

**ANKARA ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

**MEVSİMSSEL ZAMAN SERİLERİNDE
BİRİM KÖK TESTLERİNİN KARŞILAŞTIRMASINA
İLİŞKİN BİR SİMULASYON ÇALIŞMASI**

**PINAR GÖKTAŞ
DANIŞMAN: Doç. Dr. Yılmaz AKDİ**

İSTATİSTİK ANABİLİM DALI

**ANKARA
2007**

Her Hakkı Saklıdır

Doç. Dr. Yılmaz AKDİ Danışmanlığında, **Pınar GÖKTAŞ** tarafından hazırlanan “**Mevsimsel Zaman Serilerinde Birim Kök Testlerinin Karşılaştırılmasına İlişkin Bir Simulasyon Çalışması**” adlı tez çalışması 21/05/2007 Tarihinde aşağıdaki jüri tarafından oy birliği ile Ankara Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü İstatistik Anabilim Dalı’nda **YÜKSEK LİSANS TEZİ** olarak kabul edilmiştir.

Başkan : Doç. Dr. Hakan BERUMENT
Bilkent Üniversitesi İktisadi İdari ve Sosyal Bilimler
Fakültesi İktisat Anabilim Dalı

Üye : Doç. Dr. Yılmaz AKDİ
Ankara Üniversitesi Fen Fakültesi İstatistik Anabilim Dalı

Üye : Yrd. Doç. Dr. Cemal ATAKAN
Ankara Üniversitesi Fen Fakültesi İstatistik Anabilim Dalı

Yukarıdaki sonucu onaylarım.

Prof. Dr. Ülkü MEHMETOĞLU
Enstitü Müdürü

ÖZET

Yüksek Lisans Tezi

MEVSİMSSEL ZAMAN SERİLERİNDE BİRİM KÖK TESTLERİNİN KARŞILAŞTIRMASINA İLİŞKİN BİR SİMULASYON ÇALIŞMASI

Pınar GÖKTAŞ

Ankara Üniversitesi
Fen Bilimleri Enstitüsü
İstatistik Anabilim Dalı

Danışman: Doç. Dr. Yılmaz AKDİ

Gerçek hayatta özellikle ekonomik süreçlerin birçoğunda mevsimselliğin ciddi olarak göze çarptığı ve bazı faaliyetlerin mevsim veya aylara göre değiştiği bilinmektedir. Bu nedenle mevsimsellik içeren verilerle çalışırken mevsimsellik ihmal edilirse, yani durağan olmayan bir seriyi durağanlaştırma işlemi gerçekleştirilirken; en sık kullanılan yöntemlerden biri olan fark alma metodunda, mevsimsellik dikkate alınmazsa hatalı sonuçlar elde edilebilmektedir.

Tez çalışmasında, mevsimsel zaman serilerinin durağanlığının yani birim kök içerip içermediğinin sınaması yapılırken, en çok bilinen ve pratikte en çok kullanılan Dickey-Hazsa-Fuller (DHF), Hyllebeyg-Engle-Granger-Yoo (HEGY) ve yeni bir yöntem olarak Periodogram mevsimsel birim kök test yöntemleri karşılaştırılmıştır. Küçük örneklem hacminde Periodogram testinin, yeterince büyük örneklem hacminde ise DHF testinin en iyi sonuçları verdiği görülmüştür. Bunun yanında 1980-2006 yılları arasındaki toplam sanayi üretim endeksi verilerine DHF, HEGY ve Periodogram mevsimsel birim kök test yöntemleri uygulanmıştır. DHF ve Periodogram ile mevsimsel birim kökün varlığı reddedilemezken HEGY testi ile seride sıfır frekansta başka bir birim kökün varlığı tespit edilmiştir.

2007 , 69 sayfa

ANAHTAR KELİMELER : Birim kök, mevsimsel birim kök, durağanlık, simülasyon, güç karşılaştırması.

ABSTRACT
Master Thesis
A SIMULATION STUDY OF COMPARİNG UNIT ROOT TESTS
IN SEASONAL TIME SERIES

Pınar GÖKTAŞ
Ankara University
Graduate School of Natural and Applied Sciences
Deparment of Statistic

Supervisor: Assoc. Prof. Yılmaz AKDİ

In real life it is known that some activities change according to seasons or months and especially in most of economical processes seasonality has really got a serious attention. Therefore when working with seasonal time series if seasonality is excluded, in other words when a stabilization processes has been performed to a non-stationary time series if seasonality has not been taken into consideration in differentiation method that is widely most used, the results that are obtained will not be statistically significant.

In this dissertation, when seasonal time series has been diagnosed to check if it is stationary or whether it has got a unit root or not, a simulation study has been performed to compare in practice the most widely used seasonal unit root test methods that are Dickey-Hazsa-Fuller (DHF), Hyllebeyg-Engle-Granger-Yoo (HEGY) and the proposed new seasonal unit root testing method, Periodogram. It has been found that in small sample sizes the periodogram test and in fairly large samples DHF method have performed well in terms of emprical power. Meanwhile DHF, HEGY and Periodogram seasonal unit root testing methods have been applied for the total industrial production index data between 1980 and 2006. Whereas the existence of a seasonal unit root has not been rejected via DHF and Periodogram testing method, at zero frequency, there has been found another unit root in the time series data used via HEGY testing method.

2007 , 69 pages

KEY WORDS: Unit root, seasonal unit root, stationarity, simulation, power comparison.

TEŞEKKÜR

Çalışmanın her aşamasında bilgi, tecrübe, zaman ve desteğini esirgemeyen Sayın Danışmanım Doç. Dr. Yılmaz AKDİ'ye, katkılarından dolayı Sayın Doç. Dr. Hakan BERUMENT ve Yrd. Doç. Dr. Cemal ATAKAN'a, çalışma ile ilgili birçok resmi işlemin takibinde yardımını esirgemeyen babam Yavuz ÖZGÖR'e, çalışmalarım esnasında bebeğimle ilgilenerek yanımda olan annem Sevgi ÖZGÖR ile bana tüm işlemlerde sağladıkları kolaylıklardan ötürü Ankara Üniversitesi Fen Fakültesi ve Fen Bilimleri Enstitüsü personeline sonsuz teşekkür ederim.

Pınar GÖKTAŞ

Ankara, Mayıs 2007

İÇİNDEKİLER

ÖZET.....	i
ABSTRACT.....	ii
TEŞEKKÜR.....	iii
SİMGELER DİZİNİ.....	vi
ŞEKİLLER DİZİNİ.....	vii
ÇİZELGELER DİZİNİ.....	viii
GİRİŞ.....	1
1. DURAĞAN OLMAYAN ZAMAN SERİLERİNDE BAZI BİRİM KÖK TESTLERİ.....	3
1.1 Giriş.....	3
1.2 Bazı Birim Kök Testleri.....	5
1.2.1 Dickey-Fuller (DF) birim kök testi.....	5
1.2.2 Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi.....	9
1.2.3 Phillips-Perron birim kök testi.....	11
2. MEVSİMSSEL ZAMAN SERİLERİNDE BİRİM KÖK TESTLERİ.....	14
2.1 Mevsimsel Zaman Serileri.....	14
2.2 Mevsimsel Birim Kök.....	16
2.3 Bazı Mevsimsel Birim Kök Testleri.....	17
2.3.1 Dickey-Hazsa-Fuller (DHF) mevsimsel birim kök testi.....	17
2.3.2 Hylleberg-Enger-Granger-Yoo (HEGY) mevsimsel birim kök testi.....	22
2.3.3 Periodogram mevsimsel birim kök testi.....	25
3. MEVSİMSSEL ZAMAN SERİLERİNDE BİRİM KÖK TESTLERİNİN KARŞILAŞTIRILMASI.....	30
3.1 Simulasyon Çalışması.....	30
3.1.1 Simulasyon çalışması için geliştirilen bilgisayar programları.....	32
3.2 Simulasyon Sonuçları.....	33
4. UYGULAMA.....	40
4.1 Giriş.....	40
4.2 Sanayi Üretim Endeksi.....	41
4.3 1980-2006 Yılları Arasında Üç Aylık Toplam Sanayi Üretim Endeksi Zaman Serisine Ait Modelin Belirlenmesi.....	44

4.4 Toplam Sanayi Üretim Endeksi Verilerine Mevsimsel Birim Kök	
Testlerinin Uygulanması	49
4.4.1 DHF testi	49
4.4.2 HEGY testi	50
4.4.3 Periodogram Testi	52
4.4.4 DHF, HEGY ve Periodogram mevsimsel birim kök test yöntemlerinin	
TSÜE verilerine ait deneysel güç değerleri	53
5. TARTIŞMA VE SONUÇ	54
5.1 Simulasyon Çalışmasından Elde Edilen Bulgular	54
5.2 TSÜE Verileri İle Yapılan Uygulama Çalışmasından Elde Edilen	
Bulgular	54
KAYNAKLAR	56
EK 1 DHF ve HEGY Mevsimsel Birim Kök Test Yöntemleri İçin	
Geliştirilen Simulasyon Programına Ait Yazılım Kodları	58
ÖZGEÇMİŞ	69

SİMGELER DİZİNİ

ADF	Genişletilmiş (Augmented) Dickey-Fuller
AIC	Akaike Bilgi Kriteri
AR	Otoregresif
DF	Dickey-Fuller
DHF	Dickey-Hazsa-Fuller
FPE	Son Kestirim Hatası
HEGY	Hylleberg-Engle-Granger-Yoo
NID	Normal Bağımsız Aynı Dağılıma Sahip
SAR	Mevsimsel Otoregresif
SBC	Shwartz Bayesian Kriteri
TSÜE	Toplam Sanayi Üretim Endeksi
WN	Beyaz Gürültü Süreci

ŞEKİLLER DİZİNİ

Şekil 3.1	Simulasyon çalışması için hazırlanan program çalıştırıldığında ekranda elde edilen görüntüsü.....	32
Şekil 3.2	DHF mevsimsel birim kök testine ait farklı örneklem ve ρ katsayılarına ilişkin güç değerlerinin grafiği.....	34
Şekil 3.3	HEGY mevsimsel birim kök testine ait farklı örneklem ve ρ katsayılarına ilişkin güç değerlerinin grafiği.....	35
Şekil 3.4	Periodogram mevsimsel birim kök testine ait farklı örneklem ve ρ katsayılarına ilişkin güç değerlerinin grafiği.....	36
Şekil 3.5	Örneklem büyüklüğü 100 ve farklı ρ değerleri için mevsimsel birim kök testlerine ait güç değerlerinin grafiği.....	36
Şekil 3.6	Örneklem büyüklüğü 120 ve farklı ρ değerleri için mevsimsel birim kök testlerine ait güç değerlerinin grafiği.....	37
Şekil 3.7	Örneklem büyüklüğü 140 ve farklı ρ değerleri için mevsimsel birim kök testlerine ait güç değerlerinin grafiği.....	37
Şekil 3.8	Örneklem büyüklüğü 160 ve farklı ρ değerleri için mevsimsel birim kök testlerine ait güç değerlerinin grafiği.....	38
Şekil 3.9	Örneklem büyüklüğü 180 ve farklı ρ değerleri için mevsimsel birim kök testlerine ait güç değerlerinin grafiği.....	38
Şekil 3.10	Örneklem büyüklüğü 200 ve farklı ρ değerleri için mevsimsel birim kök testlerine ait güç değerlerinin grafiği.....	39
Şekil 3.11	Örneklem büyüklüğü 500 ve farklı ρ değerleri için mevsimsel birim kök testlerine ait güç değerlerinin grafiği.....	39
Şekil 4.1	1980-2006 tarihleri arasındaki üç aylık dönemlere ait toplam sanayi üretim endeksi verilerinin zaman serisi grafiği.....	45
Şekil 4.2	1980-2006 tarihleri arasındaki üç aylık dönemlere ait toplam sanayi üretim endeksi verilerinin otokorelasyon grafiği.....	45
Şekil 4.3	1980-2006 tarihleri arasındaki üç aylık dönemlere ait toplam sanayi üretim endeksi verilerinin kısmi otokorelasyon grafiği.....	46

ÇİZELGELER DİZİNİ

Çizelge 2.1	Güç fonksiyonuna ait tablolaştırılmış değerler	29
Çizelge 3.1	DHF mevsimsel birim kök testine ait farklı örneklem ve ρ katsayılarına ilişkin güç değerleri	33
Çizelge 3.2	HEGY mevsimsel birim kök testine ait farklı örneklem ve ρ katsayılarına ilişkin güç değerleri	34
Çizelge 3.3	Periodogram mevsimsel birim kök testine ait farklı örneklem ve ρ katsayılarına ilişkin güç değerleri	35
Çizelge 4.1	1980-2006 tarihleri arasındaki üç aylık dönemlere ait toplam sanayi üretim endeksi verileri (1997=100).....	44
Çizelge 4.2	Farklı modeller için AIC, SBC ve FPE kriterlerine ait sonuçlar	48
Çizelge 4.3	Mevsimsel farkı ($d=4$) alınmış serinin parametre tahmin değerleri ile ilgili istatistik değerleri.....	48
Çizelge 4.4	HEGY tarafından geliştirilen regresyon eşitliğine ait parametre tahminleri ve istatistikleri.....	51

GİRİŞ

Türkiye ve dünya ekonomisi incelendiğinde, iktisadi değişkenlerin büyük bir kısmının durağan olmadığı bilinmektedir. Diğer taraftan zaman serisi analizlerinde tahmin, öngörü işlemleri gibi pek çok istatistiki sonuç çıkarımlar serinin durağanlık varsayımı ile birlikte yapılmaktadır. Serideki birim kökün varlığı yani serinin durağan olmadığı durumu göz ardı edilirse, istatistiksel olarak hatalı sonuçlar ortaya çıkmaktadır. Bu nedenle öncelikle serinin durağan olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir. Literatürde serinin birim kök içerip içermediğinin sınamasında Dickey-Fuller (1979), Genişletilmiş (Augmented) Dickey-Fuller, Phillips-Perron (1988) gibi pek çok birim kök test yöntemi kullanılmaktadır.

İktisadi hayatta öngörü işlemi; gelecek olayları ya da koşulları tahmin ederek, gelecekteki davranışlarını çeyreklik, aylık hatta haftalık olarak tahmin etmeyi gerektirmektedir. Yine, aylık ve çeyreklik (üç aylık) verilerin öngörüsü işletme yönetiminde de çok önemli bir yere sahiptir. Bu durum tahmin amaçlı araştırma yapanları, zaman serisi verisi üzerinde muhtemel mevsimsel etkileri incelemeye zorlamıştır. “Mevsimsel etki” veride yılın belirli zamanında görünen ve her yıl tekrarlayan belli etkileri ifade etmektedir. Mevsimsel etkilerin izlediği seyir, bu etkilerin şiddeti, nasıl ölçülebileceği ve öngörü değerlerine yansıyan gelecek mevsimsel etkilerin bu fenomene nasıl dahil edileceği araştırmacılar için önemli bir problem teşkil etmektedir (Nazem, 1988).

Bir serinin mevsimsel frekanslarındaki birim köke mevsimsel birim kök denmektedir. İlk olarak zaman serilerinin mevsimsel birim kök içerdiğini ve dolayısıyla durağan olmadığını Box ve Jenkins (1976) ileri sürmüştür. Özellikle Fuller (1976), Dickey ve Fuller (1981), Dickey, Hazsa ve Fuller (1984) ve Hylleberg, Engle, Granger ve Yoo (1990)’nun çalışmaları zaman serilerindeki mevsimsel dalgalanmanın zaman içinde değişip değişmediğini konusunu araştıran öncü çalışmalar olarak kabul edilmektedir.

Çalışmanın birinci bölümünde, zaman serilerinde durağanlığının öneminden ve durağanlığının araştırılmasında literatürde yoğun olarak kullanılan birim kök

testlerinden bazıları olan Dickey-Fuller (DF), Geniřletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron birim kk test yntemlerinden kısaca bahsedilmiřtir.

İkinci blmnde, mevsimsel zaman serileri ve mevsimsel birim kk kavramları incelenerek; Dickey-Hazsa-Fuller (DHF), Hylleberg-Engle-Granger-Yoo (HEGY) ve Periodogram mevsimsel birim kk testleri detaylı olarak incelenmiřtir.

nc blmde, mevsimsel birim kk test yntemlerini karřılařtırmak amacıyla geliřtirilen simulasyon alıřmasında; DHF ile HEGY testleri iin Visual Basic 6.0’da yazılım programının ve Periodoram testi iin ise istatistik paket programında kod yazılımının nasıl gerekleřtirildięi anlatılmıřtır. Hazırlanan programların alıřtırılması sonucunda elde edilen sonular izelgeler ve grafikler yardımıyla verilmiřtir.

Drdnc blmde, 1980-2006 yılları arasında toplam sanayi retim endeksi verileri iin en uygun model belirlenerek, DHF, HEGY ve Periodogram mevsimsel birim kk testleri uygulanmıř ve testlerin deneysel gleri hesaplanmıřtır.

Beřinci blmde ise, nc ve drdnc blmde gerekleřtirilen alıřmalara ait bulgular zetlenerek sunulmuřtur.

1. DURAĞAN OLMAYAN ZAMAN SERİLERİNDE BAZI BİRİM KÖK TESTLERİ

1.1 Giriş

Zaman serilerinin en önemli varsayımlardan biri serinin durağanlığıdır. Uygulamalarda serinin dağılımının zaman içinde değişmemesi özelliğini sağlaması güç olduğundan durağanlık kavramından zayıf durağanlık anlaşılmalıdır. Durağanlık, bir serinin beklenen değeri ve varyansının sabit, yani sistematik bir değişim göstermemesi, kovaryansının da zamandan bağımsız olduğu istatistiksel bir denge durumudur.

Zaman serilerinde istatistiksel yöntemlerin uygulanıp doğru sonuçlar elde edilmesi için serinin durağan olması gerekir. Fakat zaman serisi analizindeki değişkenlerin özellikleri gereği, artış ya da azalış yönünde bir eğilime sahip oldukları görülmektedir. Bu durumda serinin durağanlığı varsayımı altında istatistiki sonuç çıkarımlar doğru olmayacaktır. Bu nedenle zaman serisinin durağanlaştırılması gerekmektedir.

Herhangi bir seri analiz edilirken kullanılan istatistiksel paket programlar, serinin durağanlığına bakmaksızın ilgilenilen sonuçları vermektedir. Bu sonuçlara bakılarak sezgisel birtakım sonuçlar çıkartılabilir. Örneğin serinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafiklerine bakılarak (durağan zaman serilerinin otokorelasyon fonksiyonları sıfıra doğru üstel olarak azalırken, durağan olmayan zaman serilerinde sabit kalmaktadır) modelin derecesi ve durağanlığı hakkında ön bir fikir sahibi olunabilir. Ancak serinin durağan olmaması durumunda elde edilen bu sonuçlar çoğu zaman anlamlı olmamaktadır (Akdi 2003).

Kısacası serinin karakteristik denkleminin köklerinden en az bir tanesi mutlak değerce “1” e eşitse, bu tür serilere “Birim Köklü” seriler adı verilmektedir ve bu durumda seri durağan olmamaktadır. Hareketli ortalama (MA) serileri her zaman durağan olduğundan, birim köklü serilerden bahsedilirken sadece otoregresif (AR) veya AR bileşeni olan (ARMA, SAR gibi) serilerden bahsedilmektedir.

Durağanlığı bozan durum sadece otokovaryanstan kaynaklanıyorsa yani stokastik trent (varyans zamana bağlı) varsa farkı alınarak, ortalamadan kaynaklanıyorsa yani deterministik trent (beklenen değer zamana bağlı) varsa fark alınmadan uygun dönüşümler uygulanarak ya da serinin ortalamasının çıkartılması yoluyla durağan hale getirilebilmekte ve artık istatistiki sonuç çıkarımlar bu yeni seri üzerinden yapılabilmektedir.

Ayrıca serinin model derecesini belirlemek için parametrelerin tahmin edicilerine ve bu tahmin edicilerin asimptotik dağılımlarına ihtiyaç vardır. Durağan olmayan zaman serilerinde parametrelerin tahmin edicilerine ait asimptotik özellikler, durağan zaman serilerinin asimptotik özelliklerinden farklıdır. Durağan zaman serilerinde model parametresinin en küçük kareler tahmin edicileri asimptotik olarak normal dağılıma yakınsarken, durağan olmayan zaman serilerinin asimptotik dağılımları normal dağılıma uyum göstermemektedir.

Zaman serileri uygulamalarda yoğun olarak öngörü yapmak için kullanılmaktadır. Bu öngörülerin yapılabilmesi için hemen hemen tüm istatistik sonuç çıkarımlarda varsayıldığı gibi serinin durağan olması gerekmektedir. Çünkü durağan zaman serilerinde öngörüler serinin beklenen değerine (ortalamasına) yaklaşırken, birim köklü zaman serilerinde, ortalama ortadan kaybolmakta ve öngörü hatalarının varyansları zaman içerisinde artış eğilimi göstermektedir. Bu nedenle, serinin birim köklü bir zaman serisi olması durumunda öngörüler çoğu zaman anlamlı olmamaktadır.

Görüldüğü gibi bir zaman serisi durağan değilse; otokorelasyonlar ve öngörüler sabit kalmakta ve parametrelerin en küçük kareler tahmin edicilerinin dağılımı da normal olmamaktadır. Bu yüzden öngörü yapabilmek ve bir takım istatistiki sonuçları elde edebilmek için öncelikle serinin durağanlığının sınanması ve seri durağan değilse durağanlaştırılması gerekmektedir. Değişik yöntemler olmakla birlikte durağanlık sınaması için kullanılan en yaygın ve geçerli yöntem birim kök testleridir. Literatürde yoğun olarak kullanılan birim kök testlerinden bazıları olan Dickey-Fuller (DF), Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron birim kök testlerine aşağıda kısaca bahsedilecektir.

1.2 Bazı Birim Kök Testleri

1.2.1 Dickey-Fuller (DF) birim kök testi

Birim köklü zaman serilerinde, serinin karakteristik denklemin köklerinin en az bir tanesi mutlak değerce “1” olmaktadır. Literatürde zaman serilerinin birim kök içerip içermediğini veya durağanlığını test etmekte pek çok farklı metot yer almaktadır. Ancak bunlardan pratikte en çok kullanılan parametrelerin en küçük kareler tahmin edicisinin dağılımına dayanan DF test yöntemidir. DF birim kök testi, süreç sadece bir birim köke sahipse ve bu durum fark alma işlemi ile ortadan kaldırılıbiliyorsa uygulanabilmektedir.

Dickey-Fuller (1979) birim kök testini incelemek için üç durum ele alınacaktır. Birinci durum için serinin beklenen değerinin başlangıçta sıfır olduğu ($\mu = 0$) varsayımı altında, (1.1)’de verilen birinci dereceden otoregresif zaman serisi modelini göz önüne alalım. Yani model; hata terimi e_t ortalaması “0” ve varyansı σ^2 olan beyaz gürültü süreci olmak üzere,

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, n \quad (1.1)$$

şeklinde verilmiş olsun. Buradan ρ ’nun en küçük kareler tahmin edicisi,

$$\hat{\rho}_n = \frac{\sum_{t=1}^n Y_t Y_{t-1}}{\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2} \quad (1.2)$$

olup $\hat{\rho}_n$ tahmin edicisi,

$$\hat{\rho}_n = \frac{\sum_{t=1}^n (\rho Y_{t-1} + e_t) Y_{t-1}}{\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2} = \rho + \frac{\sum_{t=1}^n e_t Y_{t-1}}{\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2}$$

şeklinde yazılabilir.

Eğer $|\rho| < 1$ ise, $\sum_{t=1}^n e_t Y_{t-1} = O_P(\sqrt{n})$ ve $\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2 = O_P(n)$ dir. Buradan $n \rightarrow \infty$ için,

$$\hat{\rho}_n = \rho + \frac{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n Y_{t-1} e_t}{\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2} = \rho + \frac{1}{\sqrt{n}} \frac{\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^n e_t Y_{t-1}}{\frac{1}{n} \sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2}$$

olarak yazılabileceğinden $\hat{\rho}_n \xrightarrow{P} \rho$ dir.

Ayrıca $\sqrt{n}(\hat{\rho}_n - \rho) = O_P(1)$ olup, $\sqrt{n}(\hat{\rho}_n - \rho) = O_P(1) \xrightarrow{D} N(0, 1 - \rho^2)$ dir (Dickey and Fuller 1979).

Diğer taraftan $\rho = 1$ ise, $\sum_{t=1}^n Y_{t-1} e_t = O_P(n)$ ve $\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2 = O_P(n^2)$ olup,

$$\hat{\rho}_n = \rho + \frac{\sum_{t=1}^n Y_{t-1} e_t}{\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2} = \rho + \frac{\frac{1}{n^2} \sum_{t=1}^n Y_{t-1} e_t}{\frac{1}{n^2} \sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2} = \rho + \frac{1}{n} \frac{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n Y_{t-1} e_t}{\frac{1}{n^2} \sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2} \xrightarrow{P} \rho$$

dir. Yani $n(\hat{\rho} - 1) = O_P(1)$ dir.

Burada $n(\hat{\rho} - 1)$ rasgele değişkeninin dağılımı normal değildir. Literatürde Dickey-Fuller dağılımı olarak bilinen bu dağılıma ait kritik değerler üretilmiştir ve bu kritik değerler serinin birim köklü olup olmadığının sınanmasında kullanılmaktadır.

$\rho = 1$ olması durumunda model,

$$Y_t = Y_{t-1} + e_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, n \quad (1.3)$$

şeklinde olacaktır. Ayrıca $\rho = 1$ iken (1.2) deki tahmin edici,

$$\hat{\rho}_n - 1 = \frac{\sum_{t=1}^n e_t Y_{t-1}}{\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2} \quad (1.4)$$

şeklinde olup, $n(\hat{\rho}_n - 1)$ istatistiğinin dağılımının bulunması halinde bu istatistik verilen her hangi bir serinin birim köklü olup olmadığının sınanması için kullanılmaktadır. $H_0 : \rho = 1$ seride birim kökün varlığını iddia eden yokluk hipotezinin test edilmesinde; hesaplanan $n(\hat{\rho}_n - 1)$ değeri, Fuller (1996)'da sunulan ilgili tablo kritik değerinden küçük ise yokluk hipotezi reddedilmektedir yani seride birim kök yoktur anlamına gelmektedir.

Yukarıda (1.1)'de verilen modelde $H_0 : \rho = 1$ yokluk hipotezini test etmek için, t-istatistiği de kullanılabilir. Bunun için en küçük kareler yöntemi ile elde edilecek t-istatistiği,

$$s^2 = \frac{1}{n-2} \sum_{t=2}^n (Y_t - \hat{\rho} Y_{t-1})^2$$

olmak üzere,

$$\hat{\tau} = \frac{(\hat{\rho} - 1)}{\left[s^2 \left(\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2 \right)^{-1} \right]^{1/2}} \quad (1.5)$$

şeklindedir. Bu istatistiğin dağılımı da bilinen t-dağılımı olmadığından $\hat{\tau}$ olarak gösterilmiştir ve yine literatürde Dickey-Fuller dağılımı olarak bilinmektedir. Benzer

şekilde $\hat{\tau}$ istatistiğinin dağılımı için de tablolar üretilmiş olup, bu tablo değerleri kullanılarak $H_0 : \rho = 1$ yokluk hipotezi test edilebilmektedir. Hesaplanan $\hat{\tau}$ istatistiğinin değeri, Fuller (1996)'da sunulan ilgili tablo kritik değerinden küçük ise H_0 yokluk hipotezi reddedilir (Akdi, 2003).

İkinci durum için; serinin ortalamasının sıfırdan farklı, yani serinin sabit terim içeren birinci dereceden otoregresif zaman serisi modeli,

$$(Y_t - \mu) = \rho(Y_{t-1} - \mu) + e_t \quad (1.6)$$

şeklinde verilmiş olsun. Bu durumda hesaplanması gereken test istatistikleri farklı olmaktadır. Çünkü model, $\alpha_0 = \mu(1 - \rho)$ olmak üzere,

$$Y_t = \alpha_0 + \rho Y_{t-1} + e_t \quad (1.7)$$

şeklinde yazılabilir ve (1.6) modelinde yer alan ρ parametresinin en küçük kareler tahmin edicisi,

$$\hat{\rho}_\mu = \frac{\sum_{t=2}^n (Y_t - \bar{Y}_{(0)})(Y_{t-1} - \bar{Y}_{(1)})}{\sum_{t=2}^n (Y_{t-1} - \bar{Y}_{(1)})^2} \quad (1.8)$$

olarak hesaplanır. Burada $i = 0, 1$ için, $\bar{Y}_{(i)} = \frac{1}{n-1} \sum_{t=2}^n Y_{t-i}$ dir. Bu istatistik de serinin birim köklü olup olmadığını sınamak için kullanılmaktadır ve hesaplanan $\hat{\tau}_\mu$ değeri, tablolaştırılmış Fuller (1996)'da sunulan ilgili tablo kritik değerinden küçük ise H_0 yokluk hipotezi reddedilir (Akdi 2003).

Üçüncü durum için ise serinin ortalamasının $\alpha_0 = \theta_0 + \theta_1 t$ gibi lineer bir trende sahip, birinci dereceden otoregresif zaman serisi ,

$$Y_t = \theta_0 + \theta_1 t + \rho Y_{t-1} + e_t \quad (1.9)$$

şeklinde verilmiş olsun. $H_0 : \rho = 1$ yokluk hipotezini test etmek için kullanılması gereken istatistik sırası ile $n(\hat{\rho}_\tau - 1)$ ve $\hat{\tau}_\tau$ dir. Bu dağılımlara ilişkin tablolar yine Fuller (1996)'da yer almaktadır (Akdi 2003).

1.2.2 Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi

Bilindiği gibi DF testi seride bir birim kökün var olduğu varsayımına dayanan birim kök sınamasında kullanılan ilk yöntemdir. Daha önce belirtildiği gibi DF birim kök testi AR(1) süreci sadece bir birim köke sahipse ve bu durum fark alma işlemi ile ortadan kaldırılabiliyorsa uygulanabilmektedir. Ancak verilen bir AR(p) serisinin AR(1) olarak modellenmesi hatalı sonuçlara sebep olmaktadır. Çünkü e_t 'lerin beyaz gürültü süreci olması bozulmaktadır. Herhangi bir AR(p) süreci,

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t \quad (1.10)$$

gibi tanımlanmış olsun.

DF testinin birinci dereceden daha büyük otoregresif sürecine nasıl genişletilebileceğini göstermek için aşağıdaki AR(2) sürecini ele alalım.

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + e_t \quad (1.11)$$

(1.11)'de yer alan modele $\phi_2 Y_{t-1}$ eklenir ve çıkartılırsa; $\rho = \phi_1 + \phi_2$, $\beta_1 = -\phi_2$ ve $\Delta Y_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-2}$ olmak üzere (1.11) de yer alan model,

$$Y_t = (\phi_1 + \phi_2) Y_{t-1} - \phi_2 (Y_{t-1} - Y_{t-2}) + e_t$$

veya

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + e_t \quad (1.12)$$

biçiminde de ifade edilmektedir.

Eğer uygun süreç AR(1) yerine AR(2) ise regresyon modeline ΔY_{t-1} eklenmelidir. Birim kök olup olmadığını test etmek için, DF testi ile aynı yol izlenmektedir. Yani ρ katsayısına ilişkin t-istatistiği hesaplanmaktadır ve $H_0 : \rho = 1$ yani seride birim kökün varlığını iddia eden yokluk hipotezine karşı $H_a : |\rho| < 1$ seride birim kök olmadığını ifade eden alternatif hipotezi test edilir. H_0 yokluk hipotezi reddedilemezse seride birim kök vardır sonucu elde edilmektedir. Aynı işlemler takip edilerek yöntem AR(p) sürecine genişletilebilmektedir.

AR(p) modelinde birim kök sınaması yapmak için (1.13)'deki regresyon modeli göz önüne alınmaktadır.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (1.13)$$

(1.13)'de verilen AR(p) modelinin parametrelerini tahmin etmek için Y_t 'nin $Y_{t-1}, \Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-p}$ üzerine regresyonu uygulanarak Y_{t-1} 'in katsayısı hesaplanır. $H_0 : \rho = 1$ yokluk hipotezi altında hesaplanan,

$$t = \frac{\hat{\rho} - 1}{S_{\hat{\rho}}} \quad (1.14)$$

istatistiğinin değeri Hamilton (1994), sayfa 763'de sunulan Tablo B.6'daki kritik değerden küçükse, yokluk hipotezi reddedilir. Bu durum AR(p) süreçli serinin birim kök içermediği anlamına gelmektedir (Hamilton 1994).

1.2.3 Phillips-Perron birim kök testi

Zaman serilerinin birim kök içerip içermediğinin sınanmasında kullanılan bir başka test yöntemi ise Phillips-Perron (1988) birim kök testidir. Phillips-Perron (1988) AR(1) sürecinde üç farklı durum için birim kökün varlığını incelemiştir.

Birinci model regresyonda zaman trendi veya sabit terimin olmadığı AR(1) süreci,

$$y_t = \rho y_{t-1} + e_t \quad (1.15)$$

biçiminde ifade edilmiştir. Burada e_t 'ler bağımsız aynı dağılımlıdır. Yokluk hipotezi $H_0 : \rho = 1$ test etmek için önerilen Z_p istatistiği,

$$\hat{\gamma}_{j,n} = n^{-1} \sum_{t=j+1}^n \hat{e}_t \hat{e}_{t-1}$$

$$\hat{\lambda}_n^2 = \hat{\gamma}_{0,n} + 2 \sum_{j=1}^q [1 - j/(q+1)] \hat{\gamma}_{j,n}$$

$$s_n^2 = (n-k)^{-1} \sum_{t=1}^n \hat{e}_t^2$$

olmak üzere

$$Z_p = n(\hat{\rho}_n - 1) - (1/2) \{n^2 \hat{\sigma}_{\hat{\rho}_n}^2 + s_n^2\} (\hat{\lambda}_n^2 - \hat{\gamma}_{0,n}) \quad (1.16)$$

şeklinde tanımlanmaktadır.

$\hat{e}_t$ en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilen regresyondaki artığı, k tahmin edilen regresyonda parametre sayısını ve $\hat{\sigma}_{\hat{\rho}_n}$ ise en küçük kareler yöntemiyle elde edilen $\hat{\rho}$ nın standart hatasını ifade etmektedir.

Hesaplanan Z_p istatistik değeri, Z_p istatistiği için tablolaştırılmış kritik değerden Hamilton (1994), Tablo (B.5)'den küçük ise H_0 hipotezi reddedilir. Yani, seride birim kök yoktur.

Z_p istatistiğine alternatif olarak Phillips ve Peron 1988 yılında,

$$Z_{t \text{ düzeltilmiş}} \equiv (\hat{\gamma}_{0,n} / \hat{\lambda}_n^2)^{1/2} (\hat{\rho}_n - 1) / \hat{\sigma}_{\hat{\rho}_n} - (1/2)(\hat{\lambda}_n^2 - \hat{\gamma}_{0,n})(1/\hat{\lambda}_n)\{n\hat{\sigma}_{\hat{\rho}_n} / s_n\} \quad (1.17)$$

düzeltilmiş t istatistiğini önermişlerdir.

Benzer şekilde, $Z_{t \text{ düzeltilmiş}}$ istatistiğinin değeri tablolaştırılmış kritik değer Hamilton (1994), Tablo (B.6)'dan küçük olması durumunda seride birim kökün varlığını iddia eden yokluk hipotezi reddedilir.

İkinci model; regresyonda sabit terimin olduğu ancak zaman trendinin olmadığı AR(1) süreci,

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t \quad (1.18)$$

biçiminde ele alınmıştır.

$H_0 : \alpha = 0$ ve $\rho = 1$ doğru olduğu varsayımı altında (1.16) ve (1.17)'de verilen Z_p ve $Z_{t \text{ düzeltilmiş}}$ istatistikleri (1.18)'de yer alan model için hesaplanır ve Hamilton (1994), Tablo (B.5) ve Tablo (B.6)'da verilen kritik değerleri ile kıyaslanır. Hesaplanan değerler tablolaştırılmış kritik değerlerden küçük olması durumunda yokluk hipotezi reddedilir yani seride birim kök yoktur.

Üçüncü model ise regresyonda sabit terim ve zaman trendinin olduğu AR(1) süreci,

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \delta t + u_t \quad (1.19)$$

olarak ele alınmıştır.

α herhangi bir değer olmak üzere $H_0 : \rho = 1$ ve $\delta = 0$ doğru olduğu varsayımı altında (1.16) ve (1.17)'de verilen Z_p ve Z_t düzeltilmiş istatistikleri (1.19)'da yer alan model için hesaplanır. Hesaplanan istatistik değerleri Hamilton (1994), Tablo (B.5) ve Tablo (B.6)'da verilen kritik değerlerden küçük ise seride birim kökün varlığını iddia eden H_0 hipotezi reddedilir. Yani seride birim kök yoktur.

2. MEVSİMSEL ZAMAN SERİLERİNDE BİRİM KÖK TESTLERİ

2.1 Mevsimsel Zaman Serileri

Mevsimsellik, zaman serilerinin en önemli bileşenlerinden biridir ve özellikle ekonomik süreçlerin birçoğunda ciddi olarak göze çarpmaktadır. Gerçek hayatta bazı faaliyetlerin mevsim veya aylara göre değiştiği bilinmektedir. Yaz aylarında turizm faaliyetleri artarken kışın ise durgun olması, tarım sektöründe hasat dönemlerinde tarım kesiminde önemli emek istihdam edilirken, diğer dönemlerde bu miktarın oldukça azalması ve Türkiye gibi İslam ülkelerinde dini bayramlardan önce ve batı ülkelerinde Noel öncesinde önemli ölçüde alışverişlerin artması mevsimselliğe örnek olarak verilebilir. Bu faaliyetlerle ilgili oluşturulan serilerin söz konusu dönemlerdeki önemli değişimi tüm serinin varyansını etkilemektedir ve mevsimsellik ihmal edildiğinde tahminlerde serinin varyansı büyümektedir. Bu nedenle mevsimsellik içeren verilerle çalışırken mevsimsellik edilirse olunursa hatalı sonuçlar elde edilebilmektedir (Kutlar 2000).

Zaman serisi verisinde, deterministik ve stokastik (olasılıksal) olmak üzere iki tür mevsimsellik söz konusudur. **Deterministik mevsimsel etki**, zaman serisini pozitif ya da negatif olarak etkileyen ve tam olarak ölçülebilir bir şiddetle düzenli bir aralıkta görünen bir bileşendir. Bu şiddet, yıllar boyunca artma ya da azalma eğilimi gösteren bir etkidir ve genellikle deterministik bileşenli mevsimsel bir zaman serisinde, mevsimsellik serinin uygun uzaklıkla farkı alınarak kolayca ortadan kaldırılabilir. Uygun uzaklık serilerin farkını almak için kullanılan bir çift gözlemin tam mevsimsel dönemi kapsamaya anlamına gelmektedir. Eğer bir seri çeyreklik (3 aylık) olarak gözlenmişse, bu durumda iki değer arasındaki mevsimsel aralık veya uzaklık dört çeyrek olmalıdır. Benzer olarak, aylık bir seri için 12 ay ve haftalık seri için ise 52 hafta olmalıdır (Nazem 1988).

Bir zaman serisi verisi üzerindeki mevsimsel etki bir yıldan diğerine sabitse, bu durumda serinin durağanlaştırılabilmesi için mevsimsel aralık (örneğin çeyreklik bir veri ise bir kere dört çeyrek) farkı alınarak mevsimsel etki ortadan kaldırılabilir. Deterministik mevsimsellik, çoğunlukla mevsimsellikte bir trend, yani veride periyotlar

boyunca artma veya azalma gösteren deterministik mevsimsel bileşenler içerebilmektedir. Bu durumda, serinin birden fazla farkını almak, mevsimsel etkileri tamamıyla ortadan kaldırmak için yeterli olmaktadır. Fakat bu da cebirsel formu kullanışsız hale getirmektedir. Zaten ekonomik zaman serilerinde ikinci mevsimsel farkın alınması bile nadiren görülen bir durumdur. Yine mevsimsel bileşenler içeren bir zaman serisi zaman boyunca artan veya azalan mevsimsel olmayan bir trend de içerebilmektedir. Böyle bir veri setini durağan bir seriye dönüştürerek modellerken, mevsimsel olmayan trend ve mevsimselliğin her ikisi için fark alınması gerekmektedir. Trend bileşeni, literatürde mevsimsel olmayan fark alma veya ardışık fark alma olarak bilinen birbirini takip eden gözlemlerin farkları alınarak kolayca ortadan kaldırılabilir. Eğer mevsimsel olmayan trend doğrusal değilse, bu durumda ardışık terimlerin ikinci veya belki üçüncü farkının alınması gerekli olabilmektedir. Bununla birlikte, ikiden daha fazla fark alınan ekonomik zaman serileri oldukça nadirdir (Nazem 1988).

Birçok zaman serisi verisi sabit bir seyirle tekrar meydana gelmesi gerekmeyen mevsimsel etkilerden etkilenebilirler. Aslında veri üzerindeki bu pozitif veya negatif periyodik etkiler, yılın aynı zamanlarında yeniden ortaya çıkmalarına ve mevsimsellik göstermelerine rağmen çoğunlukla rasgele olarak meydana gelmektedir. Zaman serileri üzerindeki bu mevsimsel etkiye **stokastik mevsimsel etki** denir. Bu çeşit mevsimsel etkiler, söz konusu rasgele güçlerle dalgalanmalar gösterir ve çoğunlukla daha önceki rasgele mevsimsel etkilerle ilişkilidirler. Sonuç olarak, stokastik mevsimsel etki içeren serileri modellemek sadece deterministik mevsimsel bileşen içeren serileri modellemekten daha zor olmaktadır (Nazem 1988).

Bir zaman serisi deterministik ya da stokastik mevsimsel bileşenlerden birine sahip olabileceği gibi her iki bileşeni de içerebilmektedir. Sadece deterministik mevsimsel bileşenli bir zaman serisini analiz etmek nispeten daha kolay bir durum iken stokastik mevsimsel bileşenli serilerin analizi için istatistiki bir takım parametreler gerektiğinden analizler daha karmaşık bir hale gelmektedir (Nazem 1988).

2.2 Mevsimsel Birim Kök

İstatistiki sonuçların çıkarılabilmesi için serinin bazı varsayımları sağlaması gerekir. Bunlardan en önemlisi serinin durağan olmasıdır ve seri durağan değilse durağanlaştırma yapılmalıdır. Bir zaman serisi eğer mevsimsellik içeriyorsa; serinin otokorelasyon fonksiyonunun periyodik bir şekilde azalması ve kısmi otokorelasyonlarda ilk birkaç gecikmede sıfır veya sıfıra çok yakın değerler alıp hemen bir sıçrama yaparak tekrar sıfır değerini alması gibi özel bir durum karşımıza çıkmaktadır. Bu durumda serinin durağanlaştırma işlemi gerçekleştirilirken, en sık kullanılan yöntemlerden biri olan fark alma metodunda, mevsimsellik mutlaka dikkate alınmalıdır.

Bir serinin mevsimsel frekanslarındaki birim köke, mevsimsel birim kök denmektedir. Mevsimsel birim köklerde B gecikme operatörü olmak üzere, çeyreklik veri için $(1-B^4)$ ve aylık veri için $(1-B^{12})$ mevsimsel fark kullanılmaktadır. Mevsimsel olmayan (sıfır frekansı) bir birim kökün varlığı seriye herhangi bir şokun seride sürekli bir etkiye sahip olması anlamına gelmektedir. Mevsimsel bir birim kök ise seriye herhangi bir şokun serinin mevsimsel seyri temelinde sürekli bir etkiye sahip olmasıdır (Leong 1997).

Zaman serilerinde, serinin mevsimsel birim kök içerip içermediğinin sınanması için literatürde birçok yöntem ve öneri vardır. Bunlar arasında simetrik en küçük kareler tahmin edicisine dayanan Dickey *et al.* (1984) DHF testi ile Hylleberg *et al.* (1990) HEGY testi en çok bilinen ve pratikte en çok kullanılan yöntemlerdir.

2.3 Bazı Mevsimsel Birim Kök Testleri

2.3.1 Dickey-Hazsa-Fuller (DHF) mevsimsel birim kök testi

Dickey *et al.* (1984) tarafından önerilen bu test yöntemi DF birim kök testinin biraz daha geliştirilmiş halidir ve simetrik en küçük kareler tahmin edicisinin dağılımına dayanmaktadır. Bu mevsimsel birim kök testini açıklayabilmek için ilk olarak beklenen değeri $E(Y_t) = 0$ olan,

$$Y_t = \alpha_d Y_{t-d} + e_t, t = 1, 2, \dots \quad (2.1)$$

mevsimsel bir zaman serisi ele alınsın.

$Y_{-d+1}, Y_{-d+2}, \dots, Y_0$ başlangıç koşulları ve $e_t : WN(0, \sigma^2)$ bağımsız aynı dağılıma sahip rasgele değişkenler olmak üzere (2.1)'de $d = 12$ için aylık veri, $d = 4$ için çeyreklik veri ve vb. şeklinde temsil edilen basit mevsimsel bir zaman serisidir.

Model parametresi α_d için en küçük kareler tahmin edicisi,

$$\hat{\alpha}_d = \left(\sum_{t=1}^n Y_{t-d}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^n Y_{t-d} Y_t \quad (2.2)$$

şeklindedir. Eğer başlangıç koşulları sabit ve e_t normalse $\hat{\alpha}_d$ en çok olabilirlik tahmin edicisidir. $H_0 : \alpha_d = 1$ yokluk hipotezini (H_0 : Seride mevsimsel birim kök vardır) test etmek için $\hat{\alpha}_d$ nin dağılımı kullanılabileceği gibi t-tipi istatistiğin dağılımı da kullanılabilir. H_0 yokluk hipotezi için t-tipi istatistik,

$$S^2 = (n-1)^{-1} \sum_{t=1}^n (Y_t - \hat{\alpha}_d Y_{t-d})^2$$

olmak üzere,

$$\hat{\tau}_d = \left[\left(\sum_{t=1}^n Y_{t-d}^2 \right)^{-1} S^2 \right]^{-1/2} (\hat{\alpha}_d - 1) \quad (2.3)$$

şeklinde hesaplanmaktadır. $\hat{\alpha}_d - 1$ ve $\hat{\tau}_d$ istatistikleri Y_t nin Y_{t-d} üzerine regresyonunun yapılması ile elde edilmiştir. Mevsimsel veriler için,

$$Y_t = \alpha_d Y_{t-d} + e_t, |\alpha_d| < 1 \quad (2.4)$$

modeli durağan bir modeldir. Y_t için, $Y_t - \alpha_d Y_{t-d}$ ortalaması 0, varyansı σ^2 olan normal aynı dağılıma sahip zaman serisidir (Dickey *et al.* 1984).

$$Y_t = \alpha_d Y_{t-d} + v_t, \text{ NID}(0, \sigma^2) \quad (2.5)$$

Dickey *et al.* (1984), (2.1)'de verilen α_d parametresi için simetrik en küçük kareler yöntemiyle Y_t nin Y_{t-d} ve Y_t nin Y_{t+d} üzerine regresyon uygulanması ile elde edilen bilgileri bir araya getiren alternatif bir simetrik tahmin edici θ_{θ} önermişlerdir. Tanımlanan θ_{θ} istatistiği,

$$\theta_{\theta} = \left(2 \sum_{t=1}^n Y_t Y_{t-d} \right) / \sum_{t=1}^n (Y_t^2 + Y_{t-d}^2) \quad (2.6)$$

ve t-tipi istatistik,

$$S^2 = (2n - 1)^{-1} \sum_{t=1}^n \left[(Y_t - \theta_{\theta} Y_{t-d})^2 + (Y_{t-d} - \theta_{\theta} Y_t)^2 \right]$$

olmak üzere,

$$\%_g = 2^{1/2} \left[\left\{ \sum_{t=1}^n (Y_t^2 + Y_{t-d}^2) \right\}^{-1} S^2 \right]^{-1/2} (\%_g - 1) \quad (2.7)$$

şeklinde hesaplanmaktadır.

Tanımlamalardan da görülebileceği gibi $-1 \leq \%_g \leq 1$ ve $2^{-1/2} \%_g = [(2n-1)(1-\%_g)]^{1/2} (1+\%_g)^{-1/2}$ dir. $H_0 : \alpha_d = 1$ hipotezini test etmek için $\%_g$ bağlı olarak elde edilen test ile $\%_g$ ye bağlı olarak elde edilecek testler özdeştir ve bu istatistiklerin asimptotik dağılımları ile kritik değerleri Dickey *et al.* (1984)'de verilmektedir.

Serinin sıfır ortalamalı $E(Y_t) = 0$ durağan bir zaman serisi olması [(2.1) ve (2.5)] pratikte nadiren rastlanan durumdur. Bu nedenle de $H_0 : \alpha_d = 1$ a alternatif $E(Y_t)$ nin yani serinin beklenen değerinin sıfır olmadığı durağan modeli ele alalım.

$$Y_t = \sum_{i=1}^d \theta_i \delta_{it} + \alpha_d Y_{t-d} + e_t, \quad t = 1, 2, \dots, \quad (2.8)$$

regresyon modeli olmak üzere burada,

$$\delta_{it} = \begin{cases} 1 & t = i \pmod{d} \\ 0 & \text{d.d.} \end{cases}$$

ve $e_t : WN(0, \sigma^2)$ bağımsız aynı dağılıma sahip rasgele değişkenler serisidir. $t = 1, 2, \dots, n$ için Y_t nin $\delta_{1t}, \delta_{2t}, \dots, \delta_{dt}, Y_{t-d}$ üzerine regresyonunun yapılmasıyla $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_d, \hat{\alpha}_{\mu d}$ katsayıları elde edilmiştir. $\hat{\alpha}_{\mu d} - 1$ ile ilişkili t-tipi istatistik $\hat{\tau}_{\mu d}$ ile gösterilmiştir. $|\alpha_d| < 1$ olduğunu varsayarsak model,

$$\theta_i = (1 - \alpha_d)\mu_i, \quad i = 1, 2, \dots, d$$

olmak üzere

$$Y_t - \sum_{i=1}^d \delta_{it}\mu_i = \alpha_d \left(Y_{t-d} - \sum_{i=1}^d \delta_{it}\mu_i \right) + e_t \quad (2.9)$$

şeklinde ifade edilebilir. Bu modelde $H_0: \alpha_d = 1$ yokluk hipotezi μ_i nin değerine bakılmasızın $\theta_i = 0$ olduğunu göstermektedir ve (2.9)'da belirtilen $\alpha_d = 1$, μ_i nin herhangi bir değer olarak varsayılmasına olanak sağlamaktadır. Alternatif durumda $|\alpha_d| < 1$ ise μ_i tanımlanmış bir değerdir ve tahmin edilmesi gerekmektedir.

Durağan model için μ_i nin ilk tahmin edicisi (2.8)'de regresyon tahmin edicileriyle tanımlanan ve ikincisi ise, n_i , $(n + d - i)/d$ yi aşmayan en büyük tamsayı olmak üzere,

$$\hat{\mu}_i = (n_i + 1)^{-1} \sum_{j=0}^{n_i} Y_{-d+i+dj}, \quad i = 1, 2, \dots, d, \quad (2.10)$$

şeklinde olmaktadır. Benzer şekilde $\hat{\mu}_i$, α_d nin simetrik bir tahmin edicisini belirlemekte kullanılabilmektedir.

$$y_t = Y_t - \sum_{i=1}^d \hat{\mu}_i \delta_{it}$$

olmak üzere,

$$\hat{\alpha}_{\mu d} = \left\{ \sum_{t=1}^n y_t^2 + y_{t-d}^2 \right\}^{-1} 2 \sum_{t=1}^n y_t y_{t-d} \quad (2.11)$$

dır.

Başlangıç koşulları sabit olması durumunda, θ_i ya da μ_i regresyon modeli kullanılarak tahmin edilmelidir.

Son olarak mevsimsel ortalamaların μ_i sabit bir μ ye eşit olduğu modeli ele alalım. Bu modelin regresyon tahmin edicileri,

$$\begin{bmatrix} \hat{\theta}^* \\ \hat{\alpha}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} n & \sum_{t=1}^n Y_{t-d} \\ \sum_{t=1}^n Y_{t-d} & \sum_{t=1}^n Y_{t-d}^2 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum_{t=1}^n Y_{t-d} \\ \sum_{t=1}^n Y_{t-d} Y_t \end{bmatrix} \quad (2.12)$$

ve $H_0 : \alpha_d = 1$ hipotezini test etmek için kullanılan t-tipi istatistik,

$$S^{*2} = (n-2)^{-1} \sum_{t=1}^n (Y_t - \hat{\theta}^* - \hat{\alpha}_d^* Y_{t-d})^2$$

olmak üzere,

$$\hat{\tau}_d^* = \left\{ \left[\sum_{t=1}^n Y_{t-d}^2 \right] S^{*2} \right\}^{-1/2} (\hat{\alpha}_d^* - 1) \quad (2.13)$$

şeklinde olacaktır. Durağan sabit ortalamalı bir model için α_d nin simetrik tahmin edicisi,

$$\hat{\mu}_0^* = (n+d)^{-1} \sum_{t=-d+1}^n Y_t$$

$$y_t^* = Y_t - \hat{\mu}_0^*$$

olmak üzere,

$$\hat{\alpha}_{\mu d}^* = \left\{ \sum_{t=1}^n [(y_t^*)^2 + (y_{t-d}^*)^2] \right\}^{-1} 2 \sum_{t=1}^n y_t^* y_{t-d}^* \quad (2.14)$$

şeklinde ifade edilmektedir.

Yüksek dereceden mevsimsel seriler için en çok kullanılan model,

$$(I - \alpha_d B^d)(I - \theta_1 B - \dots - \theta_p B^p) Y_t = e_t \quad (2.15)$$

serisi ele alındığında serinin birim köklü olup olmadığı $\dot{Y} = Y_t - Y_{t-d}$ mevsimsel fark olmak üzere $\dot{Y}_t$ nin $\dot{Y}_{t-1}, \dot{Y}_{t-2}, \dots, \dot{Y}_{t-p}$ üzerine regresyonu yapıldığında elde edilen t değerinin Dickey *et al.* (1984) tarafından verilen tablo değeri ile karşılaştırması ile tespit edilmektedir.

2.3.2 Hylleberg-Enger-Granger-Yoo (HEGY) mevsimsel birim kök testi

Literatürde yoğun olarak kullanılan test metotlarından biri de HEGY testi olarak adlandırılan Hylleberg-Engle-Ganger-Yoo (1990) tarafından önerilen mevsimsel birim kök test yöntemidir. Tek değişkenli bir süreçte herhangi bir zaman serisinin mevsimsel birim kök içerip içermediğini, birim kök varsa hangi çeşit mevsimsel sürecin neden olduğunu açıklayan bir yöntemdir (Hylleberg *et al.* 1990).

Birçok ekonomik zaman serisi önemli düzeyde mevsimsellik gösterdiğinden; mevsimsel bir zaman serisinde birim kökün var olması durumunda farklı sıklıklarda birim kökler tekrar etmektedir. $w_s \equiv 2\pi j/s$, $j = 1, 2, \dots, s/2$ mevsimsel bir zaman serisindeki mevsimsel frekansların farklı zirvelerini göstermektedir. Burada s bir yıl içindeki zaman periyotlarının sayısı (çeyreklik veri için $s = 4$ gibi vb..) olmaktadır. Bu test yönteminde sıfır sıklığında olduğu gibi tüm mevsimsel sıklıklarda birim kökü araştıran genel bir yapı önerilmektedir (Hylleberg *et al.* 1990).

Bu yöntemi açıklamak için $e_t : WN(0, \sigma^2)$ olmak üzere,

$$Y_t = \rho Y_{t-d} + e_t, t = 1, 2, 3, \dots \quad (2.16)$$

modeli tekrar göz önüne alınsın.

Çeyreklik verilerde $(1-B^4)$ polinomu aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir. Burada $\rho = 1$ yani seri durağan değilse model, $(1-B^4)Y_t = e_t$ dönüşümü ile seri durağan hale gelmektedir. HEGY testinde çeyreklik mevsimsel fark alma filtresi olarak,

$$\begin{aligned} (1-B^4) &= (1-B)(1+B)(1-iB)(1+iB) \\ &= (1-B)(1+B)(1+B^2) \end{aligned}$$

kullanılmaktadır ve i kompleks sayıdır. Burada mevsimsel fark alma operatörünün birim çember üzerinde 1 uzunluğunun dört tane köke sahip olduğu görülmektedir. Köklerden 1 sıfır frekansa karşılık gelen bir birim kökü diğer üçü -1 , i , ve $-i$, ise mevsimsel birim kökleri ifade etmektedir. Kök -1 yıl başına iki devir veya çeyreklik başına bir yarım devirdeki birim köklere ve i ile $-i$ ise yılbaşına bir devir veya çeyrek başına bir çeyrek devirdeki birim köklere karşılık gelmektedir (Leong 1997). Çeyreklik verilerde $-i$ birim kökü i birim kökü ile özdeştir ve bu yüzden $-i$ birim kökü yıllık devir olarak da yorumlanabilmektedir (Hylleberg *et al.* 1990).

(2.16)'da verilen modelde seri birden çok birim köke sahipse Hylleberg *et al.* (1990) tarafından geliştirilen,

$$\begin{aligned} Y_{1,t} &= (1+B+B^2+B^3)Y_t \\ Y_{2,t} &= -(1-B+B^2-B^3)Y_t \\ Y_{3,t} &= -(1-B^2)Y_t \\ Y_{4,t} &= (1-B^4)Y_t \end{aligned}$$

şeklinde tanımlanan değişkenler olmak üzere regresyon denklemi,

$$\phi^*(B)Y_{4,t} = \pi_1 Y_{1,t-1} + \pi_2 Y_{2,t-1} + \pi_3 Y_{3,t-2} + \pi_4 Y_{3,t-1} + \varepsilon_t \quad (2.17)$$

şeklinde oluşturulmaktadır. Buradan model parametrelerinin, en küçük kareler tahmin edicilerinin aldığı değerler bu regresyon modelinin çözümlenmesi ile bulunmaktadır.

HEGY testine ait hipotezler aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

- | | | |
|--|--|--|
| 1. $H_0 : \pi_1 = 0$
$H_a : \pi_1 < 0,$ | 2. $H_0 : \pi_2 = 0$
$H_a : \pi_2 < 0,$ | 3. $H_0 : \pi_3 = \pi_4 = 0$
$H_a : \pi_3 \neq 0$ ve/veya $\pi_4 \neq 0,$ |
|--|--|--|

Birinci ve ikinci hipotezler için t test istatistiği, üçüncü hipotez için F test istatistiği kullanılır. İlk hipotez reddedilemezse seride sıfır frekansı yani başka bir birim kök vardır ve bu durumda serinin durağanlaştırılabilmesi için $(1-B)$ filtresi kullanılmalıdır. İkinci hipotez reddedilemezse seride yarı yıllık frekansla mevsimsel bir birim kök vardır ve bu durumda serinin durağanlaştırılabilmesi için $(1+B)$ filtresi kullanılmalıdır. Yarı yıllık frekansla mevsimsel bir birim kökün varlığından, değişkene herhangi bir şokun değişkenin mevsimsel seyri içinde yarı yıllık düzeyde sürekli değişimlere sebep olacağı anlaşılmalıdır. Kompleks kökler yani üçüncü hipotez $H_0 : \pi_3 = \pi_4 = 0$ testi için F istatistiği kullanılmalıdır. Fakat başka bir yöntem olarak, ilk önce $H_0 : \pi_4 = 0$ hipotezi $H_a : \pi_4 \neq 0$ çift yönlü alternatif hipotezine karşı t istatistiği kullanılarak da test edilebilmektedir. Eğer bu hipotez reddedilmezse $H_0 : \pi_3 = 0$ hipotezi $H_a : \pi_3 < 0$ alternatif hipotezine karşı t istatistiği kullanılarak test edilir. Burada H_0 hipotezi reddedilemezse serinin yıllık frekansta bir birim köke sahip olduğu yani değişkene bir şokun değişkenin mevsimsel seyrinde yıllık düzeyde sürekli değişimler göstereceği anlamına gelmektedir ve serinin durağanlaştırılabilmesi için $(1+B^2)$ filtresi kullanılmalıdır. Üç hipotezin reddedilmesi sırasıyla; seride sıfır frekansta bir birim kök yoktur, seride yarı yıllık frekansta bir birim kök yoktur ve seride yıllık frekansta bir birim kök yoktur anlamına gelmektedir (Leong 1997). Eğer seride π_3 ve/veya π_4 'den biri ile π_2 sıfırdan farklı ise seride mevsimsel birim kökün olmadığı anlamına gelmektedir. Bu durum ikinci ve üçüncü hipotezin reddedilmesini gerektirir. π 'lerin hepsinin sıfırdan farklı olması seride birim kök olmadığı bir başka deyişle serinin

durağan olduğu sonucu elde edilmektedir. HEGY mevsimsel birim kök test yöntemine ait tablolastırılmış kritik değerler Hylleberg *et al.* (1990)'da verilmektedir.

2.3.3 Periodogram mevsimsel birim kök testi

Periodogramlar, zaman serileri analizlerinde bir çok yerde kullanılmaktadır. Spektral yoğunluk fonksiyonlarının tahmin edilmesi, serinin periyodunun belirlenmesi gibi problemlerde periodogramlar kullanılmaktadır.

Bir Y_t zaman serisinin periodogramı,

$$a_k = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t - \mu_d) \cos(w_k t)$$

$$b_k = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t - \mu_d) \sin(w_k t)$$

olmak üzere,

$$I_n(w_k) = \frac{n}{2} (a_k^2 + b_k^2) \quad (2.18)$$

olarak tanımlanmaktadır. Buradaki a_k ve b_k tahmin edicileri Fourier katsayıları olarak bilinmektedir. μ_d ise serinin ortalamasını göstermektedir. $k = 1, 2, 3, \dots, [n/2]$ için, $w_k = 2\pi k / n$ olmak üzere,

$$k > 0 \text{ için } \sum_{t=1}^n \cos(w_k t) = \sum_{t=1}^n \sin(w_k t) = 0 \text{ olduğundan,}$$

$$a_k = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y}_d) \cos(w_k t) = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n Y_t \cos(w_k t)$$

$$b_k = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y}_d) \sin(w_k t) = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n Y_t \sin(w_k t)$$

dir. Yani, Fourier katsayıları ortalamaya göre değişmemektedir (invarianttır).

Diğer taraftan μ_d serinin (sabit) ortalamasını göstermek üzere, μ_d 'nin biliniyor veya bilinmiyor olması durumunda periodogramlarda bir değişiklik olmadığından dolayı, μ_d 'nin kendisinin veya tahmin edicisinin (genellikle $\bar{Y}_d$) kullanılması durumunda bir değişiklik olmamaktadır. Bu özellik önemli bir avantaj olarak kullanılabilir. Bu özellik önemli bir avantaj olarak kullanılabilir.

Bir çok istatistiki sonuç çıkarımda faydalanılan periodogramların, birim kök sınamalarında da kullanılabileceği Akdi ve Dickey (1998) tarafından gösterilmiştir. Bu test istatistiğinin dağılımı, örneklem hacmine bağlı değildir. Bununla birlikte eğer seri durağan ise,

$$f(w_k) = \frac{(1 + \rho^2 - 2\rho \cos(w_k))}{\sigma^2}$$

serinin spektral yoğunluk fonksiyonu olmak üzere,

$$\frac{I_n(w_k)}{f(w_k)} \xrightarrow{D} \chi^2_2 \quad (2.19)$$

dağılımı göstermektedir. $\rho = 1$ olması durumunda,

$$\frac{I_n(w_k)}{f(w_k)} = \frac{2(1 - \cos(w_k))}{\sigma^2} I_n(w_k) : Z_1^2 + 3Z_2^2$$

dir (Akdi ve Dickey 1998). Dolayısı ile,

$$T_n(w_k) = \frac{I_n(w_k)}{f(w_k)} \quad (2.20)$$

istatistiğinin dağılımı; $|\rho| < 1$ ise χ_2^2 , $\rho = 1$ ise $Z_1^2 + 3Z_2^2$ olmaktadır. O halde, $T_n(w_k)$ istatistiği $H_0 : \rho = 1$ yokluk hipotezinin test edilmesi için kullanılabilir. Daha sonra Akdi ve Dickey (1999) aynı test istatistiğinin mevsimsel birim kök sınaması için de kullanılabileceğini göstermişlerdir. Böylece periodograma bağlı tanımlanan istatistik,

$$T_n(w_k) = \frac{2(1 - \cos(w_k))}{\sigma^2} I_n(w_k) \xrightarrow{D} Z_1^2 + 3Z_2^2 \quad (2.21)$$

olarak ifade edilmektedir ve $T_n(w_k)$ istatistiğinin dağılımı için üretilen kritik değerler kullanılarak $H_0 : \rho = 1$ yokluk hipotezi test edilebilmektedir (Akdi ve Dickey 1998).

$e_t : WN(0, \sigma^2)$ ve $t=1, 2, \dots, n$ olmak üzere birinci derece otoregresif zaman serisi,

$$Y_t - \mu = \rho(Y_{t-d} - \mu) + e_t \quad (2.22)$$

ele alınsın. Bilindiği gibi, $|\rho| < 1$ ise zaman serisi durağan yorumu yapılmaktadır. Periodogram kullanılarak; $T_n(w_k)$ istatistiği için belirli α yanılma düzeylerinde kritik değerleri hesaplanarak, bu test yönteminin mevsimsel birim kök sınamasında kullanılabileceği gösterilmiştir (Akdi ve Dickey 1999). Bu istatistik değeri tablo kritik değerinden küçükse $H_0 : \rho = 1$ (seride mevsimsel birim kök vardır) hipotezi reddedilmektedir. Aksi halde seride mevsimsel birim kökün var olduğu yorumu yapılmaktadır.

Diğer taraftan, testin güç fonksiyonu,

$$\begin{aligned}
\beta(\rho) &= P(H_0 \text{ red}) = P_\rho(l_n(w_k) < t_\alpha) \\
&= P\left(\frac{2(1-\cos(w_k))}{\sigma^2} l_n(w_k) < t_\alpha\right) \\
&= P_\rho\left(\frac{2(1-\cos(w_k))}{\sigma^2} \frac{1+\rho^2-2\rho\cos(w_k)}{1+\rho^2-2\rho\cos(w_k)} l_n(w_k) < t_\alpha\right) \\
&= P_\rho\left(\frac{2(1-\cos(w_k))}{1+\rho^2-2\rho\cos(w_k)} \frac{1+\rho^2-2\rho\cos(w_k)}{\sigma^2} l_n(w_k) < t_\alpha\right) \\
&= P_\rho\left(k(\rho, n) \frac{1+\rho^2-2\rho\cos(w_k)}{\sigma^2} l_n(w_k) < t_\alpha\right) \\
&= P_\rho(\chi_2^2 < k(\rho, n)t_\alpha) = \int_0^{k_n(\rho, n)t_\alpha} e^{-x} dx = 1 - e^{-k_n(\rho, \alpha)} \tag{2.23}
\end{aligned}$$

şeklinde analitik olarak elde edilmektedir (Akdi 1995).

Y_t mevsimsel bir zaman serisi ise spektral yoğunluk fonksiyonu,

$$w_k = \frac{2\pi k}{n}$$

olmak üzere,

$$f(w_k) = \frac{\sigma^2}{1+\rho^2-2\rho\cos(4w_k)} \tag{2.24}$$

şeklindedir (Priestly 1981).

$$\beta(\rho) = 1 - e^{-k(n, \rho)} \tag{2.25}$$

Burada $k(n, \rho) = \frac{2\pi(1 + \rho^2 - 2\rho(\cos(w_1)))}{2(1 - \cos(4w_1))}$ dir.

$\lim_{x \rightarrow \infty} \beta_n(\rho) = 1$ olup test tutarlıdır. Güç fonksiyonuna ait tablolaştırılmış değerler Çizelge

2.1’de verilmiştir.

Çizelge 2.1 Güç fonksiyonuna ait tablolaştırılmış değerler

(n, $\xi_{0.05,n}$)	$\rho=0.5$	$\rho=0.6$	$\rho=0.7$	$\rho=0.8$	$\rho=0.90$	$\rho=0.95$	$\rho=0.99$
(100,0.187045)	0.98982	0.94796	0.81523	0.54417	0.21862	0.10753	0.07035
(120,0.185905)	0.99879	0.98670	0.91428	0.67621	0.28337	0.12751	0.07244
(140,0.185687)	0.99989	0.99713	0.96378	0.77919	0.34870	0.14802	0.07319
(160,0.178631)	0.99999	0.99935	0.98426	0.84733	0.40493	0.16533	0.07146
(180,0.182637)	1.00000	0.99992	0.99578	0.91070	0.48015	0.19397	0.07412
(200,0.185746)	1.00000	0.99999	0.99878	0.95113	0.55325	0.22461	0.07661

3. MEVSİMSEL ZAMAN SERİLERİNDE BİRİM KÖK TESTLERİNİN KARŞILAŞTIRILMASI

3.1 Simulasyon Çalışması

Mevsimsel zaman serilerinin birim kök içerip içermediğinin belirlenmesinde kullanılan Dickey-Hazsa-Fuller (DHF), Hylleberg-Engle-Granger-Yoo (HEGY) ve Periodogram mevsimsel birim kök testlerini karşılaştırmak amacıyla simulasyon çalışması yapılmıştır. Çalışmada yer alan DHF ve HEGY mevsimsel birim kök testleri için Visual Basic 6.0 programlama dilinde bir yazılım ve Periodogram mevsimsel birim kök testi için ise istatistik paket programında kod yazılımı gerçekleştirilmiştir. Simulasyon çalışması; veri türetim, test istatistikler değerlerinin hesaplanması ve karşılaştırmanın yapılması olmak üzere üç aşamadan meydana gelmiştir.

1.Aşama : X standart normal dağılıma sahip bir rasgele değişken olsun. $X: N(0,1)$ olmak üzere X'in olasılık yoğunluk fonksiyonu,.

$$f(X) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, -\infty < X < \infty \quad (3.1)$$

biçimindedir. Veri türetimi için aşağıdaki yol izlenir. (3.1)'deki fonksiyon değeri için bilgisayarın sayı üreticisi kullanılarak, iki tane rasgele sayı üretilmektedir. Üretilen sayıların her biri (3.1)'de yer alan $f(x)$ değerinin yerine yazılarak iki bilinmeyenli iki denklem elde edilmektedir. Denklemlerdeki x ler çözüldükten sonra birbirinden bağımsız, standart normal Z_1 ve Z_2 fonksiyonları aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\begin{aligned} Z_1 &= \sin(2\pi r_1) \sqrt{-2\ln(r_2)} \\ Z_2 &= \cos(2\pi r_1) \sqrt{-2\ln(r_2)} \end{aligned} \quad (3.2)$$

(3.2)'de yer alan r_1 sürekli uniform ve 0 ile 1 arasında değer alan birinci rasgele değişken değeri, r_2 de sürekli uniform ve 0 ile 1 arasında değer alan ikinci rasgele değişken değeri göstermektedir (Law and Kelton 2000).

Z_1 ve Z_2 değerlerinin her biri standart normal dağılıma sahip olduğundan mevsimsel zaman serisinin türetiminde Z_1 veya Z_2 değerlerinden sadece biri kullanılır. Çalışmada çeyreklik zaman serisi verileri kullanıldığından periyot 4 olarak alınır. Başlangıçta,

$$Y_1 = 0$$

$$Y_2 = 0$$

$$Y_3 = 0$$

$$Y_4 = 0$$

alınarak

$$Y_t = \rho Y_4 + Z_1 \quad (3.3)$$

mevsimsel zaman verisinin ilk değeri hesaplanır. Sonraki mevsimsel zaman serisi verileri için aşağıdakiler dikkate alınarak aynı işlem örneklem büyüklüğü kadar tekrar edilerek, belirlenen tekrar sayısı kadar mevsimsel zaman serisi üretilir.

$$Y_4 = Y_3$$

$$Y_3 = Y_2$$

$$Y_2 = Y_1$$

$$Y_1 = Y$$

(3.4)

II.Aşama : Türetilen mevsimsel zaman serileri kullanılarak DHF, HEGY ve Periodogram mevsimsel birim kök test istatistiklerinin değeri hesaplanır.

III.Aşama : Belirlenen tekrar sayısı kadar üretilen mevsimsel zaman serisi için hesaplanan bu test istatistiklerinin değerleri ilgili tablo değerleri ile karşılaştırılarak serilerin birim kök içerip içermediği kontrol edilir. Güç değeri, türetilen mevsimsel zaman serilerinde mevsimsel birim kökün varlığını iddia eden yokluk hipotezinin ret edilme sayısının belirlenen tekrar sayısına bölünmesi ile hesaplanır.

3.1.1 Simulasyon çalışması için geliştirilen bilgisayar programları

DHF ve HEGY mevsimsel birim kök testleri için geliştirilen simulasyon programında yer alan R kitle otokorelasyon katsayısını, n örneklem büyüklüğünü, Tekrar ise uygulanılacak tekrar sayısını ifade etmektedir. Verileri Üret butonuna tıklandıktan sonra türetilen serinin yapısına göre tablo kritik değerleri ekranda Tablo Değeri altında yer alan birim kök testlerinin karşındaki boş alanlara girilir. Daha sonra Güç Değeri altındaki her bir birim kök testi için ayrı ayrı tıklanarak sonuç elde edilir.

The screenshot shows a software interface with a blue background and a yellow header bar labeled "Dosya Testler". On the left, there are three input fields labeled "R", "n", and "Tekrar" in blue boxes, each followed by a white text box. Below these is a button labeled "Verileri Üret" in a yellow box with a black border. On the right, there are two sections. The first section is titled "Tablo Değeri" in a yellow box, followed by two rows: "DHF" and "HEGY", each with a yellow box and a white text box. The second section is titled "Güç Değeri" in a yellow box, followed by two rows: "DHF testi" and "HEGY", each with a yellow box and a white text box.

Şekil 3.1 Simulasyon çalışması için, hazırlanan program çalıştırıldığında ekranda elde edilen görüntüsü

Simulasyon programında türetilen veriler dışında herhangi başka bir seri girilerek de serinin söz konusu iki test (DHF, HEGY) için mevsimsel birim kök içerip içermediği sınanabilmektedir. Geliştirilen program çalıştırıldığında elde edilen ekran görüntüsü Şekil 3.1’de verilmiştir.

Periodogram mevsimsel birim kök testi için istatistik paket programında kod yazılımı gerçekleştirilmiştir. Bu yazılımla tekrar sayısı sabit olmak üzere kitle otokorelasyon katsayısı ve örneklem uzunlukları değiştirilerek mevsimsel birim kökün varlığını iddia eden yokluk hipotezinin reddedilme sayısı hesaplanmaktadır.

Simulasyon çalışmasında yer alan her iki yazılım için de kitle korelasyon katsayısı $\rho=0.7; 0.8; 0.9; 0.95; 0.99, 1.00$ olan ve standart normal dağılımdan $n=100; 120; 140; 160; 180; 200$ ve 500 hacminde 10000 tekrarlı 42 farklı örneklem türetilmiştir.

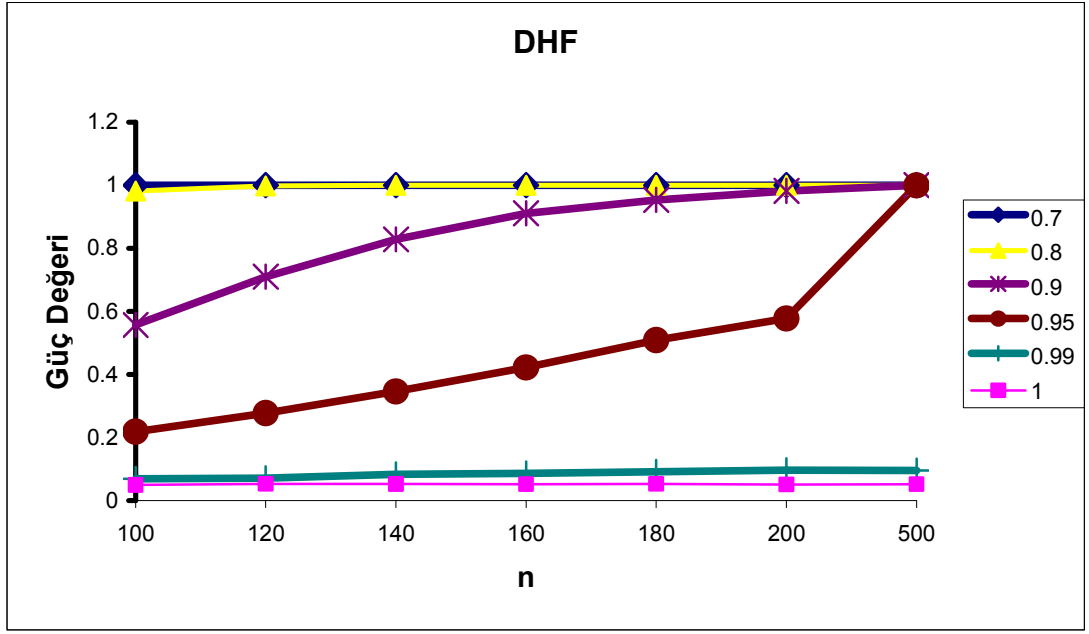
DHF ve HEGY mevsimsel birim kök test yöntemleri için geliştirilen simulasyon programına ait yazılım kodları EK 1’de sunulmuştur.

3.2 Simulasyon Sonuçları

Hazırlanan program çalıştırılarak DHF, HEGY ve Periodogram mevsimsel birim kök testlerine ait farklı örneklem ve ilişki katsayısına göre güç değerleri sırasıyla aşağıdaki çizelge ve şekillerde verilmiştir.

Çizelge 3.1 DHF mevsimsel birim kök testine ait farklı örneklem ve ρ katsayılarına ilişkin güç değerleri

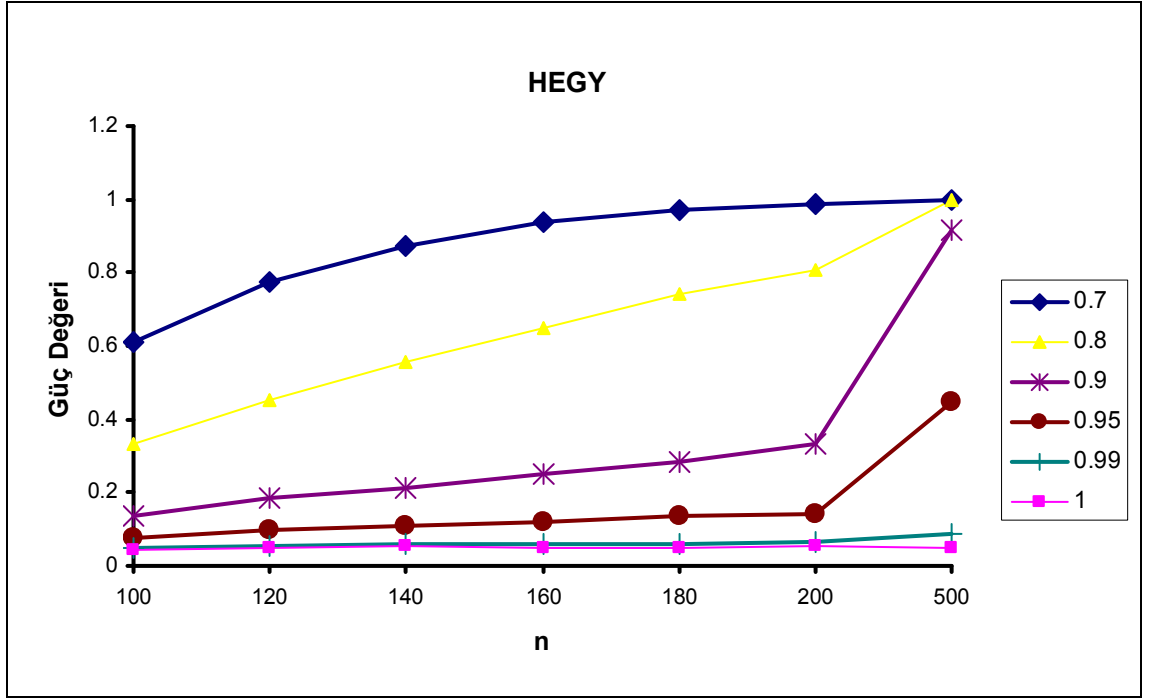
n/p	0.7	0.8	0.9	0.95	0.99	1
100	1	0.9819	0.5565	0.2181	0.0685	0.0491
120	1	0.9976	0.7095	0.277	0.0708	0.0525
140	1	0.9998	0.828	0.346	0.0833	0.0522
160	1	1	0.9109	0.4222	0.0856	0.0515
180	1	1	0.9534	0.5084	0.091	0.0528
200	1	1	0.9817	0.5776	0.0962	0.0506
500	1	1	1	0.9996	0.0953	0.0518



Şekil 3.2 DHF mevsimsel birim kök testine ait farklı örneklem ve ρ katsayılarına ilişkin güç değerlerinin grafiği

Çizelge 3.2 HEGY mevsimsel birim kök testine ait farklı örneklem ve ρ katsayılarına ilişkin güç değerleri

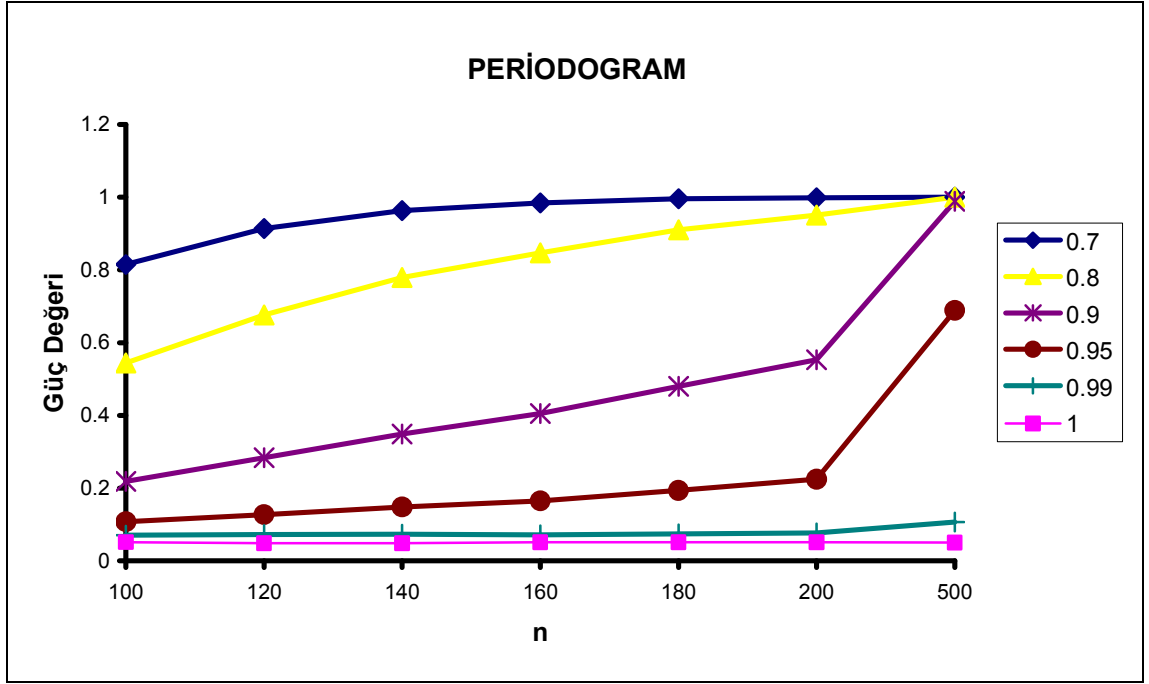
n/p	0.7	0.8	0.9	0.95	0.99	1
100	0.6102	0.334	0.1341	0.0779	0.0491	0.046
120	0.773	0.4553	0.1834	0.0983	0.0571	0.049
140	0.8706	0.556	0.211	0.1081	0.0582	0.0529
160	0.9356	0.6506	0.2524	0.122	0.0599	0.0486
180	0.9691	0.7392	0.2853	0.135	0.0622	0.0472
200	0.9867	0.8095	0.3341	0.1416	0.0644	0.053
500	1	1	0.9153	0.4448	0.0884	0.0496



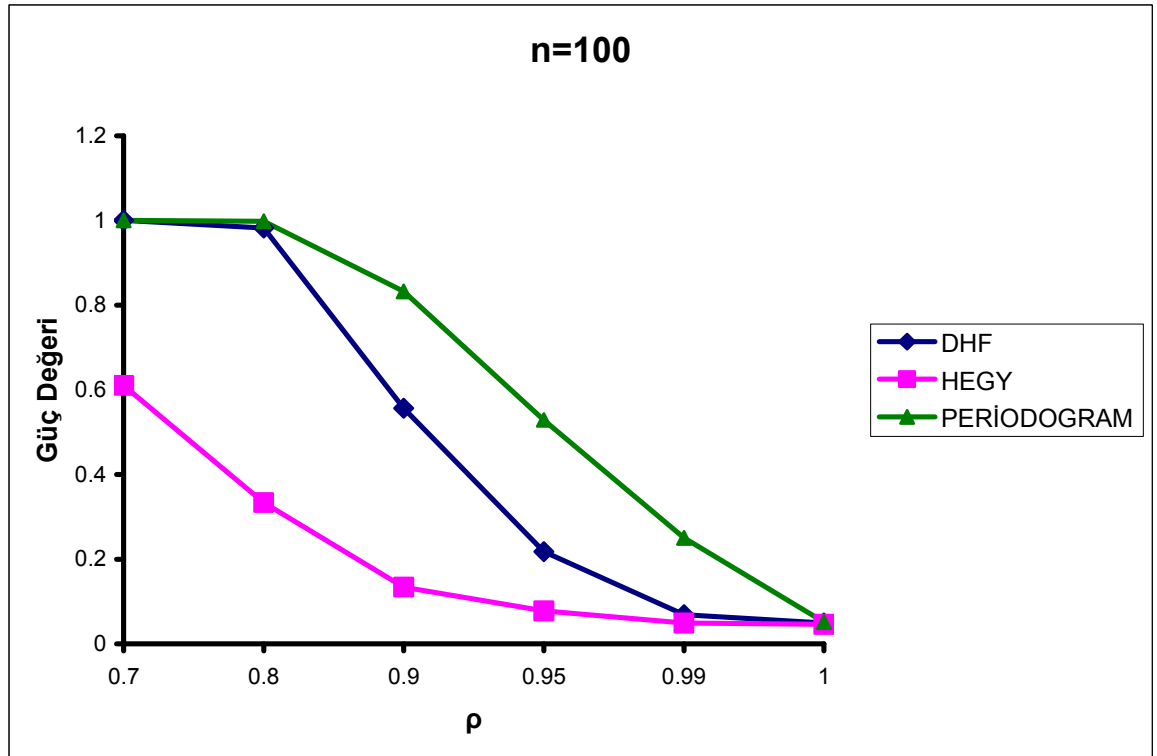
Şekil 3.3 HEGY mevsimsel birim kök testine ait farklı örneklem ve ρ katsayılarına ilişkin güç değerlerinin grafiği

Çizelge 3.3 Periodogram mevsimsel birim kök testine ait farklı örneklem ve ρ katsayılarına ilişkin güç değerleri

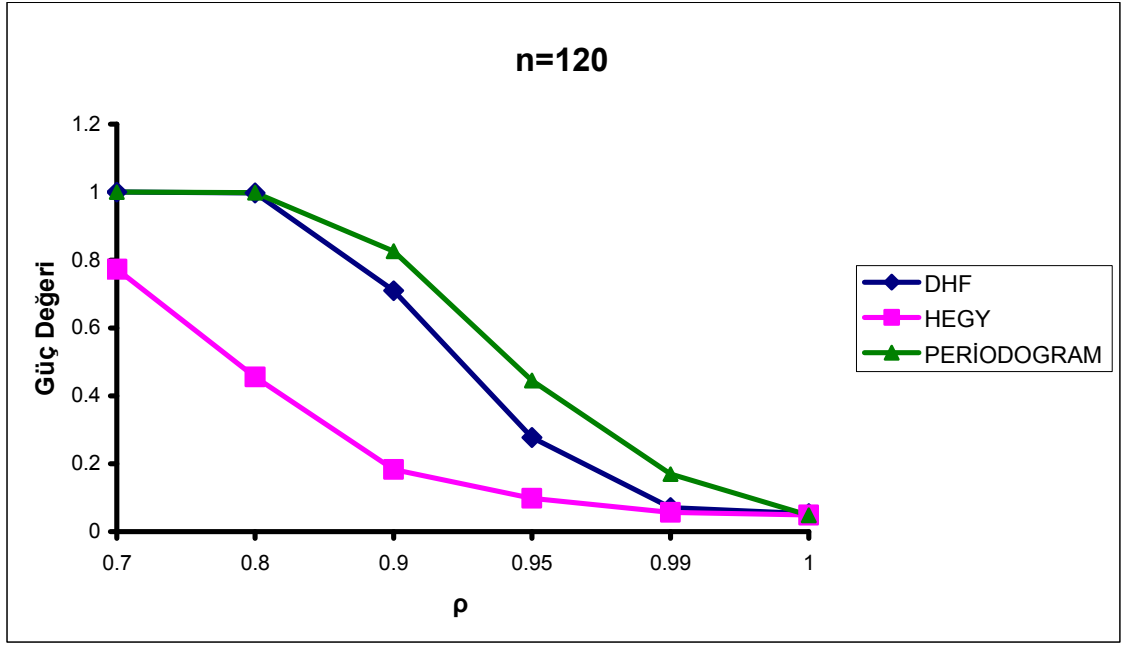
n/p	0.7	0.8	0.9	0.95	0.99	1
100	0.8152	0.5442	0.2186	0.1075	0.0704	0.0513
120	0.9143	0.6762	0.2834	0.1275	0.0724	0.0484
140	0.9638	0.7792	0.3487	0.1480	0.0732	0.0483
160	0.9843	0.8473	0.4049	0.1653	0.0715	0.0509
180	0.9958	0.9107	0.4802	0.1939	0.0741	0.0508
200	0.9988	0.9511	0.5533	0.2246	0.0766	0.0509
500	1	1	0.9886	0.6891	0.1069	0.0499



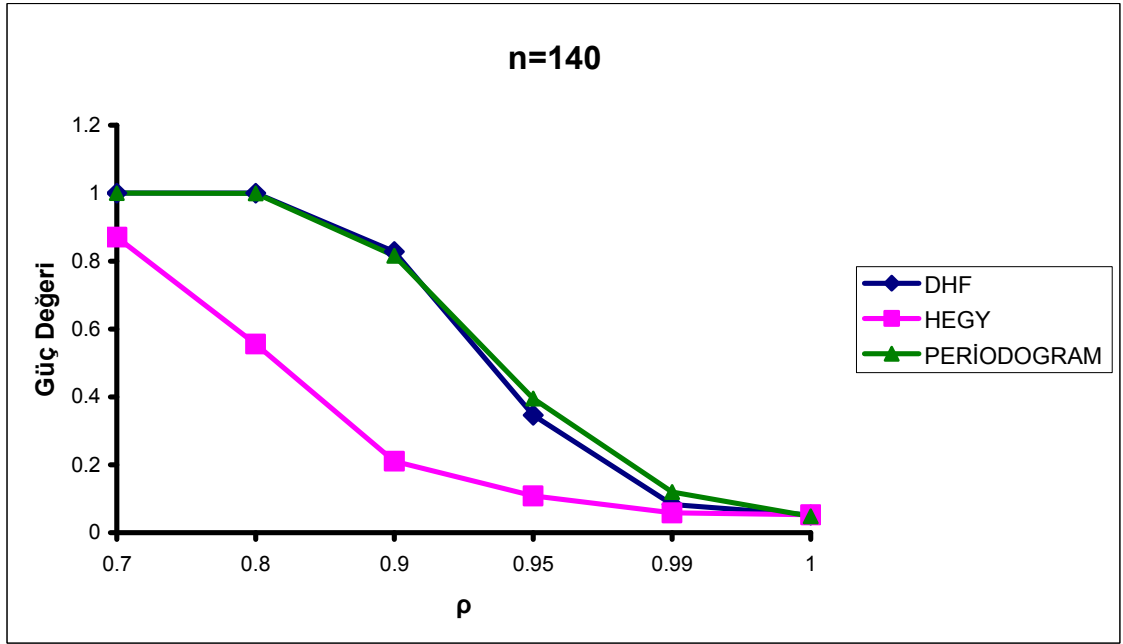
Şekil 3.4 Periodogram mevsimsel birim kök testine ait farklı örneklem ve ρ katsayılarına ilişkin güç değerlerinin grafiği



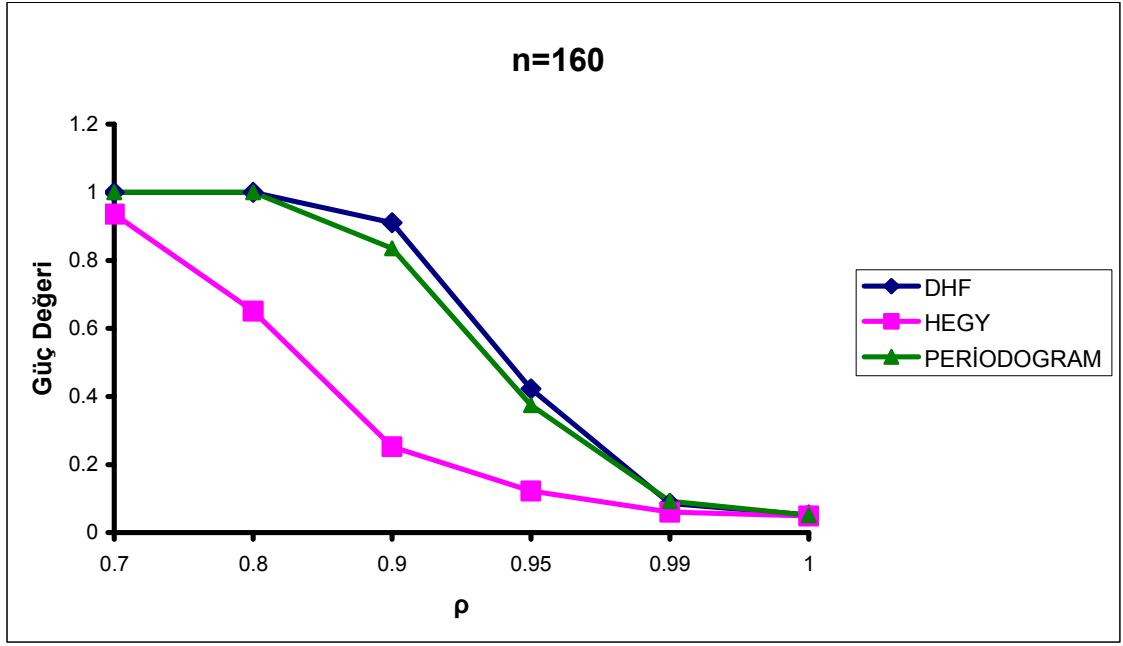
Şekil 3.5 Örneklem hacmi 100 ve farklı ρ değerleri için mevsimsel birim kök testlerine ait güç değerlerinin grafiği



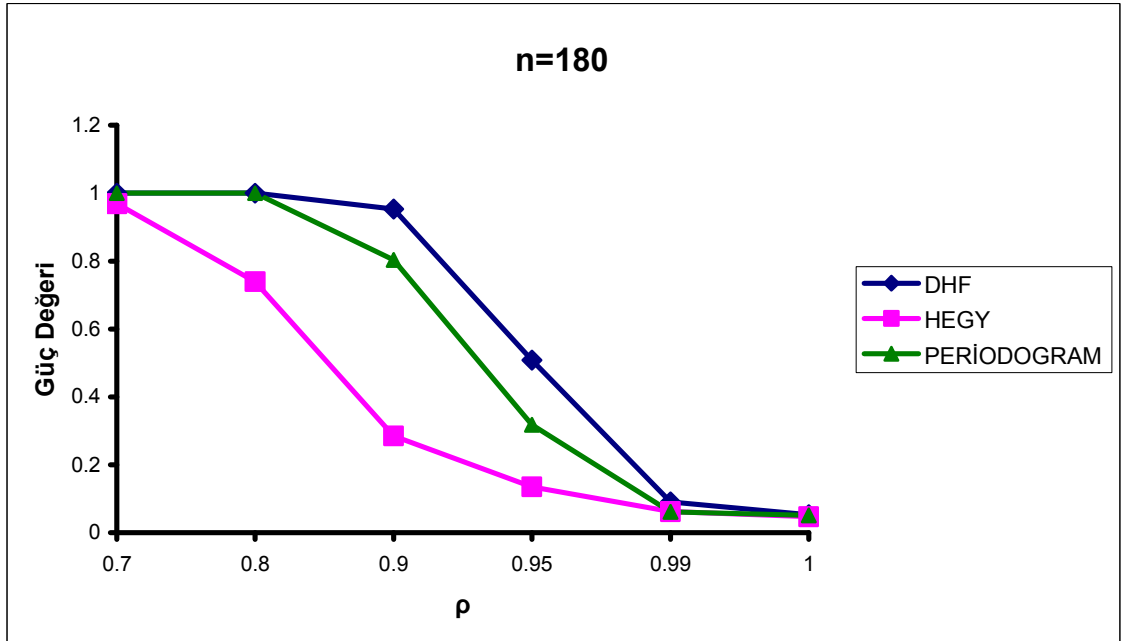
Şekil 3.6 Örneklem hacmi 120 ve farklı ρ değerleri için mevsimsel birim kök testlerine ait güç değerlerinin grafiği



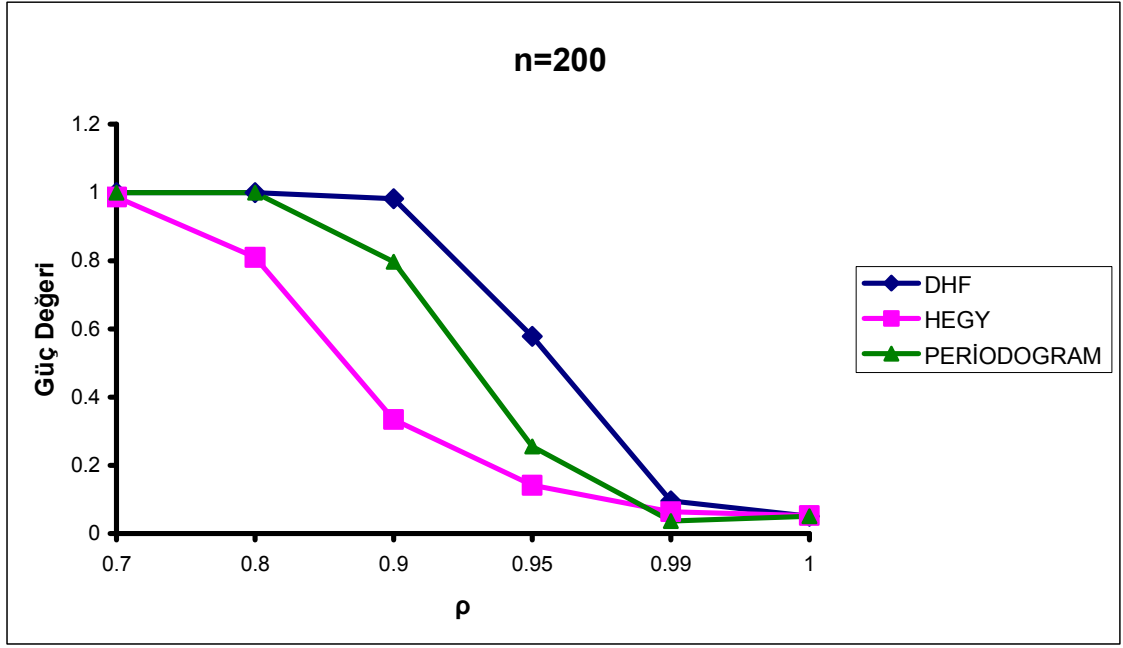
Şekil 3.7 Örneklem hacmi 140 ve farklı ρ değerleri için mevsimsel birim kök testlerine ait güç değerlerinin grafiği



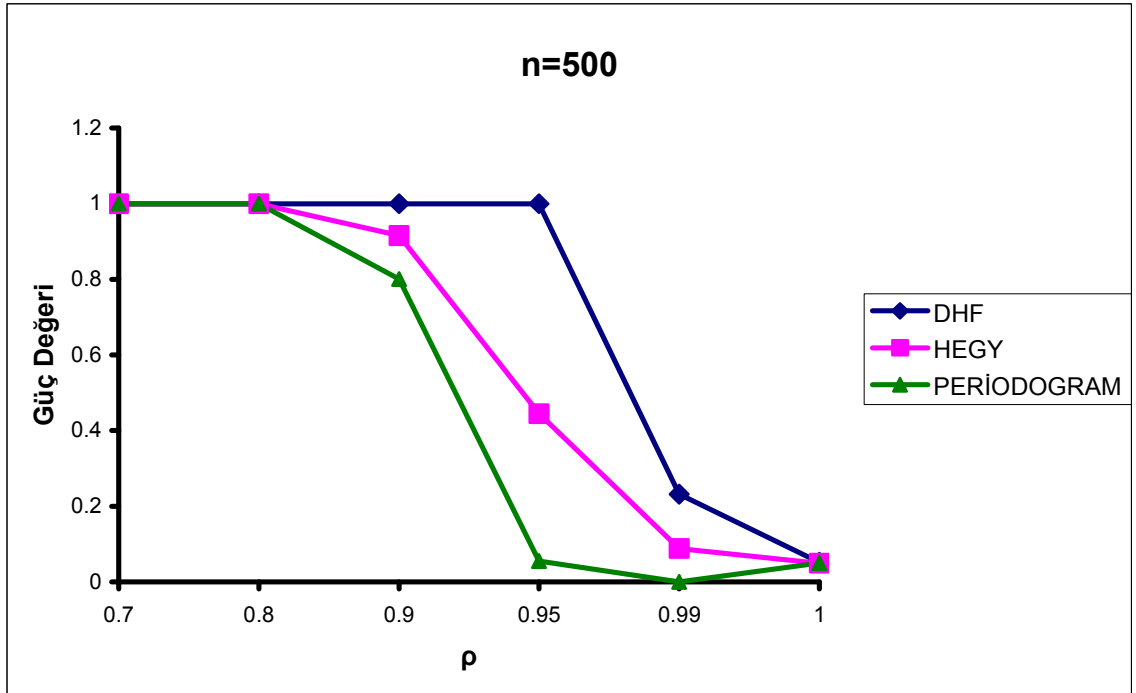
Şekil 3.8 Örneklem hacmi 160 ve farklı ρ değerleri için mevsimsel birim kök testlerine ait güç değerlerinin grafiği



Şekil 3.9 Örneklem hacmi 180 ve farklı ρ değerleri için mevsimsel birim kök testlerine ait güç değerlerinin grafiği



Şekil 3.10 Örneklem hacmi 200 ve farklı ρ değerleri için mevsimsel birim kök testlerine ait güç değerlerinin grafiği



Şekil 3.11 Örneklem hacmi 500 ve farklı ρ değerleri için mevsimsel birim kök testlerine ait güç değerlerinin grafiği

4. UYGULAMA

4.1 Giriş

Cumhuriyetin kuruluş yıllarında Türkiye’de; sanayi kuruluşları, sanayiye finanse eden kuruluşlar ve sanayi kurmak isteyenlerin öz kaynakları oldukça sınırlı olduğundan 1930’lu yıllardaki sanayileşme politikası devlet desteğiyle yürütülmeye başlanmış, 1934-1938 yılları arası I. Sanayi Planı ile sanayi girişimlerinde önemli ölçüde artışlar gerçekleşmiştir. 1930-1950 döneminde sanayileşme yolunda Kamu İktisadi Teşebbüsleri (KİT) ve 1950’li yıllarda özel girişimcilik ile sermaye piyasası yoluyla sanayileşmeyi finanse etme geleneği ön plana çıkmıştır (Anonim 1996).

1960-1980 yılları arasında planlı ekonomi dönemi başlamış; sanayileşme modeli içe dönük ve dış rekabetten uzak, korumaya dayalı bir sanayinin kurulmasına hizmet eden bir özellik göstermiştir. Türkiye’de 1963’den beri uygulanan kalkınma planlarında “sanayiye dayalı büyüme” temel amaçlardan biri olmasına rağmen 1980 sonrasında istenen dışa dönük sanayi yapısı sistemli ve tutarlı bir politika paketi olmamasından dolayı beklentileri karşılayamamıştır (Anonim 1996).

1980 yılından sonra ise, ihracata dönük sanayileşmenin uygulamaya konularak; piyasa ekonomisinin geliştirilmesi yönünde önemli gelişmeler kaydedilmiş, özel sektörün ve dolayısıyla Türk ekonomisinin iç ve dış etkilere karşı uyum yeteneğini artırılmasına katkılar sağlamıştır. Sonuç olarak, ekonomik krizlerin olduğu yıllar dışında, 2000 yılına kadar sanayi büyük bir gelişme göstermiştir. Sanayileşme süreci etkisini istihdam yapısı ve dış ticaret üzerinde de göstermiştir. 2000 ve 2001 olmak üzere yaşanan iki krizi neticesinde sanayide yaşanan büyük oranda daralmayı takiben 2001 yılında ve 2002 yılının ilk çeyreğinin sonunda sanayinin tekrar toparlanması yönünde belirtiler ortaya çıkmış ve bu trend ekonominin genelindeki olumlu gelişmeler ile artarak devam etmiştir (Anonim 2003).

Türkiye’de sanayi politikasının temel amacı; artan dünya rekabet şartları altında sanayinin rekabet gücünü ve verimliliğini artırarak dışa dönük bir yapı içerisinde

devamlı büyümei sağlamaktır. Bu bağlamda, sanayi politikası, girişimcilerin ve işletmelerin fırsatlar yaratabilecekleri ve rekabete açık bir iş ortamını geliştirmeyi hedeflemektedir. Türkiye’de sanayiye yönelik bazı genel politikalar bulunmaktadır. Bununla birlikte, sanayi politikası, dış ticaret, yatırım, teknoloji, kalite iyileştirme, çevre, işgücü KOBİ ve rekabet gibi farklı politika alanlarını kapsayan bir politika alanıdır. Ayrıca, sektörlerin özel ihtiyaçları doğrultusunda geliştirilen sektörel politikaları da içermektedir (Anonim 2003).

AB ile Gümrük Birliğinin tamamlanması, Türk sanayinin uluslararası rekabete açılması yönünde önemli bir adım teşkil etmiştir. Gümrük Birliği sonrasında bazı önemli gelişmeler gözlenmiştir. AB ile dış ticaret hacmi artmıştır. Özel sektörün gerçekleştirdiği kalite iyileştirmeye yönelik modernizasyon yatırımları sayesinde sanayinin rekabet gücü geliştirilmiştir. İmalat sanayindeki firmaların kalite kavramına verdikleri önem ve ISO 9000 gibi kalite belgelendirme sistemlerine müracaatlarında artış gözlenmiştir. Ayrıca AB teknik mevzuatına uyum çalışmaları başlığı altında, dış ticaret, gümrükler, malların serbest dolaşımı, sınai mülkiyet hakları, rekabet, tüketicinin korunması gibi pek çok alanda mevzuat uyumu gerçekleştirilmiştir (Anonim 2003).

4.2 Sanayi Üretim Endeksi

Sanayi Üretim Endeksi (SÜE)’nin oluşturulması ve yayınlanmasındaki amaç, ülkede İmalat sanayinin zaman içindeki seyrini görmek, dönemler arasındaki değişimleri izlemek, ekonomideki konjonktürel gelişimi takip etmek ve bu konuda karar organları ile bilim çevrelerinin ihtiyaçlarına cevap verebilmektir. Sanayi Üretim Endeksinin kaynağı; her üç ayda bir uygulanan ve büyük sanayi katma değerinin büyük bir çoğunluğunu temsil eden işyerlerinden derlenen, Üç Aylık Sanayi Üretim ve Madencilik Anketleridir. Kapsama alınan işyerlerinin büyüklükleri değişse de, kapsam yeniden düzenlenene kadar bu işyerleri izlenmeye devam edilmektedir. Küçük sanayi kapsamında olup da, Üç Aylık Sanayi Üretim Anketi kapsamına geçen işyerleri bir yıl bekledikten sonra, endekse giren malların takibe alındığı yıldaki üretim miktarları, yine aynı malın o yılki endeks sayıları ile temel yılına indirgendikten sonra kullanılırken, yeni açılan iş yerlerinin üretim miktarları doğrudan endekse katılmamaktadır. Çeşitli

nedenlerden dolayı döneminde cevap alınamayan işyerleri için, bir önceki dönem üretim bilgileri endekste kullanılmakta ve anketleri temin edildiğinde ilgili dönemde gerekli düzeltmeler yapılmaktadır. Bu nedenle geçmiş dönemlerin endeks sayılarında değişiklikler olabilmektedir (Anonim 2000).

Türkiye İstatistik Enstitüsü (TÜİK) 1983 yılında Sanayi Üretim Endeksini hazırlamıştır. Endeks çalışmalarında, endeks sayılarının anlamlı olması için temel yılının ekonomide istikrarın sağlandığı, büyüme hızının normal seviyeye ulaştığı, grev ve lokavtın olmadığı ihracatın vs. arttığı istikrarlı ve düzenli yakın bir yıldan seçilmesine özen gösterilmektedir. Endekse seçilen maddelerin, takibi kolay, üretimi sürekli, ağırlıklı ve standart olmasına dikkat edilmektedir (Anonim 2000).

Endeks hesaplamalarında temel yılı değiştirilirken örneğin 1981 temel yılından 1986 temel yılına geçerken, eski serinin devamının sağlanması için temel yılı ileriye götürülmüş ve böylece tek bir seri oluşturulmuştur. Ancak, daha önceki serinin hesaplanmasında, endekse seçilen malların temel yılı miktarları ve sektörlerin tartıları 1981 ve 1986 temel yıllarının her dönemi için ayrı ayrı elde edilmiştir. Bunun sonucu olarak, aynı maddeler için temel yılının her döneminde farklı miktarlar ve farklı tartılar kullanıldığından dönemler arası anlamlı bir mukayese imkansız hale gelmiştir. Bu nedenle endekse seçilen maddelerin temel yılı, dönem ortalamaları baz alınarak ve temel yılı katma değerleri üzerinden hesaplanan tartılar kullanılarak yeni bir Sanayi Üretim Endeksinin hesaplanmasına başlanılmıştır. Böylece üretim değerleri yerine katma değer ağırlıkları kullanılarak çift sayımın önemli bölümü ortadan kaldırılmış, ayrıca dönemler arası mukayese edilebilir ve daha kullanışlı bir seri elde edilmiştir. Bir yıla ait dönem endeks sayıları arasındaki farklılıklar, ekonominin bünyesinden gelen dalgalanmaların sonucunda ortaya çıkmaktadır. Fiyat artışlarının yüksek olduğu dönemlerde bu farklılıklar daha bariz bir şekilde görülmektedir. Özellikle üçüncü dönemlerdeki endeks sayılarındaki düşüşler temel yılından kaynaklanmaktadır. Devlet-özel ayırımında imalat sanayi işyerlerinin 1986 yılı katma değerleri ortaya çıkartılmış, sanayi gruplarının ağırlıkları bulunmuş, alt sanayi gruplarının endeksi ile ağırlıkları kullanılarak bir üst sanayi grubunun endeksi hesaplanmıştır. Zaman içerisinde ekonomideki değişimler ve şoklar dikkate alınarak farklı endeks yılları belirlenmiştir.

Sanayi üretimi toplam endeksleri ise toplam üretim değerleri içinde devlet kesimi ve özel kesimin endeksleri ile bu ağırlıkları değerlendirerek sektörlerin toplam endeksi hesaplanmıştır (Anonim 2000).

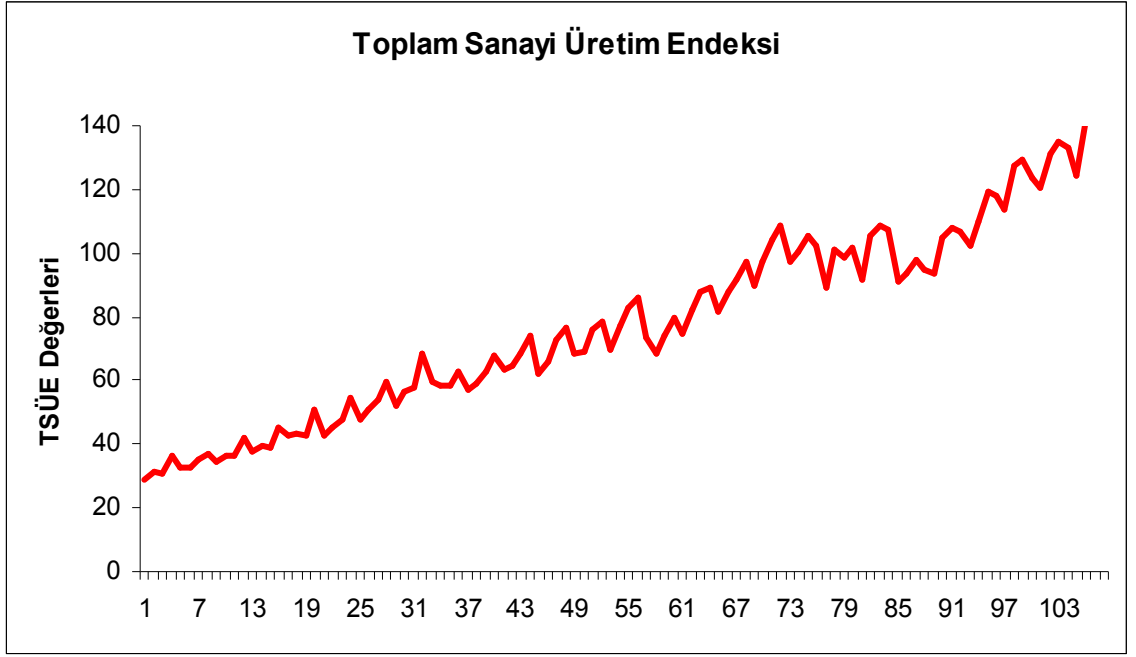
Çalışmada T.C. Merkez Bankası resmi web sitesinden 1980-2006 yılları arasındaki 1997=100 endeks yılı olarak alınmış üç aylık toplam sanayi üretim endeksi verileri kullanılmıştır.

4.3 1980-2006 Yılları Arasında Üç Aylık Toplam Sanayi Üretim Endeksi (TSÜE) Zaman Serisine Ait Modelin Belirlenmesi

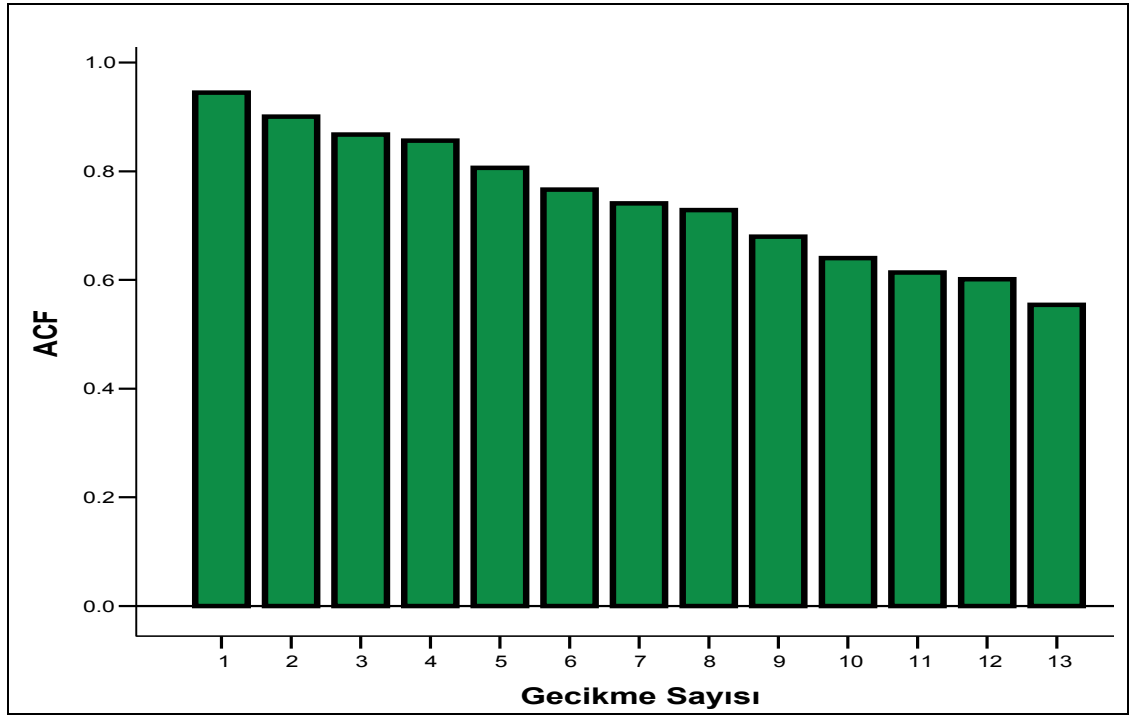
Çizelge 4.1 1980-2006 tarihleri arasındaki üç aylık dönemlere ait toplam sanayi üretim endeksi verileri (1997=100)

Yıllar			Yıllar			Yıllar		
TSÜE			TSÜE			TSÜE		
1980	I.	28.7	1989	I.	57.4	1998	I.	97.2
	II.	31.7		II.	59.2		II.	100.3
	III.	30.8		III.	62.9		III.	105.3
	IV.	36.6		IV.	67.9		IV.	102.3
1981	I.	32.5	1990	I.	63.7	1999	I.	88.9
	II.	32.9		II.	64.5		II.	101
	III.	35.3		III.	68.6		III.	98.7
	IV.	37.3		IV.	74.1		IV.	101.4
1982	I.	34.3	1991	I.	62.4	2000	I.	91.7
	II.	36.2		II.	66		II.	105.5
	III.	36.4		III.	73.1		III.	108.8
	IV.	42.3		IV.	76.6		IV.	107.6
1983	I.	37.9	1992	I.	68.6	2001	I.	90.9
	II.	39.6		II.	69.2		II.	93.8
	III.	39		III.	75.7		III.	98.2
	IV.	45.1		IV.	78.4		IV.	94.8
1984	I.	42.6	1993	I.	69.7	2002	I.	93.8
	II.	43.2		II.	77.3		II.	105
	III.	43		III.	82.6		III.	107.8
	IV.	50.7		IV.	85.8		IV.	106.8
1985	I.	42.5	1994	I.	73.7	2003	I.	102.5
	II.	45.5		II.	68.6		II.	109.8
	III.	47.6		III.	74.3		III.	119
	IV.	54.5		IV.	79.5		IV.	118.2
1986	I.	47.8	1995	I.	74.4	2004	I.	113.4
	II.	51.1		II.	82.2		II.	127.6
	III.	54		III.	87.8		III.	129.1
	IV.	59.6		IV.	89.2		IV.	123.7
1987	I.	52.3	1996	I.	81.9	2005	I.	120.3
	II.	56.7		II.	88		II.	131.5
	III.	57.6		III.	91.8		III.	134.9
	IV.	68.4		IV.	97		IV.	133.4
1988	I.	59.5	1997	I.	89.8	2006	I.	124.4
	II.	58.2		II.	97.6		II.	142.3
	III.	58.2		III.	104.4		III.	142.6
	IV.	62.9		IV.	108.3		IV.	141.2

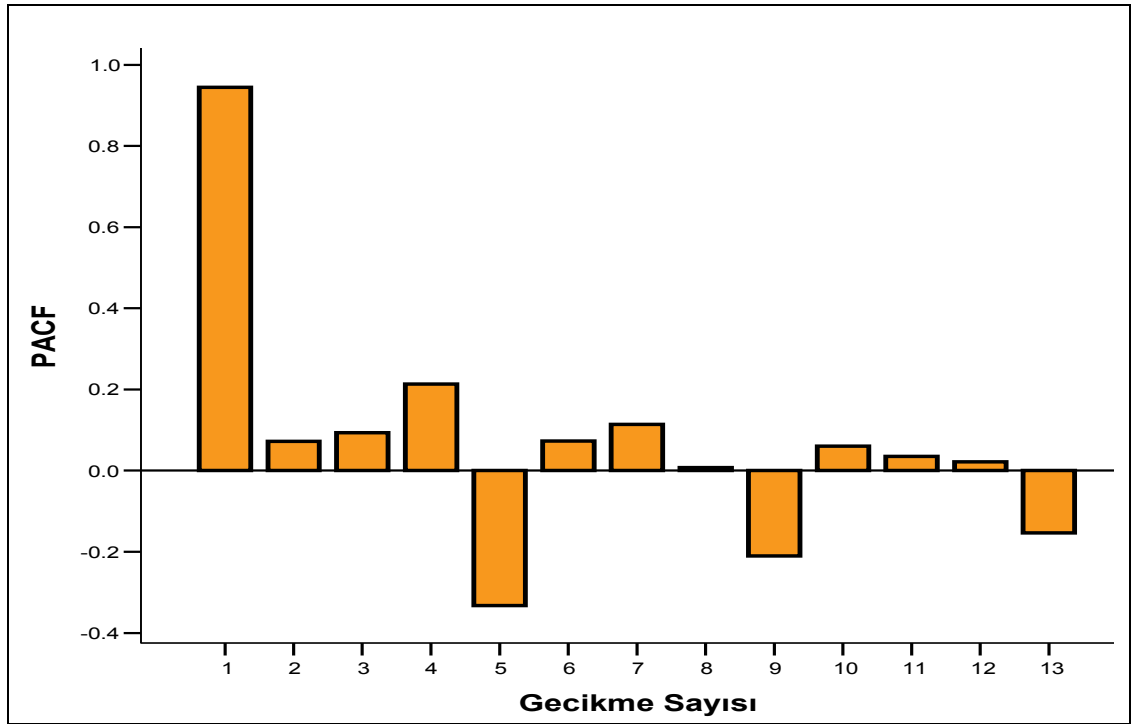
Veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası resmi web sitesi <http://tcmbf40.tcmb.gov.tr/cbt.html> adresinden alınmıştır.



Şekil 4.1 1980-2006 tarihleri arasındaki üç aylık dönemlere ait toplam sanayi üretim endeksi verilerinin zaman serisi grafiği



Şekil 4.2 1980-2006 tarihleri arasındaki üç aylık dönemlere ait toplam sanayi üretim endeksi verilerinin otokorelasyon grafiği



Şekil 4.3 1980-2006 tarihleri arasındaki üç aylık dönemlere ait toplam sanayi üretim endeksi verilerine ait kısmi otokorelasyon grafiği

Şekil 4.1’de yer alan zaman serisi grafiği incelendiğinde verilerin artan bir trend ile mevsimsel bir davranış içinde olduğu görülmektedir. Zaten verinin gözlem sıklığının üçer aylık zaman aralıkları olması verinin mevsimsel bir zaman serisi olduğunu işaret etmektedir.

Şekil 4.2 otokorelasyon fonksiyonu grafiğinde oldukça yavaş seyirli periyodik bir azalma ve 4., 8., 12. gecikmelerde bir önceki gecikmelere göre hafif oranda artış dikkat çekmektedir. Ayrıca ACF grafiğindeki yavaş azalma modelin otoregresyon modeli olduğunu ifade etmektedir. Şekil 4.3’de verilen kısmi otokorelasyon fonksiyonu grafiği ise ilk gecikmeden sonra hızlı bir şekilde azalarak, otokorelasyon fonksiyonu grafiği gibi periyodik bir azalma eğilimi göstermektedir.

Daha önce de bahsedildiği gibi mevsimsel zaman serileri periyodik olarak artan veya azalan davranış gösterdiğinden otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları yardımıyla model belirlemek zordur. Çünkü model belirlenirken kullanılan PACF grafiği mevsimsel periyotlarda ani sıçrama ve azalma eğilimi göstermektedir. Öncelikle

verilere en uygun model belirlenerek, Şekil (4.1)'deki zaman grafiğinde görülen trendin mevsimsel bir seyir gösterip göstermediğine bakılmalıdır. Eğer mevsimsel stokastik veya deterministik bir trend söz konusu ise serinin durağan hale getirilebilmesi için gerekli fark alma veya dönüşüm yöntemleri uygulanmalıdır.

Verilere en uygun modeli belirleyebilmek için; ilk olarak seri artan bir trende sahip olduğundan farkı alınmıştır. Farkı alınmış seri ile farkı alınmamış mevsimsel modeller için En Çok Olabilirlik Tahmin Edicileri kullanılarak parametre tahmin değerleri elde edilecektir. Elde edilen modeller içinde en uygun olanının belirlenmesi için zaman serileri analizlerinde yoğun olarak kullanılan, Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwartz Bayesian Kriteri (SBC) ve Final Prediction Error (FPE) model belirleme kriterlerinden faydalanılacaktır. SSE; hata kareler toplamı, n; model tahmininde kullanılan gözlem sayısı ve r; tahmin edilen parametre sayısı olmak üzere,

$$AIC = n \ln(SSE) + 2r$$

$$SBC = n \ln(SSE) + r \ln(n)$$

$$FPE = \hat{\sigma}^2 (n+r)/(n-r)$$

şeklinde verilmiştir (Akdi, 2003). AIC, SBC ve FPE model belirleme kriterlerine ait değerler; model derecesi yüksek alındığında, modele eklenen değişkenin açıklayıcılık gücüne bağlı olarak büyür veya küçülür. Eklenen değişkenin açıklayıcılık gücü ne kadar yüksekse AIC, SBC ve FPE değerleri o kadar küçülür.

Bu üç kriterde de minimum değeri gösteren model için, tahmin edilen modeller arasından en uygun model olduğu yorumu yapılabilir. Ancak belirlenen modeller arasında iyi bir model seçimi için sadece bu kriterlerin minimum şartı aranmamaktadır. Aynı zamanda modelde yer alan parametrelerin de anlamlı olması gerekmektedir. Farklı modeller için söz konusu kriterlere ait sonuçlar Çizelge 4.2'de verilmiştir.

Çizelge 4.2 Farklı modeller için AIC, SBC ve FPE kriterlerine ait sonuçlar

Model	AIC	SBC	FPE
ARIMA(1,1,0)	691.5181	696.8637	38.5797
ARIMA(2,1,0)	674.7788	682.7973	33.6438
ARIMA(3,1,0)	638.2668	648.9581	24.1688
ARIMA(4,1,0)	604.2658	617.6299	17.7349
ARIMA(5,1,0)	601.4043	617.4413	17.5165
SARIMA(1,1,0) ₄	601.1887	606.4581	20.6010
SARIMA(1,0,0) ₄	588.1739	593.4620	17.2412

Çizelge 4.2’de yer alan AIC, SBC ve FPE model belirleme kriterlerine bakıldığında; minimum değeri vermesi ve aynı zamanda modelin parametrelerinin anlamlı bulunmuş olmasından dolayı, elde edilen uygun modeller arasından kestirim için kullanılacak en iyi model SARIMA(1,0,0)₄ olmaktadır.

$Z_t = Y_t - Y_{t-4}$ serinin mevsimsel birinci farkı olmak üzere,

$Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{t-1} + e_t$ şeklinde yazılan SAR₄(1) modeli için parametre tahmin değerleri ile ilgili istatistik değerleri Çizelge 4.4’te verilmiştir.

Çizelge 4.3 Mevsimsel farkı (d=4) alınmış serinin parametre tahmin değerleri ile ilgili istatistik değerleri

Parametreler	Parametre Tahmin Değerleri	Standart Hatalar	t Değerleri	P Değerleri
$\hat{\alpha}_0$	4.11971	1.20193	3.43	0.0009
$\hat{\alpha}_1$	0.68268	0.07266	9.40	<.0001

Çizelge 4.3’te yer alan parametre tahmin değerleri modelde yerine yazılacak olursa,

$$Z_t = 4.11971 + 0.68268 Z_{t-1} + e_t$$

uygun modeli tahmin edilmiştir. Çizelge 4.3’te sunulan t değerlerine ilişkin P değerlerine göre $\hat{\alpha}_0$, $\hat{\alpha}_1$ parametreleri 0.05 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmuştur.

Ancak çalışılan verinin gözlem sıklığı ve yapısı gereği mevsimsellik içermesi beklendiğinden, zaman serisi analizlerinde durağanlık sınaması için kullanılan birim kök testleri uygulanamamaktadır. Bu nedenle serinin durağanlığının sınaması için DHF, HEGY ve Periodogram mevsimsel birim kök test yöntemleri kullanılmıştır.

4.4 Toplam Sanayi Üretim Endeksi Verilerine Mevsimsel Birim Kök Testlerinin Uygulanması

4.4.1 DHF testi

Bu kısımda $H_0 : \alpha_d = 1$ yoklu hipotezi, $H_a : \alpha_d < 1$ alternatif hipotezine karşı test edilecektir. Eğer H_0 reddedilemez ise seri mevsimsel birim kök içermektedir ve istatistiki sonuç çıkarımlar yapılmadan önce mevsimsel fark alınmalıdır.

$Y_t = \alpha_d Y_{t-d} + e_t$ $t = 1, 2, \dots, 108$ şeklinde verilen model için parametre tahmin değerine ait hesaplamalar ve mevsimsel birim kökün sınamasına ilişkin hipotez testi aşağıda verilmiştir.

$$\hat{\alpha}_d = \left(2 \sum_{t=1}^{108} Y_t Y_{t-4} \right) / \sum_{t=1}^{108} (Y_t^2 + Y_{t-4}^2)$$

$$\sum_{t=1}^{108} Y_t Y_{t-4} = 713688$$

$$\sum_{t=1}^{108} Y_t^2 = 756166$$

$$\sum_{t=1}^{108} Y_{t-4}^2 = 680170$$

$$\hat{\alpha}_d = \frac{713688}{(756166 + 680170)}$$

$$\hat{\alpha}_d = 0.99376$$

$$\hat{\rho}_4 = 2^{1/2} \left[\left\{ \sum_{t=1}^{108} (Y_t^2 + Y_{t-4}^2) \right\}^{-1} S^2 \right]^{-1/2} (\hat{\rho}_4 - 1)$$

$$\sum_{t=1}^{108} (Y_t - \hat{\rho}_4 Y_{t-4})^2 = 9404.49$$

$$\sum_{t=1}^{108} (Y_{t-4} - \hat{\rho}_4 Y_t)^2 = 8459$$

$$S^2 = 83.086$$

$$\hat{\rho}_4 = -1.1599$$

$108(\hat{\rho}_4 - 1) = -0.67392$ olarak hesaplanmıştır. Bu değer $\alpha = 0.05$ anlamlılık düzeyindeki -11.90 kritik değerinden (Dickey *et al.* 1984, Tablo 8, n=80, d=4) büyük olduğundan dolayı birim kök reddedilemez. Yani, seri mevsimsel birim kök içermektedir.

4.4.2 HEGY testi

HEGY testi; bir zaman serisinin mevsimsel birim kök içerip içermediğini, birim kök varsa hangi çeşit mevsimsel sürecin neden olduğunu açıklayan ve literatürde yoğun olarak kullanılan bir mevsimsel birim kök test yöntemidir. Bu test yöntemi için ilgilenilen hipotezler sırası ile;

$$1. H_0 : \pi_1 = 0 \\ H_a : \pi_1 < 0,$$

$$2. H_0 : \pi_2 = 0 \\ H_a : \pi_2 < 0,$$

$$3. H_0 : \pi_4 = 0 \\ H_a : \pi_4 \neq 0$$

$$H_0 : \pi_3 = 0 \\ H_a : \pi_3 < 0$$

şeklindedir ve aşağıda verilen Hylleberg *et al.* 1990 tarafından geliştirilen regresyon eşitliğine ait parametre tahmin ile istatistik değerleri Çizelge 4.4’de verilmiştir.

$$\phi^*(B)Y_{4,t} = \pi_1 Y_{1,t-1} + \pi_2 Y_{2,t-1} + \pi_3 Y_{3,t-2} + \pi_4 Y_{3,t-1} + \varepsilon_t$$

Çizelge 4.4 HEGY tarafından geliştirilen regresyon eşitliğine ait parametre tahmin ve istatistik değerleri

	$\hat{\pi}_1$	$\hat{\pi}_2$	$\hat{\pi}_3$	$\hat{\pi}_4$
Parametre tahminleri	0.007370	-0.63396	-0.56364	0.11769
t-değeri	4.38	-7.56	-7.02	1.19

$H_0 : \pi_4 = 0$ yokluk hipotezi $H_1 : \pi_4 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı test edilmiştir. Çizelge 4.4’de π_4 ’ e karşılık gelen t istatistiğinin değeri 1.19 olarak hesaplanmıştır. Hylleberg *et al.* (1990), Tablo 1b’de 0.025 anlamlılık düzeyindeki -2.01 kritik değerinden büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilememiştir. Bu durumda $H_0 : \pi_3 = 0$ hipotezinin $H_1 : \pi_3 < 0$ hipotezine karşı test edilmesi gerekir. Çizelge 4.4’de π_3 ’e karşılık gelen t istatistiğinin değeri olan -7.02 değeri 0.05 anlamlılık düzeyinde -1.90 kritik değerinden küçük olduğundan H_0 hipotezi reddedilmiştir. Böylece seride yıllık frekansta mevsimsel birim kök bulunmamaktadır.

Benzer şekilde $H_0 : \pi_2 = 0$ hipotezi $H_a : \pi_2 < 0$ ve $H_0 : \pi_1 = 0$ ise $H_a : \pi_1 < 0$ hipotezlerine karşı test edilmiştir. Çizelge 4.4’de π_2 ’ e karşılık gelen t istatistiğinin değeri -7.56 ve π_1 ’ e karşılık gelen t istatistiğinin değeri 4.38 olarak hesaplanmıştır. π_2 için hesaplanan -7.56 değeri -2.22 değerinden küçük olduğundan H_0 hipotezi reddedilir yani seri yarı yıllık frekansta mevsimsel birim köke sahip değildir.

π_1 için ise hesaplanan 4.38 değeri -2.26 değerinden büyük olduğundan H_0 hipotezi reddedilemez yani seri sıfır frekansta başka bir birim köke sahiptir. Bu sonuca göre serinin durağanlaştırılabilmesi için $(1-B)$ filtresi kullanılmalıdır (Leong, 1997)

4.4.3 Periodogram Testi

$Y_t = \rho Y_{t-d} + e_t$ $t = 1, 2, \dots, 108$ olmak üzere; $H_0 : \rho = 1$ yokluk hipotezi, $H_a : |\rho| < 1$ alternatif hipotezine karşı test edilecektir. Eğer H_0 reddedilemez ise seri mevsimsel birim kök içermektedir ve istatistiki sonuç çıkarımlar yapılmadan önce mevsimsel fark alınmalıdır. Bunun için hesaplanan değerler aşağıda verilmiştir:

$$\hat{a}_k = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n Y_t \cos(w_k t) = 1.61253$$

$$\hat{b}_k = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n Y_t \sin(w_k t) = -11.0956$$

$$\hat{I}_n(w_k) = \frac{n}{2} (a_k^2 + b_k^2) = \frac{108}{2} (1.61253^2 + (-11.0956^2)) = 6788.4799$$

$$\hat{w}_k = \frac{2\pi k}{n} = \frac{(2)(3.14159)(4)}{108} = 0.2327$$

$$\hat{\sigma}^2 = 68.2981$$

$$T_n(w_k) = \left[\frac{(1 + \hat{\rho}^2 - 2\hat{\rho} \cos(w_k))}{\hat{\sigma}^2} \right] \hat{I}_n(w_k)$$

$$T_n(w_k) = \left[\frac{(1 + 1.04928^2 - 2 * 1.04928 * \cos(0.2327))}{68.2981} \right] 6788.4799 = 0.2431$$

Hesaplanan peridogram değeri olan 0.2431 >0.178 tablo kritik değerinden büyük olduğundan H_0 reddedilememektedir yani seride mevsimsel birim kök vardır.

4.4.4 DHF, HEGY ve Periodogram mevsimsel birim kök test yöntemlerinin TSÜE verilerine ait deneysel güç değerleri

$Y_t = \rho Y_{t-d} + e_t$ $t = 1, 2, \dots, 108$ olmak üzere, $\hat{\rho} = 0.99376$ DHF simetrik en küçük kareler tahmin edicisidir. $n = 108$, $\hat{\rho} = 0.99376$, $\alpha = 0.05$ yanılma düzeyinde ve 10000 tekrar sayısı için $H_0 : \rho = 1$ yokluk hipotezinin $H_a : |\rho| < 1$ alternatif hipotezine karşı bu testlere göre reddedilme oranları,

DHF = 0.0662

HEGY = 0.0593

Periodogram = 0.0684

olarak elde edilmiştir. Daha önce bahsedildiği ret oranı deneysel gücü ifade etmektedir. Bu sonuçlara göre güç sıralaması büyükten küçüğe Periodogram, DHF ve HEGY mevsimsel birim kök testleri şeklindedir. Bu da çalışmanın üçüncü bölümünde yer alan simulasyon çalışmasından küçük örneklem hacimleri için elde edilen sonuçlarla uyum göstermektedir.

5. TARTIŞMA VE SONUÇ

5.1 Simulasyon Çalışmasından Elde Edilen Bulgular

- ρ arttıkça DHF, HEGY ve Periodogram mevsimsel birim kök testlerinin güçleri azalmaktadır.
- $n=100$ ve 120 örneklem hacimleri için Periodogram, DHF ve en az güçlü HEGY olmak üzere güç sıralaması yapılabilir.
- ρ arttıkça $n=140$ örneklem hacminde DHF ve Periodogram; HEGY'den daha iyi ve birbirine yakın sonuçlar vermektedir.
- ρ arttıkça $n=160$ örneklem hacminden $n=200$ örneklem hacmine kadar DHF'in Periodogram ve HEGY'den daha güçlü olduğu gözlenmiştir.
- ρ arttıkça $n=500$ örneklem hacminde DHF en güçlü sonuçları verirken, Periodogramın en az güçlü olduğu gözlenmiştir.

Sonuç olarak; mevsimsel zaman serilerinin birim kök içerip içermediğinin sınaması yapılırken küçük örneklem hacimlerinde Periodogram testinin, yeterince büyük örneklem hacimlerinde ise DHF testinin en iyi sonuçları verdiği görülmüştür.

5.2 TSÜE Verileri İle Yapılan Uygulama Çalışmasından Elde Edilen Bulgular

1980-2006 yılları arasında üç aylık toplam sanayi üretim endeksi ile yapılan çalışmada; serisinin mevsimsel bir seyir izlemesi dikkate alınarak, AIC, SBC ile FPE model belirleme kriterlerinden faydalanılmıştır. Serinin her üç model belirleme kriterine göre minimum değeri veren ve aynı zamanda modelin parametrelerinin anlamlı bulunduğu SARIMA(1,0,0)₄ modelinin elde edilen uygun modeller arasından kestirim için kullanılacak en iyi model olduğu sonucu elde edilmiştir. Bu serinin durağanlığının sınanabilmesi için serinin mevsimsel karakterinden dolayı bilinen birim kök testleri

uygulanamayacađından alıřmada yer alan DHF, HEGY ve Periodogram mevsimsel birim kk test yntemleri kullanılmıřtır. DHF ve Periodogram ile mevsimsel birim kkn varlıđı reddedilemezken HEGY testi ile seride sıfır frekansta bařka bir birim kkn varlıđı tespit edilmiřtir.

Bu alıřmada, toplam sanayi retim endeksi verileri nerilen test yntemleri ile arařtırılarak durađan olmadıđı sonucu elde edilmiřtir.

KAYNAKLAR

- Anonim, 1996. VII. Beş Yıllık Kalkınma Planı Sanayileşme Politikaları Özel İhtisas Komisyonu (Sanayide Yatırımların ve İhracatın Teşviki, Sanayinin Finansmanı Alt Komisyonu), Ankara.
- Anonim, 2000.Reel Ekonomi, www.hazine.gov.tr/arastirma, Hazine Müsteşarlığı, Ankara.
- Anonim, 2003. Türkiye Sanayi Politikası (Avrupa Üyeliğine Doğru), DPT yayını, Ankara.
- Akdi, Y. and Dickey D.A. 1995. Periodogram Analysis for Unit Roots, North Carolina State University.
- Akdi Y. and Dickey D.A. 1998. Periodograms of Unit Root Time Series: Distributions and Tests. *Commun.Statist-Theory Meth.*,27 (1), 69-87.
- Akdi Y. and Dickey D.A. 1999. Periodograms for Seasonal Time Series With a Unit Root. *Journal Of The Turkish Statitital Association*, Volume 2, Number 3, pp.153-164.
- Akdi, Y. 2003. Zaman Serileri Analizi Birim Kökler ve Kointegrasyon, Bıçaklar Kitabevi, Ankara.
- Box, G.E.P. and Jenkins, D.A 1969. *Time Series Analysis Forecasting Control*, Holde Day, San Francisco.
- Dickey D.A. and Fuller W.A. 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root, *Journal of the American Statitital Association*, Volume 74, Number 366.
- Dickey, D.A., Hazsa, D.P. and Fuller, W.A. 1984. Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series, *Journal of American Statistical Association*, Volume 79, Number 386.
- Fuller, W.A. 1996. *Introduction to Statistical Time Series*, New York.
- Hamilton, J.D. 1994. *Time Series Analysis*, Princeton University Pres, Chichester, West Sussex.
- Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W.J. and Yoo, B.S. 1990. Seasoal Integration and Cointegration, *Journal of Econometrics* 44,215-238.
- Kutlar, A. 2000. *Ekonometrik Zaman Serileri Teori ve Uygulama*, Gazi Kitabevi, Ankara.

- Law A. M. and Kelton W. D. 2000. Simulation Modeling and Analysis, McGraw-Hill International Series, Third Edition, USA.
- Leong, K. 1997. Seasonal Integration in Economic Time Series, Mathematics and Computers in Simulation, 43, p. 413-419.
- Nazem, S.M. 1988. Applied Time Series Analysis for Business and Economic Forecasting, Marcel Dekker, Inc., Newyok and Basel.
- Phillips, P.C.B. and Peron P.1988. Testing with a Unit Root in Time Series Regression. Biometrika,75.
- Priestly,M.B.1981. Spectral Analysis and Time Series, Vol.1, Academic Pres,Inc.

**EK 1 DHF ve HEGY Mevsimsel Birim Kök Test Yöntemleri İçin Geliştirilen
Simulasyon Programına Ait Yazılım Kodları**

```
Private Sub Command1_Click()  
Dim R As Double  
Dim n As Integer  
Dim Tekrar As Integer  
R = Text1  
n = Text2  
Tekrar = Text3  
d = 4  
Open "C:\Veriler.txt" For Output As #1  
Open "C:\Veriler2.txt" For Output As #2  
For i = 1 To Tekrar  
    y4 = 0: y3 = 0: Y2 = 0: Y1 = 0  
    For j = 1 To n  
        R1 = Rnd: R2 = Rnd  
        'z1 = ((-2 * Log(R1)) ^ 0.5) * Sin(2 * 3.141592654 * R2)  
        z2 = ((-2 * Log(R1)) ^ 0.5) * Cos(2 * 3.141592654 * R2)  
        y = R * y4 + z2  
        y4 = y3: y3 = Y2: Y2 = Y1: Y1 = y  
        Write #1, y  
        Print #2, j, z2,; Write #2, y  
    Next j  
    Print #2,  
Next i  
Close #1, #2  
MsgBox "Veriler Üretildi"  
End Sub  
Private Sub Command3_Click()  
Dim yt(1500) As Double  
Dim y1t(1500) As Double
```

```

Dim y2t(1500) As Double
Dim y3t(1500) As Double
Dim y4t(1500) As Double
Dim ftf(4, 4) As Double
Dim xt(4, 1500) As Double
Dim ytx(1500, 4) As Double
Dim id(4, 4) As Double
Dim tftf(4, 4) As Double
Dim xty(4) As Double
Dim p(4) As Double
Dim ysapka(1500) As Double
Dim HEGYtd As Double
Dim ahegy As Double
Open "C:\Veriler.txt" For Input As #4
Open "C:\HEGYsonuc.txt" For Output As #5
ahegy = Text7.Text
For c = 1 To Tekrar
'YtYt_d = 0: TYtkYt_dk = 0: tkt = 0: DHF = 0
For j = 1 To n
Input #4, yt(j)
Next j
y1t(1) = yt(1): y1t(2) = yt(2) + yt(1): y1t(3) = yt(3) + yt(2) + yt(1)
For j = 4 To n
y1t(j) = yt(j) + yt(j - 1) + yt(j - 2) + yt(j - 3)
Next j
y2t(1) = -yt(1): y2t(2) = -yt(2) + yt(1): y2t(3) = -yt(3) + yt(2) - yt(1)
For j = 4 To n
y2t(j) = -yt(j) + yt(j - 1) - yt(j - 2) + yt(j - 3)
Next j
y3t(1) = -yt(1): y3t(2) = -yt(2): y3t(3) = -yt(3) + yt(1)
For j = 4 To n
y3t(j) = -yt(j) + yt(j - 2)

```

```

Next j
y4t(1) = yt(1): y4t(2) = yt(2): y4t(3) = yt(3): y4t(4) = yt(4)
For j = 5 To n
y4t(j) = yt(j) - yt(j - 4)
Next j
ytx(1, 1) = 0: ytx(1, 2) = 0: ytx(1, 3) = 0: ytx(1, 4) = 0
ytx(2, 1) = y1t(1): ytx(2, 2) = y2t(1): ytx(2, 3) = 0: ytx(2, 4) = y3t(1)
For j = 3 To n
ytx(j, 1) = y1t(j - 1): ytx(j, 2) = y2t(j - 1): ytx(j, 3) = y3t(j - 2): ytx(j, 4) = y3t(j - 1)
Next j
For k = 1 To 4
For L = 1 To 4
ftf(k, L) = 0
Next L, k
For k = 1 To n
For L = 1 To 4
xt(L, k) = ytx(k, L)
Next L, k
For k = 1 To 4
For L = 1 To 4
For j = 3 To n
ftf(k, L) = ftf(k, L) + xt(k, j) * ytx(j, L)
Next j, L, k
For i = 1 To 4
For j = 1 To 4
If i = j Then id(i, j) = 1 Else id(i, j) = 0
Next j, i
For i = 1 To 4: For j = 1 To 4
tftf(i, j) = ftf(i, j)
Next j, i
For j = 1 To 4
d = tftf(j, j)

```

```

If d = 0 Then eksik = eksik + 1
If d = 0 Then GoTo 140
For k = 1 To 4
id(j, k) = id(j, k) / d
tftf(j, k) = tftf(j, k) / d
Next k
For i = 1 To 4
If i <> j Then ps = tftf(i, j) Else GoTo 99
For L = 1 To 4
id(i, L) = id(i, L) - ps * id(j, L)
tftf(i, L) = tftf(i, L) - ps * tftf(j, L)
Next L
99 Next i
Next j
Rem xty'nin hesaplanmasi
For i = 1 To 4: xty(i) = 0: Next i
For i = 1 To 4: For j = 3 To n
xty(i) = xty(i) + xt(i, j) * y4t(j)
Next j, i
Rem parametrelerin hesaplanmasi
For i = 1 To 4: p(i) = 0: Next i
For i = 1 To 4
For j = 1 To 4
p(i) = p(i) + id(i, j) * xty(j)
Next j, i
For i = 1 To n: ysapka(i) = 0: Next i
For i = 1 To n: For j = 1 To 4
ysapka(i) = ysapka(i) + ytx(i, j) * p(j)
Next j, i
sigmakare = 0
For i = 1 To n
sigmakare = sigmakare + (y4t(i) - ysapka(i)) ^ 2

```

```

Next i
sigmakare = sigmakare / (n - 4)
shata = (sigmakare * id(1, 1)) ^ 0.5
HEGYtd = p(1) / shata
Print #5, c, HEGYtd
If HEGYtd < ahegy Then HEGYR = HEGYR + 1
140 Next c
HEGYR = HEGYR / (Tekrar - eksik)
Text5.Text = HEGYR
Close #4, #5
End Sub

Private Sub dhftesti_Click()
Load Form3
Form3.Show
End Sub

Private Sub DHFuller_Click()
Dim yt(1500) As Double
Dim yt_4(1500) As Double
Dim td As Double
Dim adhf As Double
Dim dhf As Double
'n = 100: R = 0.9: Tekrar = 1000
'R = Text1.Text
n = Text2.Text
Tekrar = Text3.Text
d = 4
sdhf = 0
Open "C:\Veriler.txt" For Input As #2
Open "C:\DHFsonuc.txt" For Output As #3
adhf = Text6.Text
For i = 1 To Tekrar
YtYt_d = 0: TYtkYt_dk = 0:: Tyt_dk = 0: tkt = 0: dhf = 0

```

```

For j = 1 To n
Input #2, yt(j)
Next j
For j = 1 To 4: yt_4(j) = 0: Next j
For j = 5 To n: yt_4(j) = yt(j - d): Next j
For j = 1 To n
YtYt_d = YtYt_d + yt_4(j) * yt(j)
TYtkYt_dk = TYtkYt_dk + (yt_4(j) * yt_4(j) + yt(j) * yt(j))
'Tyt_dk = Tyt_dk + yt_4(j) * yt_4(j)
Next j
alfad = (2 * YtYt_d) / TYtkYt_dk
For j = 1 To n
tk = tkt + ((yt(j) - alfad * yt_4(j)) ^ 2 + (yt_4(j) - alfad * yt(j)) ^ 2)
Next j
Skare = tkt / (2 * n - 1)
'td = ((Skare / TYtkYt_dk) ^ -0.5) * (alfad - 1)
td = n * (alfad - 1)
Print #3, i, alfad, td
If td < adhf Then sdhf = sdhf + 1
Next i
dhf = sdhf / Tekrar
Text4.Text = dhf
Close #2, #3
End Sub

Private Sub hegytesti_Click()
Load Form4
Form4.Show
Dim yt(1500) As Double
Dim y1t(1500) As Double
Dim y2t(1500) As Double
Dim y3t(1500) As Double
Dim y4t(1500) As Double

```

```

Dim ftf(4, 4) As Double
Dim xt(4, 1500) As Double
Dim ytx(1500, 4) As Double
Dim id(4, 4) As Double
Dim tftf(4, 4) As Double
Dim xty(4) As Double
Dim p(4) As Double
Dim ysapka(1500) As Double
Dim d As Double
Open dosyaadi For Input As #1
n = 0
Do Until EOF(1)
Input #1, x
n = n + 1
Loop
Close #1
Open dosyaadi For Input As #2
For i = 1 To n
Input #2, yt(i)
Next i
Close #2
y1t(1) = yt(1): y1t(2) = yt(2) + yt(1): y1t(3) = yt(3) + yt(2) + yt(1)
For j = 4 To n
y1t(j) = yt(j) + yt(j - 1) + yt(j - 2) + yt(j - 3)
Next j
y2t(1) = -yt(1): y2t(2) = -yt(2) + yt(1): y2t(3) = -yt(3) + yt(2) - yt(1)
For j = 4 To n
y2t(j) = -yt(j) + yt(j - 1) - yt(j - 2) + yt(j - 3)
Next j
y3t(1) = -yt(1): y3t(2) = -yt(2): y3t(3) = -yt(3) + yt(1)
For j = 4 To n
y3t(j) = -yt(j) + yt(j - 2)

```

```

Next j
y4t(1) = yt(1): y4t(2) = yt(2): y4t(3) = yt(3): y4t(4) = yt(4)
For j = 5 To n
y4t(j) = yt(j) - yt(j - 4)
Next j
Open "C:\y4tmatrisi.txt" For Output As #21
For j = 3 To n
Print #21, j - 2, y4t(j)
Next j
Close #21
ytx(1, 1) = 0: ytx(1, 2) = 0: ytx(1, 3) = 0: ytx(1, 4) = 0
ytx(2, 1) = y1t(1): ytx(2, 2) = y2t(1): ytx(2, 3) = 0: ytx(2, 4) = y3t(1)
For j = 3 To n
ytx(j, 1) = y1t(j - 1): ytx(j, 2) = y2t(j - 1): ytx(j, 3) = y3t(j - 2): ytx(j, 4) = y3t(j - 1)
Next j
For k = 1 To 4
For L = 1 To 4
ftf(k, L) = 0
Next L, k
For k = 3 To n
For L = 1 To 4
xt(L, k) = ytx(k, L)
Next L, k
For k = 1 To 4
For L = 1 To 4
For j = 3 To n
ftf(k, L) = ftf(k, L) + xt(k, j) * ytx(j, L)
Next j, L, k
Open "C:\karesel.txt" For Output As #8
For k = 1 To 4
For L = 1 To 4
Print #8, ftf(k, L),

```

```

Next L
Print #8,
Next k
For i = 1 To 4
For j = 1 To 4
If i = j Then id(i, j) = 1 Else id(i, j) = 0
Next j, i
For i = 1 To 4: For j = 1 To 4
tftf(i, j) = ftf(i, j)
Next j, i
For j = 1 To 4
d = tftf(j, j)
'If d = 0 Then eksik = eksik + 1
'If d = 0 Then GoTo 140
For k = 1 To 4
id(j, k) = id(j, k) / d
tftf(j, k) = tftf(j, k) / d
Next k
For i = 1 To 4
If i <> j Then ps = tftf(i, j) Else GoTo 99
For L = 1 To 4
id(i, L) = id(i, L) - ps * id(j, L)
tftf(i, L) = tftf(i, L) - ps * tftf(j, L)
Next L
99 Next i
Next j
For k = 1 To 4
For L = 1 To 4
Print #8, id(k, L),
Next L
Print #8,
Next k

```

```

Rem xty'nin hesaplanmasi
For i = 1 To 4: xty(i) = 0: Next i
Print #8,
For i = 1 To 4: For j = 3 To n
xty(i) = xty(i) + xt(i, j) * y4t(j)
Next j
Print #8, xty(i)
Next i

Rem parametrelerin hesaplanmasi
For i = 1 To 4: p(i) = 0: Next i
Print #8,
For i = 1 To 4
For j = 1 To 4
p(i) = p(i) + id(i, j) * xty(j)
Next j
Print #8, p(i)
Next i

For i = 3 To n: ysapka(i) = 0: Next i
For i = 3 To n: For j = 1 To 4
ysapka(i) = ysapka(i) + ytx(i, j) * p(j)
Next j, i
sigmakare = 0
For i = 3 To n
sigmakare = sigmakare + (y4t(i) - ysapka(i)) ^ 2
Next i
sigmakare = sigmakare / (n - 4)
shata1 = (sigmakare * id(1, 1)) ^ 0.5
shata2 = (sigmakare * id(2, 2)) ^ 0.5
shata3 = (sigmakare * id(3, 3)) ^ 0.5
shata4 = (sigmakare * id(4, 4)) ^ 0.5
HEGYtd1 = p(1) / shata1
HEGYtd2 = p(2) / shata2

```

```
HEGYtd3 = p(3) / shata3
HEGYtd4 = p(4) / shata4
p1 = p(1): p2 = p(2): p3 = p(3): p4 = p(4)
Close #8
End Sub
Private Sub op_Click()
'Load Form2
'Form2.Show
dosyaadi = InputBox("Dosya adını bulunduğu konumla birlikte giriniz")
End Sub
```

ÖZGEÇMİŞ

Adı Soyadı : Pınar GÖKTAŞ

Doğum Yeri : Ankara

Doğum Tarihi : 18.06.1978

Medeni Hali : Evli

Yabancı Dili : İngilizce

Eğitim Durumu

Lise : 1992-1996 Fatih Sultan Mehmet Lisesi

Lisans : 1996-2000 İstanbul Üniversitesi İ.İ.B.F. Ekonometri Bölümü

Yüksek Lisans : 2004-2007 Ankara Üniversitesi Fen Fakültesi İstatistik Bölümü

Çalıştığı Kurum

2001- Jandarma Genel Komutanlığı

Yayınları

Ekim 2005 : International Association for Statistical Computing 3 rd Conference on Computational Statistics and Data Analysis (Sözlü sunumlu bildirisi).