermektedirler. Bu da bağımlı değişkendeki değişmelerin, bağımsız değişkenlerdeki değişme ve eşbütünleşik regresyondaki gecikmeli hata teriminin bir fonksiyonu olduğu anlamına gelir. Hata düzeltme modelinin bir sonucu olarak, belirli bir t dönemi için, Y_t veya X_t veya her ikisine, Y_{t-1} ve X_{t-1} 'in de bir fonksiyonu olan gecikmeli hata düzeltme terimi neden olmalıdır. Granger, eşbütünleşik değişkenler arasında tek yönlü de olsa nedensellik ilişkisinin bulunacağını ifade etmektedir.

Granger testi ile, VAR modelindeki değişkenler arasındaki ilişki ortaya çıkarılabilirken, ele alınan değişken üzerindeki en etkili değişkenin belirlenmesinde yeterli olamayabilecektir. Bu anlamda yapılması gereken, önceki bölümde tanıtılan etki-tepki fonksiyonlarının belirlenmesi ve varyans ayrıştırmasıdır. Ancak, etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması yöntemleri sadece bilgi verici yöntemler olmaktadır.

3.1. Granger Nedensellik Testi

Granger'a göre, yeterince yüksek dereceli iki değişkenli otoregresif bir sürecin tahmini yardımıyla, nedenselliğin test edilebilir hale gelmesi sağlanmıştır. Böylece X'in Y'ye veya Y'nin X'e neden olup olmadığı hipotezi test edilebilir hale gelmiştir. Ayrıca ifade etmek gerekir ki, değişkenler arasında anlık nedenselliğin olup olmadığının test edilebilmesi de mümkün olabilmektedir.

Y ve X arasındaki Granger nedensellik testinin yapılabilmesi için, her iki değişkenin de kovaryans durağan ve stokastik olması gerektiği daha önce belirtilmişti. Ekonomik değişkenler genellikle kovaryans durağan değildirler ve trend faktörünü içerirler. Bazıları da mevsimlik dalgalanmalar gösterirler. Bu nedenle, serileri bu tür etkilerden arındırmak gerekir. Aşağıda verilen denklem 5 ve 6'da söz konusu faktörleri içeren orijinal Y ve X değişkenlerinin bunlardan arındırılmış olduklarını göstermek üzere X^* ve Y^* sembolleri kullanılmıştır.

$$Y_t^* = \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} Y_{t-i}^* + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} X_{t-i}^* + u_{1t} \quad (5)$$

$$X_t^* = \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} X_{t-i}^* + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} Y_{t-i}^* + u_{2t} \quad (6)$$

Burada, α_{1i} , α_{2i} , β_{1i} , β_{2i} gecikme katsayılarını, k bütün değişkenler için ortak gecikme uzunluğunu ve u_{1t} ile u_{2t} , korelasyonsuz beyaz gürültü süreçlerini gösterir. Böylece $s \neq t$ olmak üzere $E(u_{1t}, u_{1s}) = E(u_{2t}, u_{2s}) = 0$ 'dır. Yukarıdaki model anlık nedenselliğin araştırılmasını imkansız kılmaktadır. Bu modelleri (denklem 5 ve 6) anlık nedenselliği de araştırabilecek şekilde sırasıyla aşağıdaki biçimde yazmak mümkündür.

$$Y_t^* + \beta_{01} X_t^* = \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} Y_{t-i}^* + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} X_{t-i}^* + u_{1t} \quad (7)$$

$$X_t^* + \beta_{02} Y_t^* = \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} X_{t-i}^* + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} Y_{t-i}^* + u_{2t} \quad (8)$$

Denklem 7 ve 8'de verilen otoregresif modellerde eşitliğin sol tarafında yer verilen $\beta_{01} X_t^*$ ve $\beta_{02} Y_t^*$ terimleri yardımıyla anlık nedenselliğin bulunup bulunmadığını araştırmak mümkün olmaktadır. Örneğin, X_t^* değişkeninden Y_t^* değişkenine doğru anlık nedenselliğin bulunması durumunda, denklem 7'deki ilk modele dahil edilen şimdiki ve geçmiş dönemlerdeki gözlem değerlerinin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı olacaktır⁶⁹.

Denklem (5)-(8)'de yer alan modellerdeki k değeri sonsuz olabilir. Ancak uygulamada mevcut verilerin sonlu sayıda olması sebebiyle k, sonlu ve mevcut zaman serisinin örneklem hacminden daha küçük olmalıdır. Modellerde dikkati çeken bir

⁶⁹ Erkan, Işığışçok, **a.g.e.**, s.96.

diğer nokta da, bütün gecikme uzunluklarının eşit varsayılmış olmasıdır. Granger nedensellik testine yapılan en önemli eleştirilerden biri de budur.

Model OLS tekniği ile tahmin edildikten sonra, şu olası sonuçlara ulaşılabilir;

— β_{1i} değerlerinin belirli bir anlamlılık düzeyi ile sıfırdan farklı olmaları durumunda X_t^* 'nin Y_t^* 'ye neden olduğu söylenir ve bu durum ' X_t^* , Y_t^* 'nin Granger nedenidir' şeklinde ifade edilir. Bu, X_t^* 'den Y_t^* 'ye doğru tek yönlü nedensellik olarak da tanımlanır.

— Benzer biçimde, β_{2i} değerlerinin belirli bir anlamlılık düzeyi ile sıfırdan farklı olmaları durumu Y_t^* 'nin X_t^* 'ye neden olduğu anlamını taşır. Ayrıca bu durum ' Y_t^* , X_t^* 'nin Granger nedenidir' şeklinde açıklanır. Bu, Y_t^* 'den, X_t^* 'ye doğru tek yönlü nedensellik olarak da ifade edilebilir.

— Yukarıdaki iki koşulun her ikisinin de geçerli olması, diğer bir deyişle, hem β_{1i} , hem de β_{2i} değerlerinin belirli bir anlamlılık düzeyi ile sıfırdan farklı olmaları durumunda X_t^* 'nin Y_t^* 'ye ve aynı zamanda Y_t^* 'nin de X_t^* 'ye neden olduğu söylenir ve bu durum ' X_t^* , Y_t^* 'nin ve Y_t^* 'de X_t^* 'nin Granger nedenidir' şeklinde ifade edilir. Bu, iki yönlü nedensellik olarak tanımlanır.

— İlk iki koşulun her ikisinin de geçerli olmaması, diğer bir deyişle, hem β_{1i} hem de β_{2i} değerlerinin belirli bir anlamlılık düzeyi ile sıfırdan farklı olmamaları (anlamsız olmaları) durumu iki değişkenin birbirinin nedeni olmadığı anlamını taşır. Ayrıca bu durum ' X_t^* ve Y_t^* birbirinden bağımsızdır' şeklinde ifade edilir.

| <u>I</u> | <u>II</u> |
|---|--|
| $H_0: \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{1k} = 0$ | $H_0: \beta_{21} = \beta_{22} = \dots = \beta_{2k} = 0$ |
| $H_1: \beta_{11} \neq \beta_{12} \neq \dots \neq \beta_{1k} \neq 0$ | $H_0: \beta_{21} \neq \beta_{22} \neq \dots \neq \beta_{2k} = 0$ |

Yukarıdaki hipotez takımlarından hareketle yapılacak test işlemlerinde şu sonuçlara ulaşılabilir;

— Hipotez takımlarından ilkinde H_0 reddedilmiş ve ikincisinde reddedilmemişse, X_t^* değişkeni Y_t^* değişkeninin Granger nedeni sayılır.

—Hipotez takımlarından ilkinde H_0 reddedilmemiş ve ikincisinde reddedilmişse, Y_t^* değişkeni X_t^* değişkeninin Granger nedeni kabul edilir.

— Hipotez takımlarından her ikisinde de H_0 reddedilmişse, X_t^* değişkeni ile Y_t^* değişkeni arasında geribildirim olduğu söylenir.

—Hipotez takımlarından her ikisinde de H_0 reddedilmemişse X_t^* ve Y_t^* değişkenleri arasında Granger nedenselliğinin bulunmadığı, diğer bir deyişle değişkenlerin birbirinden bağımsız olduğu ifade edilir.

—

$$H_0: \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{1k} = 0$$

$$H_1: \beta_{11} \neq \beta_{12} \neq \dots \neq \beta_{1k} \neq 0$$

hipotezlerinden H_0 reddedilmişse X_t^* , Y_t^* ' nin anlık nedeni kabul edilir. Aynı yöntemle,

$$H_0: \beta_{21} = \beta_{22} = \dots = \beta_{2k} = 0$$

$$H_0: \beta_{21} \neq \beta_{22} \neq \dots \neq \beta_{2k} = 0$$

hipotezlerinden H_0 reddedilmişse Y_t^* , X_t^* 'nin anlık nedeni sayılır⁷⁰.

Yukarıdaki hipotez takımlarında yer alan parametrelerin her birinin anlamlılığının test edilmesi için t- testine başvurulabilir. Ancak parametrelerin teker teker t- testi ile anlamlılıklarının sınanması yerine, F testi yardımıyla genel olarak modelin anlamlı olup olmadıklarının test edilmesi daha uygundur.

$$Y_t^* = \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} Y_{t-i}^* + v_{1t} \quad \text{ve} \quad (9)$$

$$X_t^* = \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} X_{t-i}^* + v_{2t}$$

Denklem 7 ve 8'den yola çıkılarak tahmin edilen ve gecikme uzunluğu k olan denklem 9'da yer alan modellerden , (v'nin tahmini ε ve u'nun tahmini e olmak üzere) elde edilen hata terimlerinin kareleri toplamları sırasıyla $\sum \varepsilon_{1t}$ ile $\sum e_{1t}$ ve $\sum \varepsilon_{2t}$ ile $\sum e_{2t}$ karşılaştırılarak Wald tarafından geliştirilen F istatistiği,

$$F_{(k, n-2k)} = \frac{\left(\sum \varepsilon_{1t}^2 - \sum e_{1t}^2 \right) / k}{\sum e_{1t}^2 / (n-2k)} \quad (10)$$

biçiminde hesaplanır. Burada n örneklem hacmini, k ortak gecikme uzunluğunu göstermek üzere F istatistiği k ve n-2k serbestlik derecesine sahiptir. $\sum \varepsilon_{2t}^2$ ile $\sum e_{2t}^2$ değerlerine ilişkin F istatistiği de benzer olarak hesaplanabilir. Hesaplanan F istatistiği k ve n-2k serbestlik derecesinde, α anlamlılık düzeyindeki tablo değerinden büyük ise H_0 hipotezi reddedilir. H_0 hipotezinin reddedilmesi ise regresyonda yer alan

⁷⁰ Erkan, Işığışık, a.g.e., s.97.

katsayıların genel olarak anlamlı olduklarını ifade eder. Yukarıda belirtilen modellerde k değerinin (gecikme uzunluğunun) büyüklüğü konusunda herhangi bir önsel bilgi söz konusu değildir. Ancak bu konuda k değeri yeterince büyük alınarak, modeller her bir k değeri için ayrı ayrı tahmin edilmek suretiyle, en güvenilir tahmin modelini veren k değerinin seçilmesi önerilebilir.

Burada dikkate alınması gereken diğer bir nokta da, bütün gecikmelerde k değerinin ortak ve keyfi kullanılmış olmasıdır. Örneğin parasal ücretler ile tüketici fiyatları arasındaki nedensel ilişkiyi araştıran Mehra (1977)'nin çalışmasında ve birçok uygulamalı araştırmada, regresyon denklemlerindeki k 'nın derecesinin keyfi olarak yüksek bir değerde tutulduğu görülmektedir. Hsiao'nun (1982) çalışmalarında, modellerde yer alan birbirine eşit (k) değeri yerine, k , n , p ve q olmak üzere dört polinomial operatörün uygun derecelerini seçmek için FPE kriterini kullanmıştır.

Granger nedensel modelinde yer alan katsayıların güvenilirliğini test etmek amacıyla, her birine ayrı ayrı t-testini uygulamak yerine, iki ayrı yaklaşıma başvurmak da mümkündür. Bunlardan ilki katsayıların toplamına t-testini uygulamak, ikincisi ise, katsayıların genel olarak anlamlı olup olmadıklarını belirlemek amacıyla denklem 10'da verilen Wald istatistiğini kullanarak F testini uygulamaktır. Bununla birlikte, tahminin standart hatası (σ) ve varyansı (σ^2) ile determinasyon katsayısı (R^2) değerleri de modellerin güvenilirliğini test etmek amacıyla kullanılabilen ölçülerdir.

3.2. Sims Nedensellik Testi

Sims (1972), para ile gelir arasındaki nedensel ilişkiyi araştıran çalışmasında, paranın bağımsız değişken olduğu yolunda istatistiksel anlamda bir kanıt olup olmadığını araştırmıştır. Sims'in yaklaşımının diğer bir amacı, tek yönlü nedenselliğin olup olmadığının belirlenmesi için doğrudan bir testin kullanımınıdır. Sims'in çalışması, dağılımın rasyonel veya polinom olması kısıtlamasını koymadan uzun gecikmeli dağılımların tahminini açıklamaktadır.

Sims'in tek yönlü nedenselliği araştırdığı ve Y_t 'den X_t 'ye doğru geribildirim olmadığını gösterdiği çalışmasında uyguladığı nedensellik testi şu amaçlara yöneliktir;

- i) Serisel korelasyonu (otokorelosyonu) düzeltmek,
- ii) Gecikmeli bağılı değişkenlerin kullanımını içeren genel bir tahmin yöntemini uygulamak,
- iii) Nedensel bir ilişki olarak Y_t 'nin şimdiki veya geçmiş X_t 'ler üzerindeki dağılımlı gecikme regresyonunu uygun olarak yorumlamaktır.

Sims, önemli bir otokorelasyonun olması durumunda testin başarısız olacağını belirtmiştir. Bununla birlikte, çalışmasında kullandığı verilerin önemsiz otokorelasyon içerdiği sonucuna varmış olduğu bilinmektedir. Sims aynı zamanda, otokorelasyonun varlığının önemli olmadığını, ancak nedensel yapı ile hata terimlerinin otokorelasyon fonksiyonlarını belirleyen dağılımlı gecikmeler arasında, kesin bir ilişki biçiminin olmasının yanlış sonuçlara neden olacağını ifade etmiştir. Ayrıca önemli bir istisna olarak, nedensel yapı ile hata terimlerinin özelliklerinin tümü arasında herhangi bir ilişkiyi varsaymanın nadiren geçerli olduğunu da eklemiştir.

Sims testi, X_t ile Y_t arasındaki iki yönlü gecikme dağılımlarını tahmin etmeyi gerektirdiğinden, bağımsız değişkenlerin değerlerinin genel anlamlılığı üzerinde F testinin kullanılması zorunludur. Sims testinde regresyon denklemlerinde otokorelasyonsuz hata yapısının elde edilmesine önem verilir. Bunun nedeni, genelde F testlerinin hatalardaki otokorelasyonun varlığına çok duyarlı olmasıdır. Ayrıca hatalardaki otokorelasyonu azaltmak için değişkenlerin logaritmaların, filtreleme işlemine tabi tutulduğu bilinmektedir. Sims'in hem X_t hem de Y_t için kullandığı filtre $(1 - 0.75L)^2$ filtresidir. Aslında bu filtre, logaritması alınmış X_t değişkeni için; $X_t - 1.5X_{t-1} + 0.5625X_{t-2}$ fark alma dönüşümünden başka birşey değildir. Aynı dönüşüm Y_t değişkeni için de gerçekleştirilir. Böylece logaritmaları cinsinden filtreleme işlemine tabi tutulan X_t ve Y_t değişkenleri yerine bu dönüşümün yapıldığını göstermek üzere, Granger testinde olduğu gibi, X_t^* ve Y_t^* sembolleri kullanılacaktır. Sims bu filtrenin yaklaşık olarak birçok ekonomik zaman serisinin spektral yoğunluğunu düzelttiğini ve

regresyon hatalarının bu filtreleme ile beyaz gürültü süreci olacağını belirtmektedir⁷¹. Burada beyaz gürültü süreci, otokorelasyonsuz ve sorun yaratmayan bir hata süreci olarak düşünülmelidir.

Kovaryans durağan ve stokastik X_t^* ve Y_t^* değişkenlerinin hareketli ortalama gösterimi,

$$Y_t^* = \sum_{i=-\infty}^{\infty} \alpha_{1i} u_{t-i} + \sum_{i=-\infty}^{\infty} \beta_{1i} v_{t-i} \quad (11)$$

$$X_t^* = \sum_{i=-\infty}^{\infty} \alpha_{2i} u_{t-i} + \sum_{i=-\infty}^{\infty} \beta_{2i} v_{t-i} \quad (12)$$

şeklinde. Burada u_t ve v_t birim varyansa sahip ve korelasyonsuz beyaz gürültü süreçleridir. Ayrıca denklem 11 ve 12'de yer alan tüm katsayılar $i < 0$ değerleri için sıfıra eşittir. Bu, pozitif gecikmelere ilişkin katsayıların anlamsız olması demektir. Buradan hareketle X_t^* ve Y_t^* arasındaki ilişkiyi, denklem 13'te verilen otoregresif gösterim ile ifade etmek mümkündür.

$$Y_t^* = \sum_{i=-\infty}^{\infty} \alpha_i X_{t-i}^* + u_t \quad (13)$$

Burada u_t , X_{t-i}^* ile korelasyonsuz olmasına karşın, beyaz gürültü süreci olmayabilir. Sims, nedenselliğin geribildirim olmaksızın X_t 'den Y_t 'ye doğru olması durumunda, bu eşitlik için $\alpha_i = 0$ ($i < 0$ için) olacağını göstermiştir. Bununla beraber, eğer geribildirim sözkonusu ise $\alpha_0 = 0$ olması durumunda, bunun da mutlaka anlık nedenselliğin yokluğu anlamına gelmediği bilinmektedir.

Eğer nedensellik sadece bir bağımsız değişkenin şimdiki ve geçmiş değerlerinden bağımlı değişkene doğru ise, bu durumda bağımlı değişkenin bağımsız değişkenlerin geçmiş, şimdiki ve gelecekteki değerleri üzerindeki regresyonunda, bağımsız

⁷¹ Erkan, Işığışık, a.g.e., s.99.

değişkenlerin gelecekteki değerlerine ilişkin regresyon katsayılarının, anlamsız ya da diğer bir ifadeyle $i < 0$ için $\alpha_i = 0$ olacağı söylenebilir. O halde, denklemde Y_t^* 'nin açıklanmasında, X_t^* 'nin şimdiki ve geçmiş dönemdeki değerlerine ilişkin katsayıların sıfırdan farklı (anlamlı) olmasına karşılık, gelecek dönem X_{t+n}^* değerlerine ilişkin katsayıların sıfırdan farksız (anlamsız) olması durumunda ' X_t^* 'den Y_t^* 'ye doğru tek yönlü nedensellik' olduğu söylenir. Böyle bir ilişkinin varlığı durumunda, Y_t^* bağımlı değişken, X_t^* ise bağımsız değişken olarak adlandırılır. Bu Y_t^* 'nin açıklanmasında, X_t^* 'nin bağımsız değişken olarak kullanılabilmesi anlamını taşımaktadır⁷².

Değişkenlerin yerleri değiştirilerek, X_t^* 'nin tahmininde Y_t^* bağımsız değişken olarak alınırsa. model,

$$X_t^* = \sum_{i=-\infty}^{\infty} \beta_i Y_{t-i}^* + v_t \quad (14)$$

biçiminde yazılabilir. Eğer bu modelde X_t^* açıklanmasında, Y_t^* 'nin şimdiki ve geçmiş dönemdeki değerlerine ilişkin katsayılar sıfırdan farklı (anlamlı), gelecek dönem Y_{t+n}^* değerlerine ilişkin katsayılar sıfırdan farksız (anlamsız) ise ' Y_t^* 'den X_t^* 'ye doğru tek yönlü nedensellik' olduğu söylenir. Böyle bir ilişkinin varlığı durumunda, X_t^* bağımlı değişken ve Y_t^* bağımsız değişkendir. Bu X_t^* 'nin açıklanmasında, Y_t^* 'nin bağımsız değişken olarak kullanılabilmesi anlamını taşır. Hemen ekleyelim ki, Y_t zaman serisinin tahmininde, X_t^* zaman serisinin şimdiki ve geçmiş dönemdeki değerlerine ilişkin katsayılar yanında, gelecek dönemdeki değerlerine ilişkin katsayıların da anlamlı olması durumunda, değişkenler arasında 'iki yönlü nedensellik' olduğu söylenir.

Bağımsız değişkenin gelecek dönem katsayılarının anlamlı olup olmadıklarını test etmek amacıyla Granger testinde olduğu gibi burada da F testine başvurulabilir. Bağımsız değişkenin gelecek dönem değerlerinin sıfırdan farklı katsayılara sahip olması, tek yönlü nedenselliğin mümkün olduğunu gösterecektir. Bağımsız değişkenin

⁷² Erkan, Işığışık, a.g.e., s.100.

gelecek dönem değerleri üzerindeki küçük değerdeki katsayılar, istatistiksel olarak anlamlı olsalar bile, küçük değerde olmaları sebebiyle anlamsız olarak düşünülmelidir.

Sims'in nedensellik testinin ampirik olarak uygulanmasında yukarıdaki sonsuz dağılımlı gecikme modelleri yerine,

$$Y_t^* = \sum_{i=-p}^q \alpha_i X_{t-i}^* + u_t, \quad X_t^* = \sum_{i=-r}^s \beta_i Y_{t-i}^* + v_t \quad (15)$$

biçimindeki sonlu dağılımlı gecikme modelleri kullanılır⁷³. Daha önce belirtilen kısıtlamalardan hareketle, $i>0$ için α_i, β_i değerlerinin sıfıra eşit olduğu sonucu çıkarılabilir. Ancak, modeldeki hata terimi u_t ve v_t 'nin beyaz gürültü olmasının gerekmediği ve bu amaçla her iki serinin de önfiltreleme işlemine tabi tutulduğu unutulmamalıdır. Burada dikkat çekilmesi gereken son nokta ise p, q, r ve s dağılımlı gecikme genişliklerinin yeterince büyük olmasıdır.

Sims'in, çalışmasında tahmin ettiği bütün regresyonlar için DW istatistiğinin 2'ye yakın olduğunu belirlediği ve bunun önfiltrelemenin nedeni olarak beklenen bir durum olduğunu belirttiği bilinmektedir. Ne var ki, hatalarda otokorelasyonun bulunması durumunda, şu üç temel sonuç ile karşılaşılması kaçınılmaz olacaktır⁷⁴.

- i) Regresyon katsayıları tahminlerinin etkin olmaması,
- ii) Regresyon denklemlerine dayandırılan öngörülerin aşağı doğru sapmalı olması ve
- iii) Katsayılar üzerindeki genel anlamlılık testlerinin geçersiz olması.

Testlerin geçersizliği, t ve F istatistikleri ile R^2 değerlerinin gerçeğin üzerinde olmasından kaynaklanır.

⁷³ Erkan, Işığışık, **a.g.e.**, s.100-101.

⁷⁴ C.W.J. Granger ve Paul Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", **Journal of Econometrics**, 2, 1974, North-Holland Publishing Company, s. 111.

3.3. Haugh Nedensellik Testi

İki değişken arasındaki nedensel ilişkinin araştırılabilmesini sağlayan diğer bir alternatif test, Haugh (1972) tarafından önerilen ve daha sonra Pierce (1975 ve 1977), Haugh-Box (1977) ve Pierce-Haugh (1977) tarafından geliştirilen testtir. Sims, nedensellik testinde olduğu gibi, Haugh nedensellik testi de Granger'in nedensellik tanımına dayanmaktadır. Haugh nedensellik testi, birbirine benzeyen iki ayrı yaklaşımla yapılmakta ve her iki yaklaşım da, tek değişkenli ARIMA modelinden elde edilen hatalara dayandırılmaktadır. Sözkonusu iki yaklaşım,

- i) Hatalar arasındaki çapraz korelasyon çözümlemesi ve
- ii) Hatalar arasındaki regresyon çözümlemesi

şeklindedir. Her iki yaklaşım için dikkate alınacak serilerin (değişkenlerin), Granger ve Sims testlerinde olduğu gibi, kovaryans durağan ve stokastik değişken olmaları gerekir. Burada sadece ilk yaklaşım kullanılacağından, daha çok bu yaklaşım üzerinde durulacaktır. Ancak ikinci yaklaşıma ilişkin bilgi de kısaca verilecektir. Nedenselliğin tek değişkenli hatalar arasındaki çapraz korelasyon çözümlemesi ile belirlenmesi iki aşamalı bir yaklaşımdır.

Bu aşamalar sırasıyla şunlardır;

- i) Kovaryans durağan X_t ve Y_t gibi iki serinin her birine tek değişkenli ARIMA modellerini uydurmak ve
- ii) Uydurulan her iki model yardımıyla değişkenleri filtreleyerek, beyaz gürültü (white noise) durumuna getirilen u_t ve v_t hatalarının çapraz korelasyonlarını karşılaştırmak.

Çapraz korelasyon çözümlemesi ile elde edilen iki bağımsız doğrusal sürecin, gecikmeli hataları arasındaki çapraz korelasyonların sonlu bir kümesinin asimtotik

dağılımının normal olduğu varsayılır⁷⁵. Haugh, çalışmasında u_t ile v_t hataları arasındaki asimtotik dağılımın görece olarak küçük örneklem ($n=50$) için bile, bilinmeyen sonlu n dağılımına yaklaşık olarak uyduğunu bulmuştur⁷⁶. Sözü edilen hatalar arasında k gecikmesindeki çapraz korelasyonlar,

$$\rho_{uv}(k) = \frac{\sum u_{t-k} v_t}{\sqrt{\sum u_t^2 \sum v_t^2}}, \quad -\infty < k < \infty \quad (16)$$

şeklinde formüle edilir⁷⁷. Anakütleyle ilişkin k gecikmesindeki çapraz korelasyon katsayısı $\rho_{uv}(k)$ bilinmediğinde, uygulamada onun tahmini olan örneklem çapraz korelasyon katsayısı $r_{uv}(k)$ kullanılacaktır.

Nedensel yapının araştırılması için bu çapraz korelasyonların farklı gecikmeleri üzerinde bazı koşullar öne sürülmüştür. Tek değişkenli hataların çapraz korelasyonları üzerindeki bu koşullar veya kısıtlamalar Pierce ve Haugh (1977) tarafından belirlenmiştir. Buna göre, sıfır gecikmesindeki çapraz korelasyon anlık nedenselliğin varlığının veya yokluğunun bir göstergesidir. Bununla birlikte, sadece $\exists p > 0$ için $r_{uv}(p) \neq 0$ olması durumunda ‘X’in Y’ye neden olduğu’ ve bazı $k < 0$ için $r_{uv}(p) \neq 0$ olması durumunda ise ‘Y’nin X’e neden olduğu’ söylenir. Diğer bir ifadeyle, pozitif gecikmeli otokorelasyon katsayılarından bazılarının sıfırdan farklı olması X’in Y’ye neden olduğunu, buna karşılık negatif gecikmeli otokorelasyon katsayılarından bazılarının sıfırdan farklı olması Y’nin X’e neden olduğunu belirtir.

Böylece yukarıdaki ikili ifadeler eşdeğer olarak,

$$i) r_{uv}(p) \neq 0, \quad \exists p > 0,$$

$$ii) r_{uv}(p) \neq 0, \quad \exists p < 0,$$

$$iii) r_{uv}(p) \neq 0$$

⁷⁵ Larry D. Haugh, “Checking the Independence of Two Covariance-Stationary Time Series: A Univariate Residual Cross-Correlation Approach”, **Journal of American Statistical Association**, 71, Haziran, 1976, s.379.

⁷⁶ Larry D. Haugh, “The Identification of Time Series Interrelationships with Special Reference to Dynamic Regression Models”, **Yayınlanmamış Doktora Tezi**, Statistics Department, University of Wisconsin, Madison, (1972), s.143.

⁷⁷ David A. Pierce, “Residual Correlations and Diagnostic Checking in Dynamic – Disturbance Time Series Models”, **Journal of American Statistical Association**, (67), No: 339, Eylül, 1972, s. 637.

gösterilebilir. Bununla birlikte, sıfır gecikmesindeki çapraz otokorelasyon katsayısının sıfırdan farklı olması durumunda anlık nedenselliğin, ayrıca bazı pozitif ve bazı negatif gecikmelerdeki katsayıların sıfırdan farklı olması durumunda ise geribildirim söz konusu olduğu söylenir.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

EKONOMİK BÜYÜME VE TURİZM GELİRLERİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN NEDENSELLİK ANALİZİ: TÜRKİYE UYGULAMASI

1. GİRİŞ

Son yıllarda, turizm gerek gelişmiş gerekse de gelişmekte olan ülkelerde hızla büyüyen ve yarattığı katma değer, istihdam ve döviz geliri açısından ekonomiye önemli katkıları olan sektörlerden biri haline gelmektedir. Türkiye ekonomisinin gelişiminde de önemli bir role sahip olan turizm sektörünün, milli gelire olan katkısının yanında, ülke ekonomisine sağladığı döviz geliri aracılığıyla ödemeler dengesi açığının kapanmasında da önemli bir rol oynamaktadır. Özellikle son dönemlerde turizm gelirlerinin uluslararası turizm geliri içindeki payına bakıldığında 2000 yılından günümüze yaklaşık olarak % 80 oranında artış gösterdiği bilinmektedir.

Türkiye’de 24 Ocak 1980 kararları doğrultusunda, ihracat gelirlerine dayalı bir büyüme modeli benimsendiği bilinmektedir. Bu politikanın gerisinde, dünyada yaşanan ekonomik yapısal değişimlere uyum sağlamakla birlikte dışa dönük liberal bir politika benimsenerek ülkenin rekabet etme potansiyelinin artırılması hedeflenmesi yatmaktadır. Dışa açılma politikaları doğrultusunda ihracat gelirlerinde turizm sektörünün almış olduğu paylardaki değişim tablo 4’te gösterilmiştir. Bununla birlikte, 1980 yılından sonra

sektörlerdeki büyüme hızı dikkate alındığında hizmet sektöründe keskin bir artış yaşanmakla birlikte, bu sektörün alt kalemlerinden biri olan turizm sektörünün ihracat içerisindeki payında yıllar itibariye artış gözlenmektedir. Bu artışın önemli ölçüde, yukarıda değinildiği gibi ülkemizdeki yapısal uyum, dışa açılma ve ihracata dayalı büyüme politikalarının benimsendiği 1980 yılından sonra yaşandığı söylenebilir. 1980 sonrası hizmet sektörü alt kalemleri içerisindeki turizm sektörünün ön plana çıkmasının altındaki sebep ise uzun vadede döviz kazanma isteğidir. Turizm sektörü sayesinde ülkemize yönelik yabancı para girişinin artması döviz gelirlerimizi arttırmakla birlikte yerleşik kişilerin satın alma güçlerinde ve refah düzeylerinde artışa sebebiyet vermektedir.

Turizm gelirlerinin ekonomi içindeki önemini ortaya koyan göstergelerden biri de turizm döviz gelirlerinin temel makroekonomik değişkenler içerisindeki payıdır. Bu değişkenlerin başında Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH: Gross Domestic Product (GDP)) gelmektedir. Turizm gelirlerinin GSYİH'ye etkisinin bulunmasında yalnızca uluslararası turizmden sağlanan döviz gelirleri hesaplamalara dahil edilmektedir. Ancak, uluslararası turizmden çok daha fazla olan iç turizm akımlarının GSYİH'ye etkisi göz önüne alınmamaktadır.

Bu bölümde ekonomik zaman serileri arasındaki ilişkileri ekonometrik olarak ortaya konulmaktadır. Bu çerçevede 1997–2005 yıllarını kapsayan dönemde turizm gelirlerinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi incelenecektir. Bu bağlamda turizm gelirleri ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin yönü Granger nedensellik testi kullanılarak belirlenmeye çalışılacaktır.

Turizm gelirleri ile ekonomik büyüme arasındaki nedensel ilişkinin yönünü tespit edebilmek amacıyla kullanılacak nedensellik testleri yapılmadan önce, değişkenler arasındaki bütünleşme dereceleri ve ortak eğilimler araştırılacaktır. Bu şekilde Granger nedensellik testlerinin düzmece çıkarımlar yaratıp yaratmadığı ortaya konulmuş olmaktadır. Ayrıca, VAR modelleri kullanılarak etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması yardımıyla turizm gelirleri ile ekonomik büyüme arasındaki dinamik ilişkiler araştırılacaktır. Bu amaçla önce değişkenlerin birim köke sahip olup olmadığı, daha sonra aralarında eşbütünleşme ilişkisi bulunup bulunmadığı önceki bölümlerde açıklanan testlerle araştırılacaktır.

2. TURİZM GELİRLERİNİN TÜRKİYE EKONOMİSİNDEKİ YERİ VE ÖNEMİ

Türkiye gerek coğrafik konumu ve gerekse sahip olduğu geçmişten gelen medeniyetlerden miras kalan tarihi ile dış turizm açısından bir cazibe merkezidir. Bununla birlikte turizmin ekonomik hayattaki önemi 1960'lı yıllarda tartışılmaya başlanmış olsa da asıl gelişmelerin 1980 yılından itibaren liberal ekonomiye geçişin bir sonucu olarak dışa açılışın gerçekleşmesi ve özellikle 1982 yılında yürürlüğe giren Turizmi Teşvik Kanunu ile dış turizmin ve dış turizmden elde edilen döviz gelirlerinin bugünkü düzeylerine ulaştığı bilinmektedir.

Turizm sektörünün Türkiye ekonomisine olan olumlu katkılarının son yıllarda giderek arttığı görülebilmektedir. Tablo 1'de yer alan veriler incelendiğinde Türkiye'nin dış turizmi açısından 1980 – 2005 yılları arasında turist sayısı 16 katın üzerinde bir artışı göstermektedir. Bununla doğru orantılı olarak dış turizm gelirlerinin yine aynı dönemde 40 katın üzerinde bir artış göstermektedir. Turizmden elde edilen gelirler, turist başına oranla ele alındığında da, 1980 yılı itibariyle artan bir eğilime sahip olduğu söylenebilir.

Tablo 1'e göre 1999 yılında bir önceki yıla göre turist sayısında %23.4 ve turizm gelirlerinde ise %27.64 oranında bir azalma yaşandığı görülmektedir. Bunun sebebi de tahmin edileceği üzere bu yıl içerisinde yaşanan büyük deprem felaketidir.

Türk turizm sektörünün, gerek Avrupa gerekse Dünya genelinde giderek büyüyen bir orana sahip olmakla birlikte halen hedeflenen düzeyden uzaktadır. Geliştirilecek politikalar için, dış turizm kapasitesinin, hem elde edilecek gelirler açısından ve hem de sunulan hizmetin kalitesi açısından yükseltilmesi için dünyadaki turizm talep yapısının iyi analiz edilmesi kaçınılmazdır. Uzun yıllar sadece deniz, güneş, kum gibi doğal olanaklara dayanan Türk turizm sektörü içerisinde yer alan yatırımcıların, ülkemizin sahip olduğu eşsiz tarihten faydalanarak kültürel turizmde sadece önemli bir gelir kaynağı olarak değil aynı zamanda ülkemizin tanıtımı açısından gerekliliğini görerek yatırımlarını bu yönde de yapmaları ülke ekonomisine büyük bir kazanç getirebilecektir.

Türkiye'nin dış turizm ile ilgili talep koşulları birçok turist için cazip fırsatlar sunmaktadır. Bunun sonucunda ülkemizin turizm gelirlerinin artan bir trend (eğilim) izlemesi doğaldır.

Tablo 1'e göre, analiz dönemi olarak ele aldığımız 1997 – 2005 yılları arasında, 2005 yılı turizm gelirlerinin 1997 yılına göre % 98.76 oranında arttığı görülmektedir. Yine aynı dönemde, 1999 yılı dışında turizm gelirlerinin sürekli arttığı görülebilir. Benzer dönemler itibariyle, ekonomik büyüme verilerinin benzer şekilde davrandığı görülmektedir.

1980 yılından itibaren turizm sektörü çeşitli teşviklerle sürekli olarak desteklenmektedir. Ancak, yukarıda da söz ettiğimiz üzere, turizm gelirlerinin hedeflenen düzeyde olamamasının temel nedenleri arasında, teşviklerin turizm yatırımcılarınca uygun bir biçimde değerlendirememiş olmaları ve bununla birlikte teşviklerin turizm talep koşullarını yeterince karşılamaması olarak ifade edilebilir. Tüm bunlara rağmen turizm gelirlerinin artışı, bu konudaki çabaların devam etmesi gerektiğini göstermektedir. Dış turizm gelirleri açısından, ülkemizin doğal ve kültürel zenginliklerinin korunması konusundaki hassasiyetin artıyor olması sevindirici bir gelişmedir.

| Tablo 1: YILLAR İTİBARIYLA TURİST SAYISI VE TURİZM GELİRLERİ | | | | |
|---|--|------------------|---|------------------|
| Yıllar | Yabancı Ziyaretçi Sayısı (Bin Kişi) | % Değişim | Yabancı Ziyaretçi Harcaması (Milyon Dolar) | % Değişim |
| 1980 | 1 288 | -15,4 | 326 | 16,4 |
| 1981 | 1 405 | 9,1 | 381 | 16,9 |
| 1982 | 1 391 | -1 | 370 | -2,9 |
| 1983 | 1625 | 16,8 | 411 | 11,1 |
| 1984 | 2 117 | 30,3 | 840 | 104,4 |
| 1985 | 2 614 | 23,5 | 1 482 | 76,4 |
| 1986 | 2 391 | -8,5 | 1 215 | -18 |
| 1987 | 2 855 | 19,4 | 1 721 | 41,6 |
| 1988 | 4 172 | 46,1 | 2 355 | 36,8 |
| 1989 | 4 459 | 6,9 | 2 556 | 8,5 |
| 1990 | 5 389 | 20,9 | 2 705 | 5,8 |
| 1991 | 5 517 | 2,4 | 2654 | -1,9 |
| 1992 | 7 076 | 28,3 | 3 639 | 37,1 |
| 1993 | 6 500 | -8,1 | 3 959 | 8,8 |
| 1994 | 6 670 | 2,6 | 4 321 | 9,1 |
| 1995 | 7 726 | 15,8 | 4 957 | 14,7 |
| 1996 | 8 614 | 11,5 | 5 650 | 13,9 |
| 1997 | 9 689 | 13 | 7 008 | 23,9 |
| 1998 | 9 752 | 0,6 | 7 177 | 2,4 |
| 1999 | 7 464 | -23,4 | 5 193 | -27,64 |
| 2000 | 10 412 | 39 | 7 636 | 47 |
| 2001 | 11 569 | 11 | 8 090 | 5,9 |
| 2002 | 13 247 | 14,5 | 8 481 | 4,7 |
| 2003 | 14 030 | 5,3 | 9 677 | 14,1 |
| 2004 | 17 517 | 24,86 | 12 125 | 25,3 |
| 2005 | 21 122 | 20,59 | 13 929 | 14,8 |
| Kaynak: www.tursab.org.tr | | | | |

Tablo 2'deki verilere göre, yabancı ziyaretçilerin ağırlıkla mevsimsel bir etki yaratacak biçimde Mayıs – Ekim aylarında yoğunlaştığı söylenebilir. Yabancı ziyaretçilerin sayısının son yıllarda bu aylar dışında kış aylarında da artış göstermesi kültür ve konferans turizmi konusundaki çabaların olumlu bir sonucu olarak ifade edilebilir.

| Tablo 2:TÜRKİYE'YE GELEN YABANCI ZİYARETÇİLERİN AYLARA GÖRE DAĞILIMI(BİN KİŞİ) | | | | | | | | | | | | |
|---|-----|-----|------|------|------|------|-------|------|------|------|------|-----|
| Yıllar | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 |
| 1986 | 79 | 77 | 138 | 183 | 232 | 234 | 316 | 338 | 277 | 231 | 151 | 128 |
| 1987 | 77 | 90 | 104 | 230 | 286 | 321 | 393 | 456 | 341 | 265 | 152 | 135 |
| 1988 | 112 | 126 | 200 | 298 | 451 | 434 | 595 | 601 | 543 | 440 | 205 | 163 |
| 1989 | 110 | 126 | 251 | 345 | 479 | 443 | 562 | 633 | 605 | 462 | 245 | 192 |
| 1990 | 115 | 143 | 242 | 429 | 529 | 559 | 707 | 777 | 667 | 526 | 367 | 323 |
| 1991 | 158 | 157 | 284 | 376 | 502 | 517 | 635 | 761 | 773 | 581 | 404 | 366 |
| 1992 | 208 | 255 | 337 | 579 | 739 | 727 | 970 | 992 | 861 | 697 | 370 | 336 |
| 1993 | 211 | 273 | 343 | 578 | 797 | 682 | 743 | 784 | 692 | 699 | 382 | 309 |
| 1994 | 267 | 301 | 394 | 468 | 644 | 671 | 820 | 899 | 773 | 695 | 392 | 341 |
| 1995 | 274 | 302 | 368 | 535 | 732 | 810 | 1008 | 1070 | 1054 | 836 | 393 | 340 |
| 1996 | 284 | 324 | 537 | 556 | 874 | 902 | 1106 | 1153 | 1117 | 909 | 452 | 395 |
| 1997 | 300 | 315 | 555 | 640 | 1020 | 1045 | 1208 | 1427 | 1207 | 949 | 540 | 500 |
| 1998 | 350 | 371 | 478 | 642 | 987 | 1039 | 1145 | 1377 | 1164 | 1034 | 502 | 371 |
| 1999 | 359 | 372 | 409 | 427 | 691 | 785 | 932 | 1079 | 876 | 801 | 436 | 321 |
| 2000 | 334 | 354 | 435 | 721 | 986 | 1079 | 1.526 | 1419 | 1369 | 1178 | 602 | 424 |
| 2001 | 359 | 405 | 547 | 885 | 1232 | 1388 | 1777 | 1601 | 1440 | 1066 | 521 | 398 |
| 2002 | 307 | 426 | 676 | 853 | 1326 | 1458 | 1897 | 1900 | 1771 | 1420 | 663 | 560 |
| 2003 | 364 | 481 | 500 | 669 | 1146 | 1511 | 2131 | 2275 | 1874 | 1658 | 776 | 644 |
| 2004 | 534 | 608 | 784 | 1104 | 1799 | 1898 | 2591 | 2493 | 2125 | 1842 | 950 | 789 |
| 2005 | 699 | 693 | 1107 | 1349 | 2303 | 2403 | 3164 | 2859 | 2502 | 2107 | 1052 | 862 |
| 2006 | 667 | 627 | 922 | 1373 | 1919 | 2369 | 3110 | | | | | |

Kaynak: www.tursab.org.tr

Yabancı ziyaretçilerin sayısındaki artışla birlikte bunun doğal bir sonucu olarak giderek artan talebin karşılanması için yatak ve tesis sayısında da zamanla artışlar yaşanmıştır. Tablo 3'te yıllara göre tesis, oda ve yatak sayısında değişim işletme ve yatırım belgeli tesisler bazında yer almaktadır. Tablo 3'e göre 1980 yılında toplam 82 332 olan yatak sayısı 2004 yılı sonu itibariyle 713 714 'e ulaşmıştır. Belirttiğimiz üzere dış turizm talebinin artmış olması yatak sayısını arttırdığı bilinmektedir. Bu talebin artmasının nedenleri arasında turizm sektörünün son yıllarda dünya genelinde dış turizm potansiyelinin artmasının Türkiye'nin dış turizm kapasitesine olumlu bir şekilde yansması, bunun sonucu olarak dış talebin artışı, 1980 yılı sonrası turizm sektörünün sosyal, çevresel ve ekonomi gibi birçok yönüyle ele alınması, dış tanıtıma daha çok önem verilmesi sayılabilir.

Tablo 3: TURİZM İŞLETME VE YATIRIM BELGELİ TESİSLER

| Yıllar | Turizm İşletme Belgeli Tesisler | | | Turizm Yatırım Belgeli Tesisler | | |
|---------------------------|---------------------------------|--------|--------|---------------------------------|--------|--------|
| | Tesis | Oda | Yatak | Tesis | Oda | Yatak |
| 1980 | 511 | 28992 | 56044 | 267 | 13019 | 26288 |
| 1981 | 529 | 30050 | 58242 | 278 | 15159 | 30291 |
| 1982 | 569 | 32011 | 62372 | 339 | 18172 | 36332 |
| 1983 | 611 | 33694 | 65934 | 376 | 21410 | 43425 |
| 1984 | 642 | 34666 | 68266 | 412 | 26372 | 53615 |
| 1985 | 689 | 41351 | 85995 | 501 | 34251 | 71521 |
| 1986 | 731 | 44342 | 92129 | 638 | 48615 | 101383 |
| 1987 | 834 | 51040 | 106214 | 892 | 73537 | 153786 |
| 1988 | 957 | 58914 | 122306 | 1268 | 105736 | 218445 |
| 1989 | 1102 | 70603 | 146086 | 1662 | 139497 | 288896 |
| 1990 | 1260 | 83953 | 173227 | 1921 | 156702 | 325515 |
| 1991 | 1404 | 97260 | 200678 | 1987 | 158372 | 331711 |
| 1992 | 1498 | 105476 | 219940 | 1938 | 148017 | 309139 |
| 1993 | 1581 | 113995 | 235238 | 1788 | 132395 | 276037 |
| 1994 | 1729 | 128065 | 265136 | 1578 | 114913 | 240392 |
| 1995 | 1793 | 135436 | 286463 | 1334 | 96517 | 202483 |
| 1996 | 1866 | 145493 | 301524 | 1309 | 96592 | 202631 |
| 1997 | 1933 | 151055 | 313298 | 1402 | 110866 | 236632 |
| 1998 | 1954 | 151397 | 314215 | 1365 | 116286 | 249125 |
| 1999 | 1907 | 153749 | 319313 | 1311 | 114840 | 245543 |
| 2000 | 1824 | 156367 | 325168 | 1300 | 113452 | 243794 |
| 2001 | 1980 | 175499 | 364779 | 1240 | 107262 | 230248 |
| 2002 | 2124 | 190327 | 396148 | 1138 | 102972 | 222876 |
| 2003 | 2240 | 202339 | 420697 | 1130 | 111894 | 242603 |
| 2004 | 2357 | 217664 | 454290 | 1151 | 118883 | 259424 |
| Kaynak: www.tursab.org.tr | | | | | | |

Turizmin ülke ekonomisi açısından önemini ifade etmek üzere yukarıda sözü edilen göstergeler dışında turizm gelirlerinin ekonomik büyüme olan etkisini daha iyi görebilmek için bakabilecek önemli diğer iki göstergedeki ilkinin turizm gelirlerinin GSYİH içindeki payı diğerinin ise turizm gelirlerinin ihracat gelirleri içerisindeki payı olduğu söylenebilir. Aşağıda yer alan tablo 4'te Turizm gelirlerinin GSYİH ve ihracat içerisindeki payı yıllar itibarıyla yer almaktadır. Bilindiği üzere, turizmin temelde bir hizmet sektörü olması ve bilgi çağının temelinde de hizmet sektörünün yattığı göz önüne alındığında gerek GSYİH ve gerekse ihracat gelirleri içerisinde sadece turizm sektörünün değil diğer birçok hizmet sektörünün giderek artan oranda paya sahip olması kaçınılmaz olacaktır. Dış turizmden elde edilen gelirlerin doğrudan bir döviz girdisi olarak temel makroekonomik tablolar içerisinde yer alması ve dolayısıyla sağladığı avantajlar açısından turizm sektörünün önemi daha iyi anlaşılabilir. Tablo 1'de görüleceği üzere dış turizmden elde edilen gelirlerin sürekli artan bir yapıya sahip olması ve bununla birlikte diğer sektörlerdeki bir takım artma ya da azalma yönündeki çeşitli değişimlerin doğal sonucu olarak, tablo 4'te görüleceği gibi turizm gelirlerinin hem GSYİH hem de ihracat gelirleri içerisindeki payının artan bir eğilime sahip olduğu söylenebilir.

Turizm gelirlerinin ekonomik büyümeye olan olumlu katkısının önümüzdeki yıllarda da giderek artacağı tahmin edilmektedir. Dünya Seyahat ve Turizm Konseyi'nin tahminine göre 2010 yılında Türkiye'de turizm gelirleri 33 milyar dolar düzeyinde olacaktır. Bununla birlikte Dünya Turizm Örgütü, Türk turizminin yılda % 5.5 oranına büyüyerek 20 yıl sonra da 27 milyon turistin ülkemizi ziyaret edeceğini öngörmektedir⁷⁸. Bu öngörüler doğrultusunda Türk turizminin dünya sıralamasındaki konumu yakın gelecekte çok daha üst sıralarda olacaktır. Türkiye'de turist sayısı ve turizm gelirlerinde yaşanan artışlar, belirtildiği üzere dünya genelindeki konjonktürel artışın bir yansıması olarak ortaya çıkmaktadır. Türkiye'nin, Akdeniz bölgesinde en son yıllarda en hızlı büyüyen turizm ekonomisine sahip olduğu söylenebilir. İtalya, İspanya, Yunanistan, Portekiz gibi Akdeniz bölgesinde yer alan rakiplerimizin, turizm istatistikleri incelendiğinde, turizm sektöründeki büyümelerinin yavaşladığı ve neredeyse durduğu

⁷⁸ Bkz. www.netbul.com/ekonomi/turizm

görülmektedir. Buna karşılık Türkiye'nin büyüme konusunda çok daha büyük bir potansiyele sahip olduğunu söylemek mümkündür. Bununla birlikte, Portekiz ve Yunanistan'ın turist sayısı ve turizm gelirlerinde zamanla Türkiye'nin gerisinde kaldıkları görülmektedir. Türk turizminin bundan sonra, İtalya ve İspanya gibi ülkeleri birer rakip olarak görerek yatırımlarını bu yönde yapması ve yabancı ziyaretçiler için bu ülkelere bir alternatif olma yolunda harekete geçmesi gerekmektedir. Yaşanacak olumlu gelişmeler sonucunda Türk turizminin Akdeniz bölgesinde lider bir konuma gelmesi kaçınılmazdır.

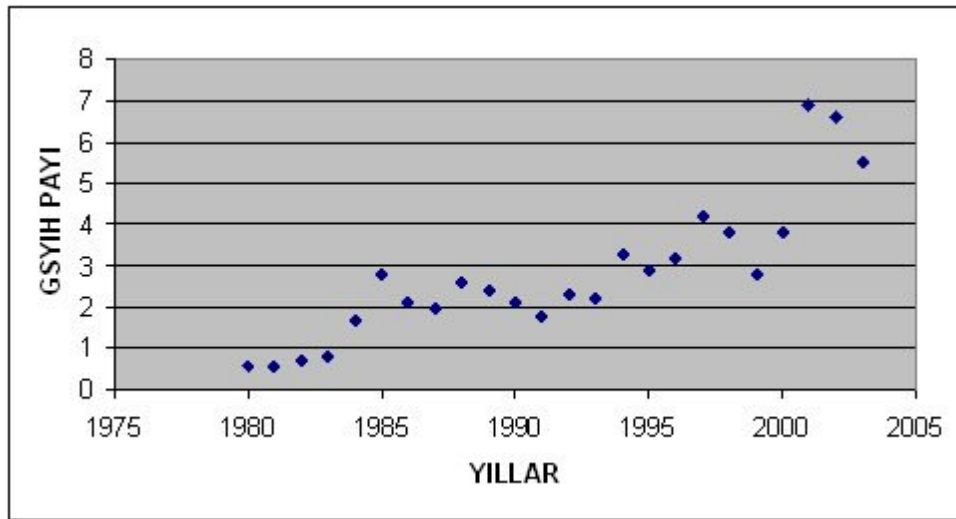
Tablo 4: TURİZM GELİRLERİNİN GSYİH VE İHRACAT İÇERİSİNDEKİ PAYI

| YILLAR | Turizm Gelirlerinin GSYİH İçindeki Payı (%) | Turizm Gelirlerinin İhracata Oranı (%) |
|---------------|--|---|
| 1980 | 0,6 | 11,2 |
| 1981 | 0,8 | 8,1 |
| 1982 | 0,7 | 6,4 |
| 1983 | 0,8 | 7,2 |
| 1984 | 1,7 | 11,8 |
| 1985 | 2,8 | 18,6 |
| 1986 | 2,1 | 16,3 |
| 1987 | 2 | 16,9 |
| 1988 | 2,6 | 20,2 |
| 1989 | 2,4 | 22 |
| 1990 | 2,1 | 24,9 |
| 1991 | 1,8 | 19,5 |
| 1992 | 2,3 | 24,7 |
| 1993 | 2,2 | 25,8 |
| 1994 | 3,3 | 23,9 |
| 1995 | 2,9 | 22,9 |
| 1996 | 3,2 | 25,7 |
| 1997 | 4,2 | 30,8 |
| 1998 | 3,8 | 28,9 |
| 1999 | 2,8 | 19,6 |
| 2000 | 3,8 | 27,5 |
| 2001 | 6,9 | 32,1 |
| 2002 | 6,6 | 33,9 |
| 2003 | 5,5 | 28,2 |

Kaynak: www.tursab.org.tr

Tablo 4'te yer alan bilgilere göre 1980 yılında % 0.6 olan turizm gelirlerinin GSYİH içerisindeki payı, 2003 yılı itibariyle % 5.5'e ulaşmıştır. Şekil 1'e göre turizm gelirlerinin GSYİH içerisindeki payının artan bir eğilime sahip olduğu görülmektedir. Bunun yanında yine şekil 1'e dikkat edildiğinde 2001–2002–2003 yıllarına ait gözlem değerlerinin genel trendin ortalama değerinin üzerinde bir yükselişe sahip olduğu görülmektedir. Bu aykırılığın nedeninin 2001 ekonomik krizinin yarattığı konjonktürel etki olduğu söylenebilir. Son yıllardaki GSYİH payındaki söz konusu yükselişin nedeninin, bu yıllarda diğer birçok sektörün küçülmesinin aksine turizm sektöründe yaşanan istikrarlı bir büyümenin olduğu şeklinde ifade edilebilir.

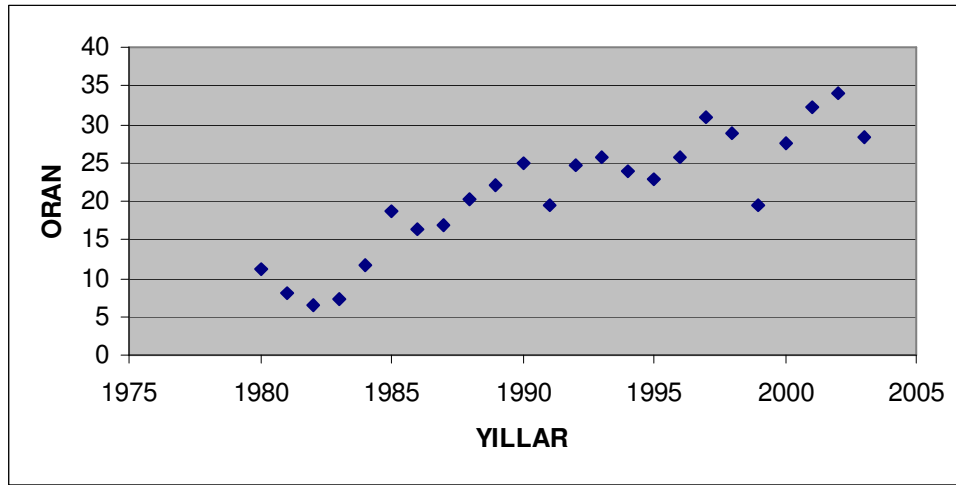
Şekil 1: Turizm Gelirlerinin GSYİH İçerisindeki Payı



Tablo 4'te turizm gelirlerinin ekonomik büyüme olan etkisinin önemli göstergelerinden biri olan ihracat içerisindeki payı yine yıllar itibariyle gösterilmiştir. Turizmden elde edilen gelirler, ülke ekonomisine ek bir ihracat kalemi olarak olumlu katkılarda bulunmaktadır. Verilere göre 1980 yılında % 11.2 olan bu oran 2003 yılında %28.2'ye yükselmiştir.1980–2003 yılları arasında turizm gelirlerinin ihracat içerisindeki payı ortalama olarak % 21.13'tür. Şekil 2'deki grafiği incelediğimizde turizm gelirlerinin

ihracat içerisindeki payının artan bir eğilime sahip olduğunu ifade edilebilir. Grafik dikkatle incelendiğinde bu artışın özellikle 1999 yılında azalma yönünde ciddi bir şok görülmektedir. Bu azalma, yine bu yıl yaşanan deprem felaketine bağlanabilir.

Şekil 2: Turizm Gelirlerinin İhracata Oranı



Turizmin ekonomik olarak yarattığı sonuçlardan biride istihdama olan katkısıdır. Turizmin, yatırım aşamasından işletme aşamasına kadar dolaylı ya da dolaysız bir istihdam yaratan bir sektör olduğu bilinmektedir. Bu anlamda, ülkemizde yabancı sermaye ile yapılan yatırımlarda gerek sağladığı döviz girdisi gerekse yatırımın getirdiği istihdam açısından ülke ekonomisi için olumlu sonuçlar doğurmaktadır.

Tablo 5'te verilenlere göre, 1991 – 2002 yılları arasında turizmin yabancı sermaye yatırımları içerisindeki payı ortalama olarak %5.35 düzeyindedir. Bu oran 2003 yılının ilk altı için % 3.5 olarak verilmektedir. Tablo 5'te yer alan verilere göre 1991 yılı ile 1997 yılı turizmde yabancı sermaye yatırımı payı sırası ile % 12.2 ve % 14.3 ile ortalamanın çok üzerindedir. Ortalamanın üzerinde yaşanan bu yükselişin nedeni, bu yıllarda turizm sektöründe yapılan yatırımların satışı gibi bazı özelleştirmelerin olduğu söylenebilir. Ancak, Türkiye'de turizm sektöründe gerçekleşen yabancı sermaye yatırımlarının istenen düzeyde olmadığı açıktır.

| Tablo 5: TURİZMDE YABANCI SERMAYE YATIRIMLARI | | | |
|--|--|--|------------------------|
| Yıllar | Toplam yabancı sermaye (mil. Dolar) | Turizmde yabancı sermaye (mil. Dolar) | Turizmin payı % |
| 1991 | 1 967 | 240,2 | 12,2 |
| 1992 | 1 820 | 108,1 | 5,9 |
| 1993 | 2 271 | 107,2 | 4,7 |
| 1994 | 1 484 | 57 | 3,8 |
| 1995 | 2 938 | 174,8 | 5,9 |
| 1996 | 3 837 | 129,1 | 3,4 |
| 1997 | 1 678 | 240,1 | 14,3 |
| 1998 | 1 646 | 52,1 | 3,2 |
| 1999 | 1 700 | 40 | 2,4 |
| 2000 | 3 474 | 50,2 | 1,6 |
| 2001 | 2 726 | 86,5 | 3,2 |
| 2002 | 2 243 | 80,2 | 3,6 |
| 2003 (Ocak- Haziran) | 1 208 | 42,2 | 3,5 |

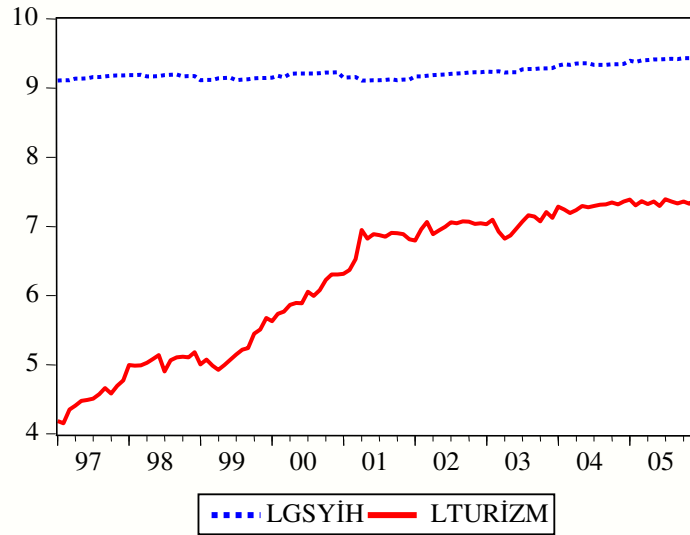
Kaynak: www.tursab.org.tr

Ülkemizin gerek dünya genelinde ve gerekse Akdeniz bölgesinde, turizm gelirlerindeki payının istenildiği düzeyde olduğunu ifade etmek güçtür. Turizm, Türk ekonomisinin temel unsurlarından birisidir. Turizm gelirlerinin, işsizlik, yüksek enflasyon, dış ticaret açığı gibi birçok ekonomik sorunun çözümünde önemli bir faktör olduğu bilinmektedir.

3. EKONOMETRİK YÖNTEM

Analizin bu bölümünde ekonometrik analizde kullanılacak verilerin yapısı tanıtılacak ve serilerin zaman serisi özellikleri araştırılacaktır. Analizde, 1997:1–2005:12 tarihlerini kapsayan aylık reel GSYİH ve turizm geliri verileri kullanılmıştır. Değişkenleri mevsimsel etkilerden arındırmak için Tramo/Seats yöntemi kullanılmıştır. Reel GSYİH serisi Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın Elektronik Veri Dağıtım sisteminden (EVDS), turizm geliri serisi ise Türkiye Seyahat Acentaları Birliğinin (TÜRSAB) internet sayfasından elde edilmiştir. Birim kök testi yapmadan önce değişkenlerin zaman içerisindeki seyrini göstermek amacıyla doğal logaritmalarının grafikleri verilmiştir.

Şekil 3: Reel GSYİH ve Turizm Gelirlerinin Doğal Logaritmaları



Şekil 3'te görüldüğü gibi turizm geliri ve reel GSYİH değişkenlerinde artış yönünde bir eğilim olduğu ve durağan olmadıkları söylenebilir. Ayrıca turizm gelirlerinde güçlü olmasa da mevsimlik bir yapıdan sözedilebilir. Bu nedenle izleyen kısımlarda yapılacak zaman serisi analizlerinde mevsimlik etkiden arındırılmış seriler kullanılacaktır. Ayrıca çalışmada yapacağımız nedensellik analizlerinde serilerin birim köke sahip olup

olmadıkları ve değişkenler arasında uzun dönem denge ilişkilerinin varlığı son derece önemli olduğu için serilerin bu özellikleri belirlenmeye çalışılacaktır.

3.1. Birim Kök Testleri

Modelde kullanılacak en uygun denklemin belirlenebilmesi için denkleme kullanılan zaman serilerinin durağan olup olmadığının incelenmesi gereklidir. Çünkü birçok ekonomik zaman serisinin birim kök içerdiği bilinmektedir. Diğer bir ifadeyle, ekonomik zaman serilerinin stokastik bir eğilim içerdiği ve ortalamasının zaman içerisinde değişme gösterebildiği bilinmektedir. Bu nedenle bu sorun göz ardı edilerek yapılacak olan hipotezlerin geçerliliği ortadan kalkabilir.

Eğer bir zaman serisinin ortalaması, varyansı ve otokovaryansı zamandan bağımsız ve değişmiyorsa bu zaman serisi için durağandır denilebilir. Bir zaman serisi d kez farkı alındıktan sonra durağan hale geliyorsa, bu serinin d . dereceden bütünleştiği söylenir ve $I(d)$ şeklinde gösterilir. Birinci derece bütünleşik olarak adlandırılan ya da basitçe $I(1)$ biçiminde gösterilen birim köke sahip bir zaman serisinin birinci farklarının alınması ile durağanlığı sağlanmış olur. Ekonomik zaman serilerinin durağanlık analizlerinde genellikle ADF, PP ve KPSS testleri kullanılmaktadır.

Bir zaman serisinin birim köke sahip olup olmadığını belirlemede yaygın olarak kullanılan testlerden biri ADF'dir. ADF testi yapılırken birinci bölümde denklem (17)-(19)'da yer verilen,

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + u_t$$

biçimindeki sabitsiz, sabitli-trendsiz ve sabitli-trendli biçimindeki regresyonlar kullanılır. Yukarıdaki denklemlerde yer verilen regresyon modellerinde Δ birinci fark

işlemcisini, βt zaman trendini, u_t beyaz gürültü hata terimini, Y_t ise kullanılan serileri göstermektedir. k ise hata teriminin ardışık bağımlılığını gidermek için bilgi kriterleri tarafından belirlenen bağımlı değişkenin gecikme sayısıdır. Burada sıfır hipotezi $\delta = 0$ şeklinde oluşturulur. Yani birim kök var ve zaman serisi durağan değildir. Alternatif hipotez ise δ değerinin sıfırdan küçük olduğudur. Yani zaman serisi durağandır. Sıfır hipotezi δ istatistiki olarak anlamlı bir şekilde sıfırdan farklıysa reddedilir. Yani seri durağandır. ADF test sonuçları Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 6'da yer alan ADF test sonuçlarına göre hem GSYİH hem de turizm gelirlerinin düzey değerlerinde değil, birinci farklarında durağan oldukları görülmektedir.

Tablo 6: ADF Test Sonuçları

| Değişken | Gecikme* | ADF Test İstatistiği | Kritik değer** |
|------------------------|----------|----------------------|----------------|
| <i>GSYİH</i> | 0 | -1.318087 | -3.45 |
| Δ <i>GSYİH</i> | 0 | -11.76631 | -3.45 |
| <i>Turizm</i> | 1 | -0.953889 | -3.45 |
| Δ <i>Turizm</i> | 0 | -12.26460 | -3.45 |

* ADF modellerindeki gecikme değerleri düzeltilmiş AIC kriterine göre seçilmiştir. Bütün modellerde sabit terim ve trend mevcuttur.

**%5 anlamlılık düzeyine göre McKinnon tek yönlü kritik değerleridir.

Eğer serilerde yapısal kırılma varsa, birim kök testlerinde serinin durağan olması ihtimali artacaktır. Bu durumda hem ADF hem de PP testleri, serinin durağan olduğu alternatif hipotezine karşın durağan olmadığı temel hipotezi test edilir. Ancak PP testinin, otokorelasyon ve değişen varyans sorununun varlığında güçlü bir ilişki belirleyici olduğu bilinmektedir.

ADF testi, serilerin otoregresif (AR) süreç tarafından yaratıldığı varsayımına dayanırken, PP testi genel otoregresif bütünleşik hareketli ortalama (ARIMA) sürecine dayanmaktadır. PP testi özellikle küçük örnekler için daha güçlüdür. Birim kök testlerinin gücü zayıf olduğundan, birden fazla test kullanılarak sonuçların kontrol edilmesi daha

uygun olacaktır. PP birim kök testinde ise birinci bölümde denklem 22’de verilen $Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + u_t$ biçimindeki model kullanılmaktadır.

PP testini yapabilmek için gerekli olan test istatistiklerinin sınırlı ve aynı zamanda sonlu örnek dağılımları hata terimlerinin korelasyon yapısına bağlı olduğu için, modelde yer alan hata terimi (u_t) beyaz gürültü olduğu varsayılır. Daha açık bir ifadeyle, dağılımların şekli, $\frac{\sigma^2}{\sigma_u^2}$ oranına⁷⁹ bağlıdır⁸⁰.

PP testlerinin gerisindeki temel düşünce σ^2 ve σ_u^2 ’nin örnek tahminlerini kullanarak test istatistiğini, standart DF dağılımına daha yakın uyum göstermesi için kullanmaktır. Gerek GSYİH ve gerekse turizm gelirleri için model yardımıyla yapılan PP test sonuçları tablo 7’de verilmektedir. Burada da ADF test sonuçlarında olduğu gibi her iki zaman serisinin birinci farklarında durağan oldukları gözlemlenmektedir.

Tablo 7: PP Birim Kök Test Sonuçları

| Değişken | PP Test İstatistiği | Kritik Değer* |
|------------------------|---------------------|---------------|
| <i>GSYİH</i> | -1.321537 | -3.45 |
| Δ <i>GSYİH</i> | -11.68427 | -3.45 |
| <i>Turizm</i> | -1.006259 | -3.45 |
| Δ <i>Turizm</i> | -12.26460 | -3.45 |

* %5 anlamlılık düzeyine göre McKinnon tek yönlü kritik değerleridir.

Kwiatkowski,Phillips,Schmidt ve Shin (KPSS) testinde ise ADF ve PP testlerinden farklı olarak, sıfır hipotezinde ilgili serinin durağan olduğu ifade edilir. ADF ve PP test sonuçlarına göre red edilen sıfır hipotezi, KPSS testine göre kabul edilirse, seri durağan,

⁷⁹ Oranda yer alan ve hata terimleri toplamının varyansı olarak adlandırılan σ^2 , $\sigma^2 = \lim_{n \rightarrow \infty} E((\sum_{j=1}^n u_j)^2)$

formülü ve hata terimleri varyansı olarak adlandırılan σ_u^2 ise $\sigma_u^2 = \lim_{n \rightarrow \infty} n^{-1} \sum_{j=1}^n E(u_j)^2$ formülü yardımıyla hesaplanır.

⁸⁰ G.S., Maddala, In-Moo, Kim, a.g.e., s.74.

yani $I(0)$ dır. Buna karşılık, ADF ve PP testlerine göre kabul edilen hipotez, KPSS testine göre reddediliyorsa seri birim kök içeriyor olacağından, $I(1)$ 'dir. KPSS istatistiği zaman serisinin bağımsız değişkenlerle regresyonundan elde edilen hata terimlerine bağlıdır. KPSS testinde birinci bölümde yer verilen denklem (24)-(26)'daki modellerden yararlanır. KPSS test sonuçları tablo 8'de verilmiştir.

Tablo 8: KPSS Birim Kök Test Sonuçları

| Değişken | KPSS Test İstatistiği | Kritik Değer* |
|------------------------|------------------------------|----------------------|
| <i>GSYİH</i> | 0.265156 | 0.146000 |
| Δ <i>GSYİH</i> | 0.064950 | 0.146000 |
| <i>Turizm</i> | 0.263156 | 0.146000 |
| Δ <i>Turizm</i> | 0.072955 | 0.146000 |

*%5 anlamlılık düzeyine göre McKinnon tek yönlü kritik değerleridir.

Tablo 8'de verilen KPSS test sonuçlarına göre, belirttiğimiz gibi ADF ve PP testlerinde birinci farkları itibariyle reddedilen sıfır hipotezi, kabul edilmektedir. Bu da durağanlığın sağlandığını göstermektedir.

Hem ADF hem KPSS ve hem de PP test sonuçları, ekonomik büyüme ve turizm geliri değişkenlerinin birinci farklarında durağan olduğunu, yani birinci derece bütünleşik $I(1)$ olduğunu göstermektedir. Buda bu değişkenlerin kullanılacağı zaman serisi çalışmalarında, değişkenlerin düzey değerleri ile değil birinci farkları ile kullanılması gerektiğini ifade etmektedir.

3.2. Eşbütünleşme Testleri

Eşbütünleşme, değişkenler arasında uzun dönem denge ilişkisini ifade eder . Örneğin kendileri düzey değerlerinde durağan olmayan iki zaman serisinin bir doğrusal

bileşimi durağan olabilir. Bu durumda bu iki zaman serisi değişkeni arasında eşbütünlük ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılabilir.

Teorik olarak eşbütünlük değişkenler arasında uzun dönemde doğrusal olmayan bir ilişki ortaya çıkabilir. Birim kök ve eşbütünlük artık terimlerin durağan olup olmadıkları ile ilgilidir. Bu değişkenlerin doğrusal bileşimlerinden elde edilen hata terimi durağan ise, değişkenler arasında eşbütünlük vardır denir. Modelde kullanılan iki değişkenin birinci farklarında durağan olduklarını belirlendikten sonra bu iki değişken arasında muhtemel bir uzun dönemli ilişki olup olmadığı Johansen yöntemiyle test edilecektir. Johansen çok değişkenli eşbütünlük testi, ikinci bölümde denklem 4'te verilen ve $\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{k-1} B_i \Delta Y_{t-i} + B Y_{t-k} + U_t$ biçiminde de ifade edilebilen VAR modeli kullanılarak durağan olmayan değişkenler arasındaki ilişkilerin sınanmasında kullanılır.

Burada Y , $n \times 1$ boyutunda durağan olmayan reel GSYİH, turizm gelirleri değişkenlerine ait gözlem vektörü, B_i ve B ise $n \times n$ boyutunda katsayı matrisleridir. B Matrisinin rankı, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerini ortaya koyar ve bağımsız eşbütünlük vektör sayısına eşittir. Eğer B 'nin rankı 0'a eşitse, değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi yoktur. Bu testte sıfır hipotezi, $r=0$ biçiminde eşbütünlük olmadığını ifade ederken; genel alternatif hipotez $r>0$ biçiminde ve eşbütünlük olduğunu gösterir. Johansen eşbütünlük testi sonuçları tablo 9'da verilmiştir.

Tablo 9: Johansen Eşbütünlük Test Sonuçları

| Sıfır Hipotezi (H_0) | Alternatif Hipotez (H_1) | λ_{Trace} (iz) Değeri | %5 Kritik Değer | $\lambda_{Max-Eigen}$ (Özdeğer) Değeri | %5 Kritik Değer |
|--------------------------|------------------------------|-------------------------------|-----------------|--|-----------------|
| $r = 0$ | $r > 0$ | 14.40707 | 25.87211 | 8.589841 | 19.38704 |
| $r \leq 1$ | $r > 1$ | 5.817231 | 12.51798 | 5.817231 | 12.51798 |

Buna göre, maksimum öz değer (maximum eigen value) ve rank (İz (trace)) test sonuçları değişkenler arasında bir eşbütünlük ilişkisinin varlığını göstermemektedir.

Bu nedenle bir sonraki kısımda yapacağımız nedensellik analizleri de değişkenlerin birinci farkları ile yapılacak ve Granger nedensellik eşitliklerinde hata düzeltme terimi yer almayacaktır.

3.3. Granger Nedensellik Analizi

Ekonomik büyüme ve turizm gelirleri arasındaki nedensel ilişkileri belirlemek amacıyla ikili Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Granger eşitlikleri aşağıdaki gibi belirlenmiştir.

$$\Delta X_t = \alpha_x + \sum_{i=1}^k \beta_{x,i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{x,i} \Delta Y_{t-i} + u_{x,t} \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_y + \sum_{i=1}^k \beta_{y,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{y,i} \Delta X_{t-i} + u_{y,t} \quad (2)$$

X'in Y'ye Granger anlamında neden olmadığı $H_0 : \sum \gamma_{Y,i} = 0$ sıfır hipotezi ile ifade edilir ve hesaplanan F değeri⁸¹, tablo kritik F değerinden büyük olursa; (2) nolu eşitlikte, X, Y'e Granger anlamında neden olur sonucuna ulaşılır. Buna karşılık (1) nolu eşitlikte Y değişkenine ait katsayıların birlikte sifira eşit olup olmadığı sınanarak; Y'nin, X'e Granger anlamında neden olup olmadığı belirlenir. Bunun için gerekli olan sıfır hipotezi, $H_0 : \sum \gamma_{X,i} = 0$ biçimindedir. Hesaplanan F istatistiği, tablo F değerinden büyük olduğunda, Y'nin X'e Granger anlamında neden olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilir. Granger nedensellik test sonuçları tablo 10'da verilmiştir.

⁸¹ F değeri, $F_{(k, n-2k)} = \frac{(\sum \epsilon_{1t}^2 - \sum e_{1t}^2)/k}{\sum e_{1t}^2 / (n - 2k)}$ yardımıyla hesaplanan Wald test istatistiğidir.

Tablo 10: Granger Nedensellik Test Sonuçları

| Sıfır Hipotezi | Test İstatistiği (F-Değeri) | p-değeri |
|--|--|-----------------|
| Turizm gelirleri büyüme(GSYİH) Granger anlamında neden olmaz | 10.3492 | 0.00173 |
| Büyüme (GSYİH) turizm gelirlerine Granger anlamında neden olmaz | 2.37517 | 0.12632 |

Tablo 10' de yer alan Granger nedensellik test sonuçlarına göre turizm gelirlerinden büyüme doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır. Bununla birlikte, %5 anlamlılık düzeyinde ekonomik büyümeden turizm gelirlerine doğru bir nedensellik ilişkisi görülmemektedir.

4. VAR ANALİZİ

Bu bölümde turizm gelirleri ve ekonomik büyüme arasındaki dinamik ilişkiler, VAR modelinde tahmin edilen katsayıların yorumlanmasındaki zorluğu aşmak amacıyla, etki-tepki fonksiyonu ve varyans ayrıştırması sonuçları kullanılarak çözümlenmeye çalışılacaktır. VAR modeli, tüm değişkenler birinci derece bütünleşik oldukları için değişkenlerin birinci farkları ile bir gecikmeli olarak tahmin edilmiştir. Gecikme uzunluğu seçiminde LR, FPE, SIC ve AIC kriterleri göz önüne alınarak 1 gecikme ile tahmin edilmiştir. Gecikme uzunlukları aşağıdaki tablo 11'e göre belirlenmiştir.

Tablo 11: VAR Gecikme Uzunluęu Sonuęları

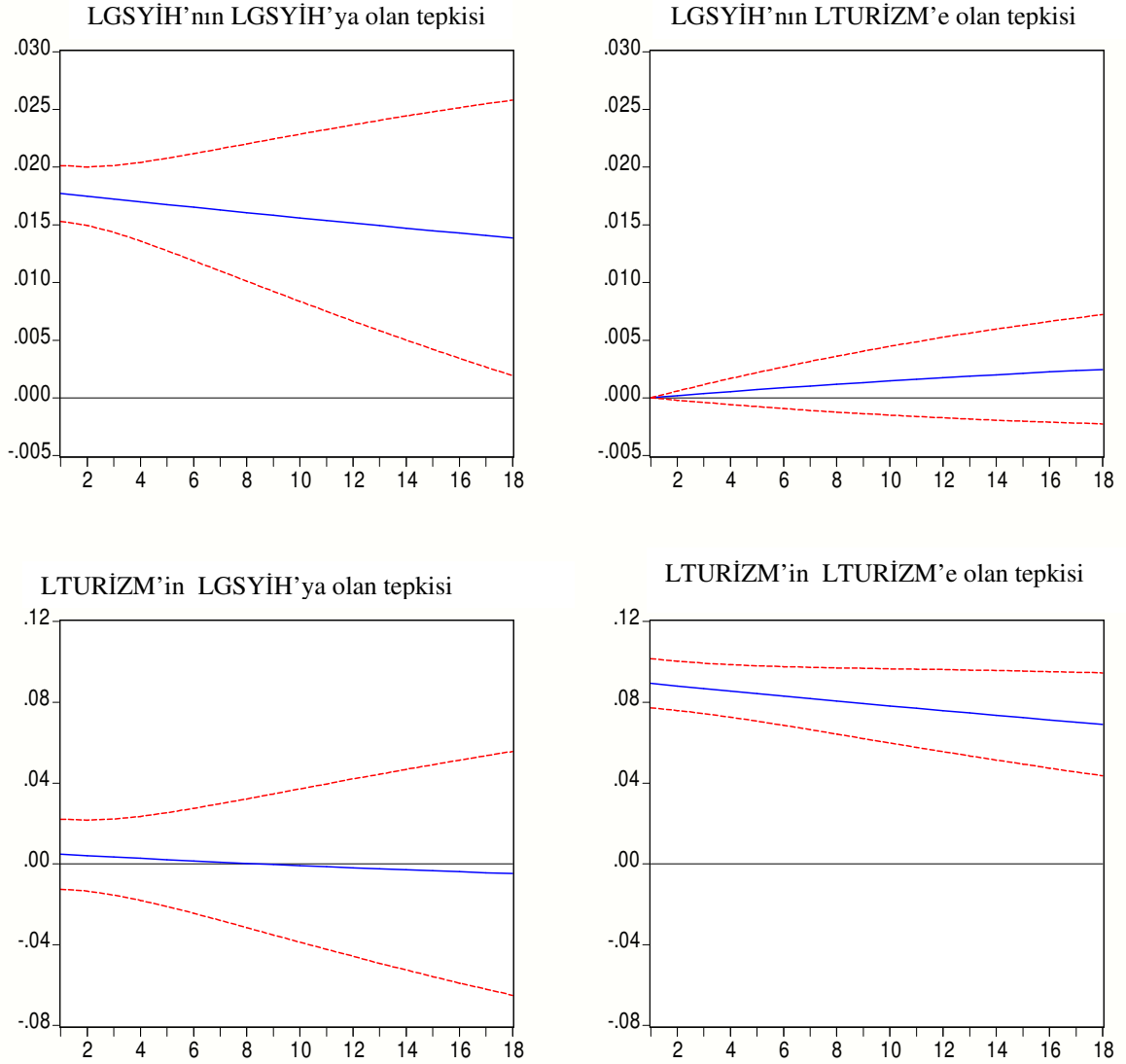
| Gecikme | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|---------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| 0 | NA | 0.003282 | -0.043476 | 0.014401 | -0.020210 |
| 1 | 572.2052 | 3.09e-06* | -7.012499* | -6.838870* | -6.942702* |
| 2 | 4.283723 | 3.22e-06 | -6.971486 | -6.682103 | -6.855156 |
| 3 | 0.379527 | 3.52e-06 | -6.881176 | -6.476040 | -6.718315 |
| 4 | 6.319901 | 3.57e-06 | -6.870204 | -6.349314 | -6.660811 |
| 5 | 0.414329 | 3.90e-06 | -6.780641 | -6.143999 | -6.524716 |
| 6 | 1.279589 | 4.23e-06 | -6.703426 | -5.951030 | -6.400969 |
| 7 | 4.838891 | 4.35e-06 | -6.678316 | -5.810167 | -6.329328 |
| 8 | 0.253563 | 4.78e-06 | -6.586863 | -5.602961 | -6.191342 |
| 9 | 1.385861 | 5.17e-06 | -6.512946 | -5.413290 | -6.070893 |
| 10 | 0.677046 | 5.66e-06 | -6.428454 | -5.213046 | -5.939870 |
| 11 | 1.129616 | 6.15e-06 | -6.351734 | -5.020573 | -5.816619 |
| 12 | 5.353262 | 6.23e-06 | -6.347230 | -4.900315 | -5.765582 |
| 13 | 6.529648 | 6.17e-06 | -6.366547 | -4.803879 | -5.738367 |
| 14 | 10.90638* | 5.64e-06 | -6.469607 | -4.791185 | -5.794895 |
| 15 | 0.631799 | 6.21e-06 | -6.386289 | -4.592115 | -5.665046 |
| 16 | 2.977783 | 6.55e-06 | -6.349439 | -4.439511 | -5.581664 |
| 17 | 2.365416 | 7.00e-06 | -6.302475 | -4.276794 | -5.488168 |
| 18 | 1.210234 | 7.66e-06 | -6.232986 | -4.091552 | -5.372148 |
| 19 | 1.583982 | 8.34e-06 | -6.172948 | -3.915761 | -5.265578 |
| 20 | 2.879735 | 8.82e-06 | -6.144680 | -3.771740 | -5.190778 |
| 21 | 0.728599 | 9.84e-06 | -6.067213 | -3.578519 | -5.066779 |
| 22 | 6.802489 | 9.42e-06 | -6.146398 | -3.541951 | -5.099432 |
| 23 | 4.845227 | 9.47e-06 | -6.182112 | -3.461912 | -5.088614 |
| 24 | 2.422979 | 1.02e-05 | -6.156101 | -3.320148 | -5.016072 |

4.1. Etki-Tepki Fonksiyonları ve Varyans Ayırıştırması

VAR'da yer alan bir değişkene olan şok, sadece o değişkeni değil, VAR'ın dinamik yapısı aracılığıyla sistemde yer alan diğer tüm değişkenleri de etkilemektedir. Bir etki-tepki fonksiyonu, VAR sisteminde yer alan değişkenler üzerinde farklı şokların zaman içerisinde nasıl bir yol izlediğini belirlemek için oldukça faydalıdır.

Varyans ayırıştırma ise, her bir değişkenin öngörü hata varyansının, sistemdeki her bir değişkene yüklenebilecek, bileşenlerine ayırıştırma oranı olarak tanımlanır. Bir değişkendeki değişimin % kaçının kendisinden, % kaçının diğer değişkenlerden kaynaklandığını belirlemede kullanılır. Bir değişkende meydana gelen değişmelerin tamamı kendisindeki şoktan kaynaklanıyorsa, bu durum değişkenin bağımsız olarak hareket ettiğini, modeldeki diğer değişkenlerden kaynaklanıyorsa değişkenin bağımlı olduğunu gösterir. Varyans ayırıştırma aynı zamanda değişkenler arası nedensellik ilişkilerinin derecesi konusunda da bilgi verir. Tahmin sonuçları aşağıdaki grafiklerle verilmiştir. Şekil 4'e göre Turizm gelirlerindeki pozitif bir şoka, ekonomik büyüme anlamlı ve aynı yönde tepki vermektedir. Ekonomik büyümenin turizm gelirlerine tepkisi ise anlamlı ve pozitif yönde tepki vermektedir. Ekonomik büyümedeki pozitif bir şok ise turizm gelirleri önce artış sonra ise azalma yönünde bir tepki verdiği görülmektedir. Tablo 12'ye göre GSYİH'deki değişimin yaklaşık % 0,2'sinin turizm gelirlerinden kaynaklandığı söylenebilir.

Şekil 4: Bir Standart Hatalık Şoka Etki-Tepkiler

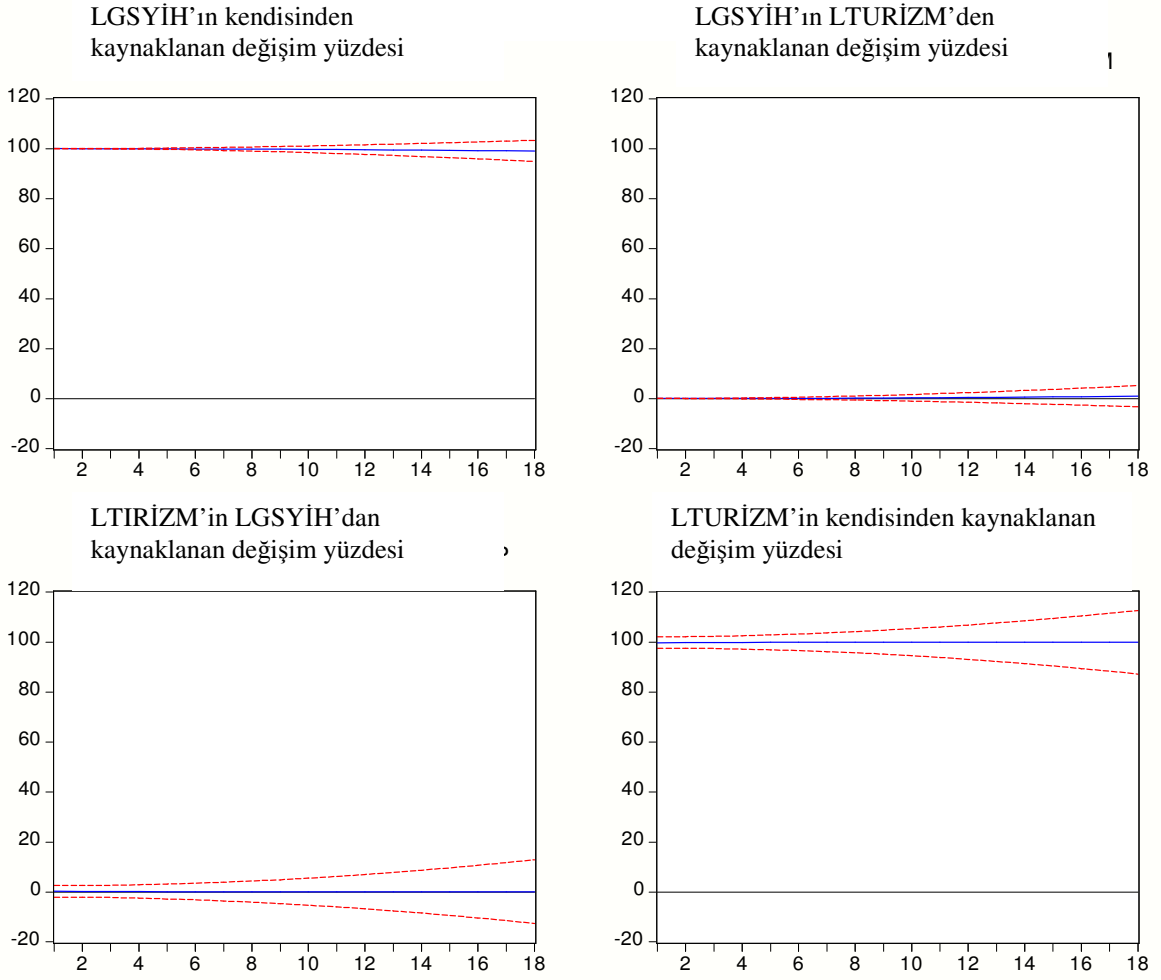


Tablo 12: Varyans Ayrıştırması

| LGSYİH'nin Varyans Ayrıştırması | | |
|--|---------------|----------------|
| Dönem | LGSYİH | LTURİZM |
| 1 | 100.0000 | 0.000000 |
| 2 | 99.99456 | 0.005442 |
| 3 | 99.98203 | 0.017967 |
| 4 | 99.96260 | 0.037400 |
| 5 | 99.93644 | 0.063565 |
| 6 | 99.90371 | 0.096286 |
| 7 | 99.86461 | 0.135387 |
| 8 | 99.81931 | 0.180691 |
| 9 | 99.76798 | 0.232021 |
| 10 | 99.71080 | 0.289203 |
| 11 | 99.64794 | 0.352058 |
| 12 | 99.57959 | 0.420414 |
| 13 | 99.50591 | 0.494094 |
| 14 | 99.42707 | 0.572927 |
| 15 | 99.34326 | 0.656738 |
| 16 | 99.25464 | 0.745357 |
| 17 | 99.16139 | 0.838613 |
| 18 | 99.06366 | 0.936337 |
| LTURİZM'in Varyans Ayrıştırması | | |
| Dönem | LGSYİH | LTURİZM |
| 1 | 0.278950 | 99.72105 |
| 2 | 0.244439 | 99.75556 |
| 3 | 0.213527 | 99.78647 |
| 4 | 0.186148 | 99.81385 |
| 5 | 0.162239 | 99.83776 |
| 6 | 0.141735 | 99.85827 |
| 7 | 0.124570 | 99.87543 |
| 8 | 0.110679 | 99.88932 |
| 9 | 0.099996 | 99.90000 |
| 10 | 0.092456 | 99.90754 |
| 11 | 0.087993 | 99.91201 |

| | | |
|----|----------|----------|
| 12 | 0.086541 | 99.91346 |
| 13 | 0.088033 | 99.91197 |
| 14 | 0.092404 | 99.90760 |
| 15 | 0.099587 | 99.90041 |
| 16 | 0.109516 | 99.89048 |
| 17 | 0.122126 | 99.87787 |
| 18 | 0.137349 | 99.86265 |

Şekil 5 : Varyans Ayrıştırma Grafikleri



SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

20.yüzyılın başlarından itibaren sosyal bilimlerde istatistik ve matematiğin yaygın olarak kullanılmasıyla beraber, yöntem ve metodoloji konusunda önemli gelişmeler meydana gelmiştir. Bu gelişmeler doğrultusunda zaman serileri aracılığıyla değişkenler arasındaki ilişkiler analiz edilmeye başlanmıştır. Bu bağlamda, ekonometri alanında bir çalışma yapılırken modelde yer alan değişkenler arasındaki nedensel ilişkinin olup olmaması ön plana çıkan konular arasında yer almaktadır. Bu çalışmada, son yıllarda ekonomi alanında yapılan ampirik analizlerde sıklıkla kullanılan değişkenler arasındaki ilişkileri tahmin etmede istatistik ve ekonometrik yöntemlerden birisi olan nedensellik analizi açıklanmaya çalışılmıştır. Klasik regresyon analizinde, kullanılan modelin doğru olduğu varsayımından yola çıkılarak değişkenler arasındaki nedenselliğin yönü model içerisinde belirlenmektedir. Bazı durumlarda da kullanılan modellerde yer alan değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri araştırılarak, bulunabilecek nedensel ilişkilerin test edilen teoriye uygun olup olmadığının belirlenmesi gerekmektedir.

Bu nedenle, birinci bölümde öncelikle zaman serilerinin genel bir tanımı ile birlikte zaman serisi analizi üzerinde durulmuş ve özellikle durağanlık kavramı açıklanmaya çalışılmıştır. Durağanlığın (birim kök) test edilmesinde Dickey ve Fuller, Geliştirilmiş Dickey ve Fuller, Phillips ve Perron ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin testleri teorik olarak açıklanmıştır. Bu çalışmada ele alınan makroekonomik zaman serisi değişkenleri arasında nedensel bir ilişkinin bulunup bulunmadığının testi için öncelikle serilerin durağanlığının sağlanması gerekmektedir.

İkinci bölümde, eşbütünleşme kavramı ve testlerinin açıklamaları yer almaktadır. Eşbütünleşme analizinde ele alınacak olan zaman serisi değişkenleri arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin olup olmadığı ortaya konulmaktadır. Eşbütünleşme ile durağan olmayan zaman serisi değişkenleri ile analizlerin yapılabilmesi mümkün olabilmektedir. Eşbütünleşme denklemleri yardımı ile durağan olmayan diğer bir ifadeyle birim kök barındıran değişkenlerin doğrusal bileşimlerinin durağan olup olmadıkları test edilebilir. Eşbütünleşme tanımına göre, uzun dönem denge ilişkisinde meydana gelebilecek sapmaların geçici nitelikte olması ve denge ilişkisinin tekrar sağlanabilmesi için

değişkenlerin eşbütünleşik olmaları gerekmektedir. Uzun dönem denge ilişkisi, temelde ele alınan değişkenlerin ortak bir trende sahip olmalarıdır. Bu bölümde ayrıca VAR modelinin tanıtımı ve bu model ilgili çeşitli açıklamalara değinilmiştir. VAR modeli, makroekonomik değişkenlerin bağımlı ya da bağımsız değişken olarak tanımlanması zorunluluğunu ortadan kaldırmaktadır. VAR modeli bu çalışmada olduğu gibi kısıtsız bir biçimde hazırlanabildiğinden değişkenler arasındaki dinamik ilişkileri de gösterebilmektedir. VAR modeli, sözü edilen üstünlükleri nedeniyle ekonomik zaman serileri analizinde sıklıkla tercih edilmektedir. VAR modelinin diğer önemli bir avantajı da, modelde bağımlı değişkenin kendi gecikmeli değerlerinin de yer alabilmesi nedeni ile model üzerinden yapılacak tahminlerin eşanlı denklem sistemlerine göre çok daha anlamlı olmasıdır. Bu bölümde son olarak, VAR tahmini sonuçlarına göre, doğrudan parametrelerin yorumlanması yerine ayrıca yapılması tercih edilen tahmin hatalarının analizinde kullanılan etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması kavramlarının açıklamasına yer verilmektedir. Uygulamada da söz konusu iki teknik, hataların analizi için kullanılmaktadır.

Üçüncü bölümde, çalışmanın ana konusu olan nedensellik kavramı ele alınmıştır. Ekonomik teoride ilk olarak değişkenlerin bağımlı ya da bağımsız değişken şeklinde tanımlanması, değişkenler arasındaki ilişkinin belirlenmesi için gereklidir. Granger(1969) ve Sims(1972)'in, bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki söz konusu ilişkiden yola çıkarak nedensellik kavramını ortaya koyduğu bilinmektedir. Bununla birlikte zaman serisi değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkisinin yönü hakkında bilgi veren Granger, Sims ve Haugh testlerinin açıklamalarına da bu bölümde yer verilmektedir. Çalışmanın uygulama bölümünde değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin varlığı ve yönü, Granger test sonuçlarına göre yorumlanmaktadır.

Dördüncü ve son bölümde ise, Türkiye'de turizm gelirleri ve ekonomik büyüme ile ilgili aylık verilerden yararlanarak bir nedensellik analizi uygulamasına yer verilmektedir. Burada, değişkenlere ilişkin zaman serilerinin sözü edilen durağanlık sorunun varsa belirlenmesi, giderilmesi ile birlikte eşbütünleşme regresyonlarının elde edilmesi sonucu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı test edilmekte ve sonuçta nedensellik testleri yardımıyla ilişkinin yönü verilmektedir.

Uygulamada öncelikle serilerin birim kök içerip içermedikleri ADF, PP ve KPSS testleri ile sınanmaktadır. Testlerin sonuçlarına göre, seriler düzey değerlerinde değil birinci farklarında durağandır. Birinci farklar ile yapılan ADF ve PP testlerinde, serilerin durağan olmadığını diğer bir ifadeyle birim kök içerdiğini savunan sıfır hipotez, hesaplanan test istatistikleri, 0,05 anlam düzeyinde McKinnon tek yönlü kritik değerinden büyük olması nedeniyle reddedilmiştir. KPSS test sonuçları da bulguyu destekler niteliktedir. Bu durumda her iki değişkenin birinci dereceden bütünleşik olduğu belirlenmiş olmaktadır.

Bütünleşme dereceleri aynı olan bu tür değişkenlerin doğrusal bileşimlerinin durağan olup olmadığı diğer bir ifadeyle değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunup bulunmadığı Johansen testi ile araştırılmaktadır. Johansen eşbütünleşme testi, iz ve maksimum özdeğer testlerinden oluşmaktadır. Her iki test sonucu da değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığını ortaya koymaktadır.

Eşbütünleşme testi sonuçlarına göre, nedensellik ilişkisinin belirlenmesinde kullanılacak Granger nedensellik testi için, ele alınan VAR modellerinde hata düzeltme terimine yer verilmemekte ve değişkenlerin birinci farkları kullanılmaktadır. Bununla birlikte VAR modelleri için gecikme uzunluğu LR, FPE, AIC, SIC ve HQ kriterleri dikkate alınarak belirlenmektedir. Bu çalışmada gecikme uzunluğu 1 olarak elde edilmiştir.

Granger nedensellik test sonuçlarına göre, turizm gelirlerinin büyümeye neden olmadığı biçimindeki sıfır hipotez, hesaplanan F istatistiği, tablo değerinden büyük olduğundan reddedilmektedir. Benzer biçimde, büyümenin turizm gelirlerine neden olmadığını savunan sıfır hipotez, hesaplanan F istatistiği, tablo değerinden küçük olduğundan kabul edilmektedir. Granger test sonuçları, turizm gelirlerinden büyümeye doğru tek yönlü nedensel ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır.

Tahmin sonuçları etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırma grafikleriyle verilmiştir. Varyans ayrıştırması aynı zamanda değişkenler arası dinamik ilişkiler ile ilgili bilgi verir. Turizm gelirlerindeki pozitif bir şoka, ekonomik büyüme anlamlı ve aynı yönde tepki vermektedir. Ekonomik büyümedeki pozitif bir şok ise turizm gelirlerinin, önce artma sonra ise azalma yönünde bir tepki verdiği görülmektedir. Bunun da, nedenselliğin turizm gelirlerinden ekonomik büyümeye doğru olduğu şeklindeki Granger test sonuçlarını destekler nitelikte olduğu söylenebilir.

Dış turizmden elde edilen gelirlerin döviz girdisini arttırıcı etkisi sonucu ülke ekonomisine olan olumlu katkısı bu çalışmada ortaya konulmaktadır. Turizm sektörünün, ülke ekonomisi açısından dolaylı olarak istihdam arttırıcı etkisiyle de son yıllarda ön planda olan bir sektör konumuna geldiği bilinmektedir. Turizm gelirlerinin arttırılması sonucu turizm sektörü, hem ekonomik büyümenin gerçekleştirilmesi ve hem de ödemeler dengesinin iyileştirilebilmesi için itici güç olan sektörlerden biri haline gelebilecektir.

KAYNAKÇA

- Ahamada, İbrahim., “A Complementary Test for the KPSS Test with an Application to the U.S. Dollar/Euro Exchange Rate”, **Economic Bulletin**, Cilt 3, 2004.
- Aktaş, Cengiz., “Türkiye’nin Turizm Gelirlerini Etkileyen Değişkenler için En Uygun Regresyon Denklemine Belirlenmesi”, **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, Cilt 6, Sayı 2, 2005.
- Allen, R.G.D., **Statistics for Economists**, McMillan, İngiltere, 1964.
- Alper, M. Ahmet., **İşçi Dövizlerini Belirleyen Makroekonomik Etkenler: Türkiye Örneği**, T.C.M.B. Yayınları, Şubat, 2005.
- Anderson, O.D., **Time Series Analysis, Theory and Practice : Autoregressif Modelling of Accounting Earnings and Security Prices**, Elsevier Science Publishers B.V., North Holland, 1985.
- Artan, Seyfettin., Berber, Metin., “Kamu Kesimi Büyüklüğü ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Çoklu Ko-Entegrasyon Analizi”, **C.Ü. İ.İ.B.F. Dergisi**, Cilt 5, Sayı 2, 2004.
- Balaylar, Nilgün A., Duygulu, Aylin A., “Türkiye’de Para İkamesi Olgusu ve Para Talebi Fonksiyonunun İstikrarı”, **Dokuz Eylül Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi**, No:04-03, 2006.
- Banerjee, A., Dolado, J., ve Mestre, R., “Error-Correction Mechanism Tests For Cointegration in A Single-Equation Framework”, **Journal of Time Series Analysis**, 19, 3, 1998.

Bartlett, M.S., "On the Theoretical Specification of Sampling Properties of Autocorrelated Time Series", **Journal of the Royal Statistical Society**, Seri B, Cilt 27, 1946.

Bhargava, A., "On the Theory Of Testing for Unit Roots in Observed Time Series", **Review of Economic Studies**, 1986, 53, 369-384.

Box, G.E.P., Jenkins, G.M., **Time Series Analysis: Forecasting and Control**, Holden-Day, California, 1970.

Charemza, W.W., Deadman, D., **New Directions in Econometric Practice**, 2. Baskı, Edward Elgar Yayınevi, İngiltere, 1997.

Cromwell, Jeff B. ve Diğerleri, **Multivariate Tests for Time Series Models: Quantative Applications in The Social Science**, 1994.

Darnell, A.C., **A Dictionary of Econometrics**, Boldwin-Cornwall, İngiltere, 1994.

Dickey, D.D., Fuller, W.A., "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root", **Journal of the American Statistical Association**, Cilt 74, 1979.

Dickey, D.D., Fuller, W.A., "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root", **Econometrica**, Vol:49, No:4, 1057-1073, Temmuz, 1981.

Ekonomik Modeller ve Stratejik Araştırmalar Genel Müdürlüğü, **D.P.T. Makroekonometrik Modeli**, 1995.

Enders, W., **Applied Econometric Time Series**, John Wiley&Sons Inc. A.B.D., 1995.

- Enders, W., **Applied Econometric Time Series**, 2. Basım, John Wiley&Sons Inc.,A.B.D., 2004.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J., “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, **Econometrica**, Vol:55, No:2, Mart, 1987.
- Erlat, Haluk., “Nedensellik Sınamaları Üzerine”, **ODTÜ Gelişme Dergisi**, 10(1), Ankara Ocak 1983.
- Florens, J.P., Mouchart, M., **A Note on Noncausality**, *Econometrica*, (50), Mayıs, 1982.
- Geweke, J., **Testing the Exogeneity Spesification in the Compete Dynamic Simultaneous Equation Model**, 7. North-Holland Publishing Company, 1978.
- Gottschalk, Jan., “An Introduction into the SVAR Methodolgy: Identification, Interpretation and Limitations of SVAR Models”, **Kiel Institute of World Economics**, Deustenbroker Weg 120, Ağustos, 2001.
- Granger, C.W.J., “Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”, **Econometrica**, 37(3), 1969.
- Granger, C.W.J., Newbold, Paul., “Spurius Regressions in Econometrics”, **Journal of Econometrica**, 2, North-Holland Publishing Company,1974.
- Granger, C.W.J., Newbold, Paul., **Forecasting Economic Time Series**, Newyork, 1977.
- Granger, C.W.J., “Testing for Causality: A Personal View”, **Journal of Economic Dynamic and Control**, 1980.

Granger, C.W.J., “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, **Econometrica**, 55, 1987.

Gujarati, Damodar N., **Basic Econometrics**, McGraw-Hill, 1995.

Gujarati, Damodar N., (Çev: Şenesen, Ümit, Şenesen, Gülay Günlük), **Temel Ekonometri**, Literatür Yayıncılık, İstanbul, 1999.

Gujarati, Damodar N., **Basic Econometrics**, McGraw Hill, 4. Basım, 2003.

Gül, Ekrem., Ekinci, Aykut., “Türkiye’de Enflasyon ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1984-2003”, **Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Cilt 6, Sayı 1, 2006.

Güloğlu, Bülent., Özgen, Ferhat B. , “Türkiye’de İç Borçların İktisadi Etkilerinin VAR Tekniğiyle Analizi”, **ODTÜ Gelişme Dergisi**, (31), Haziran, 2004.

Hacıhasanoğlu B., ‘Türkiyede Para Arzı ile Enflasyon Arasında Nedensellik İlişkisi’, **Hacettepe Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi**, Cilt 1, Sayı 1, 54-61, 1983.

Halaç, Umut., “Türkiye’de Para Dolanım Hızının İstikrarı: 1987-2001”, **Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi**, V5(1).

Haugh, L.D., “Checking the Independence of Two Covariance Stationary Time Series: A Univariate Residual Cross-Correlation Approach”, **Journal of American Statistical Association**, (71), June, 1976.

Hoff, J.C., **A Practical Guide to Box-Jenkins Forecasting**, Wadworth Inc., Newyork, 1991.

Holland W.P., “Statitics and Casual Inference”, **Journal of American Statistical Association**, 81,945-959, 1986.

Işığışok, Erkan., **Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi**, Uludağ Üniversitesi Basımevi, Bursa, 1994.

Johansen, S., **Likelihood –Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models**, Oxford University Press, New York, A.B.D., P. 250-279, 1995.

Newbold, Paul, **İşletme ve İktisat için İstatistik**, 4. Basım, (Çev. Ümit Şenesen), İ.T.Ü. İşletme Fakültesi, Eylül 2000.

Kadılar, Cem., “Johansen Eşbütünleşme Analizi”, **Hazine Dergisi**, Sayı 3, 1996.

Kadılar, Cem, **Uygulamalı Çok Değişkenli Zaman Serileri Analizi**, Hacettepe Üniversitesi İstatistik Bölümü, Bizim Büro Basımevi, Ankara, 2000.

Kahyaoğlu, Hakan., Duygulu, A. Aylin., ‘Finansal Varlık Fiyatlarındaki Değişme-Parasal Büyüklükler Etkileşimi’, **Dokuz Eylül Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi**, Cilt 20, Sayı 1, 2005.

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, Pç, Yongcheol, S., “Testing The Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root”, **Journal of Econometrics**, 54, s.159-178, 1992.

Lütkepohl, H., **Introduction to Multiple Time Series Analysis**, Springer Verlag, Berlin, 1993.

Maddala, G.S., Kim, In-Moo, **Unit Roots, Cointegration and Structural Change**, Cambridge University Press, United Kingdom, 1998.

- Mankiw, G., Shapiro, M., “Trends, Random Walks and Tests of the Permanent Income Hypothesis”, **Journal of Monetary Economics**, Cilt 16, 1985.
- Nabeya, S., Tanaka, K., “Asimptotic Theory of a Test for the Constancy of Regression Coefficients Against the Random Walk Alternative”, **Annals of Statistics**, 16, 1988.
- Newbold, Paul, (Çev: Şenesen, Ümit), **İşletme ve İktisat için İstatistik**, Literatür Yayınları, İstanbul, 2000.
- Newey, W.K., West, K.D., “A Simple Positive Semi-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation-Consistant Covariance Matrix”, **Econometrica**, 55, 1987.
- Özer, Mustafa, “Reel Döviz Kurları ile Nominal Döviz Kurları Arasında Nedensellik”, **Anadolu Üniversitesi Açıköğretim Fakültesi Dergisi**, Cilt No:1, Sayı No:1 Haziran, 1994.
- Özer, Mustafa., “Türkiye’de Hisse Senedi Fiyatları ile Döviz Kurları Arasında Etkileşimler”, **Bahçeşehir Üniversitesi Ekonomi ve Yönetim Bilimleri Dergisi**, Eylül 1999.
- Özer, Mustafa., **Türkiye’de Reel Döviz Kurunun Zaman Serisi Analizi**, (Yayınlanmamış Doktora Tezi), 1992.
- Özgen, Ferhat B., Güloğlu, Bülent., “Türkiye’de İç Borçların İktisadi Etkilerinin VAR Tekniğiyle Analizi”, **O.D.T.Ü. Gelişme Dergisi**, Haziran, 2004.
- Özmen, Ahmet., **Zaman Serisi Box-Jenkins Yöntemi ve Banka Mevduat Tahmininde Uygulama Denemesi**, Anadolu Üniversitesi Yayınları, No:207, Eskişehir,1986.

Özmen, Ahmet., “Para Arzı ile Enflasyon Arasındaki Nedensel İlişkinin Araştırılmasında Çapraz Korelasyon Çözümlemesi ve Türkiye Örneği”, Eskişehir: **Anadolu Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi**, Cilt No: XVI, 2000/1.

Patterson, Kerry., **An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach** , St. Martin’s Pres. Scholarly and Reference Division, 2000.

Perron, Pierre., “The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis”, **Econometrica**, Cilt 57, 1989.

Phillips, P.C.B. and Durlauf., “Multiple Time Series Regression with Integrated Processes”, **Review of Economic Studies**, 53, 1986.

Pindck S.R., Rubinfeld, L.D., **Econometric Models and Economic Forecasts**, Mcgraw-Hill Book Company, 1976.

Pierce, A.David., “Residual Correlations and Diagnostic Checking in Dynamic-Disturbance Time Series Models”, **Journal of American Statistical Association**, (67), No:339, Eylül, 1972.

Pierce, A.David., “Relationships-and The Lack Thereof-Between Economic Time Series with Special Reference to Money and Interest Rates”, **Journal Of American Statistical Association**, 357(72), 11-21,1977.

Sims, G., “Money, Income and Causlity”, **American Economic Review**, Cilt 62, 1972.

Sims, C.A., “Seasonality in Regression”, **Journal of the American Statistical Association**, (69), September, 1974.

Sims, C.A., **Exogeneity and Causal Ordering in Macroeconomic Models**, New Methods of Business Cycle Research, Minneapolis Federal Reserve Bank, 1977.

Sims, C.A., "Money, Income and Causality", **American Economic Review**, Cilt 62, 1972.

Stewart, John., Gill, Len., **Econometrics**, 2. Baskı, Prentice Hall Europe, İngiltere, 1998.

Şıklar, Emel, **Eşbütünleşme Analizi ve Türkiye’de Para Talebi**, Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Yayınları No:1206, 2000.

Taban, Sami., Kar, Muhsin., "Human Capital and Economic Growth:Causality Analysis, 1969-2001", **Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Cilt 6, Sayı 1, 2006.

Türköz, M., **Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi ve Granger-Sims Nedensellik Testleri Üzerine Bir Uygulama**, (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Anadolu Üniversitesi), Haziran, 1998.

Williams, D., Goodhart E.A.C., Gowland H.D., "Money, Income and Cusality: The UK Experience", **The American Economic Review**, 66(3), 1976.

Yiğit, E. F. Pınar., **İşçi Gelirleri ve Büyümedeki Çevrimler Arasındaki İlişki**, (Uzmanlık Yeterlilik Tezi), T.C.M.B. İşçi Dövizleri Genel Müdürlüğü, Kasım, 2005.