TC
İstanbul Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü
Ekonometri Anabilim Dalı

Yüksek Lisans Tezi

BİRİM KÖK TESTLERİNİN PERFORMANSLARININ KARŞILAŞTIRILMASI

Nazlı TORUN
2501110534

Tez Danışmanı
Doç. Dr. Burak GÜRİŞ

İSTANBUL

2015

T.C. İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER
1982 ENSTİTÜSÜ



YÜKSEK LİSANS
TEZ ONAYI

ÖĞRENCİNİN

Adı ve Soyadı : **NAZLI TORUN** Numarası : **2501110534**

Anabilim/Bilim Dalı : **EKONOMETRİ** Tez Savunma Tarihi : **15.06.2015**

Danışman : **DOÇ. DR. BURAK GÜRİŞ** Tez Savunma Saati : **11:00**

Tez Başlığı : **"BİRİM KÖK TESTLERİNİN PERFORMANSLARININ KARŞILAŞTIRILMASI"**

TEZ SAVUNMA SINAVI, Lisansüstü Öğretim Yönetmeliği'nin 36. Maddesi uyarınca yapılmış, sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin KABULÜ'NE OYBİRLİĞİ / ~~OYÇOKLUĞUYLA~~ karar verilmiştir.

JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATİ (KABUL / RED / DÜZELTME)
1- DOÇ. DR. BURAK GÜRİŞ		Kabul
2- DOÇ. DR. BURCU KIRAN		Kabul
3- YRD. DOÇ. DR. İREM SAÇAKLI SAÇILDI		Kabul.

YEDEK JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATİ (KABUL / RED / DÜZELTME)
1- PROF. DR. NURCAN METİN		
2- DOÇ. DR. ERCAN SARIDOĞAN		

BİRİM KÖK TESTLERİNİN PERFORMANSLARININ KARŞILAŞTIRILMASI

NAZLI TORUN

ÖZ

Zaman serisi verilerinin analizinde doğru ve tutarlı sonuçlara ulaşabilmek için bu serilerin durağan olması gerekmektedir. Birim kökün varlığı serilerin durağan olmamasına neden olmaktadır. Bu durumdan hareketle ekonometri literatüründe birçok birim kök testi geliştirilmiş ve bu testlerin birim kök analizindeki performansları önemli bir konu haline gelmiştir. Bu çalışmamızın temelinde de birim kök testlerinin performans karşılaştırması yer almıştır. Bu amaçla gözlem sayısı ve model spesifikasyonu dikkate alınarak ADF, PP, KPSS ve NG-Perron birim kök testleri analiz edilmiştir. Analiz sonucunda ADF, PP, KPSS birim kök testleri için model spesifikasyonu doğru olduğu sürece, doğru ve güçlü sonuçlar elde edilmiştir ve bariz bir gözlem sayısı etkisi bulunamamıştır. NG-Perron birim kök testi yüksek gözlem sayılarında diğer üç teste benzer sonuçlar verirken düşük gözlem sayılarında trend fonksiyonunun varlığı durumunda, model spesifikasyonu doğru olsa bile hatalı sonuçlar vermiş ve temel hipotezlerin reddine neden olmuştur ve NG-Perron birim kök testinin trend fonksiyonu içeren düşük gözlem sayılarındaki modeller için uygun bir test olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

ANAHTAR KELİMELER: Birim kök, spesifikasyon, gözlem sayısı, test gücü

COMPARISON OF THE PERFORMANCE OF UNIT ROOT TESTS

NAZLI TORUN

ABSTRACT

In order to achieve accurate and consistent results in the analysis of time series data , this series should have stationarity. The existence of unit root causes the series not to be stationary. In this case lots of unit root tests were improved in the econometric literature and performance of these tests in the unit root analysis has become an important issue. The performance comparison of the unit root tests has also located on the basis of our study. For this purpose ADF, PP, KPSS and NG-Perron unit root tests were analyzed considering the number of observations and model specification. In the result of analysis , strong and accurate results were obtained as long as model spesification had right specification and there was no apparent effect of the number of observations. While NG-Perron unit root test results similar to the other three tests in high number of observations , in low number of observations even model has right spesification , it gave incorrect results in case the presence of the trend function and it caused to reject the null hypothesis and reached the conclusion that Ng Perron unit root test is not an appropriate test for models which have trend function in low number of observations.

KEY WORDS : Unit root, spesification, number of observation, power of test

ÖNSÖZ

Tez çalışmam boyunca bana yardımcı olan, sabır gösteren, daima pozitif yöndeki düşünceleriyle yönlendiren ve değerli zamanını ayıran Sayın Doç. Dr. Burak Güriş hocama, attığım her adımda beni sürekli destekleyen canım anneme ve babama, eğitim hayatım boyunca bana yardımını esirgemeyen ve eğitimdeki başarılarımda daima emeği olmuş ilköğretim öğretmenim Sayın Füsun Dikenci' ye sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

İÇİNDEKİLER

Sayfa No

Öz (Abstract) iii
Önsöz ..... …v
İçindekiler vi
Kısaltmalar vii
Giriş 1

1.BÖLÜM
ZAMAN SERİSİ VE TEMEL KAVRAMLAR

1.1.Zaman Serisinin Tanımı 2
1.2.Zaman Serisi Bileşenleri 4
1.2.1.Trend Bileşeni 4
1.2.2.Mevsim Bileşeni 4
1.2.3.Konjonktürel Bileşen 5
1.2.4.Düzensiz Hareketler 6
1.3.Veri Üretme Süreci 7
1.3.1.Stokastik Süreç 8
1.3.2.Verilerin Doğruluk Ve Duyarlılık İlişkisi 10
1.4.Zaman Serisi Analizi Yöntemleri 11

2.BÖLÜM
DOĞRUSAL ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ

2.1.Doğrusal Zaman Serileri Analizine Giriş 13
2.1.1.Otoregresif Modeller (AR) 15
2.1.1.1.AR (1) Süreci 16
2.1.1.2.AR (2) Süreci 21

2.1.1.3.AR (p) Süreci 24
2.1.2.Otoregresif Hareketli Ortalamalar Süreci (MA) 26
2.1.2.1.MA (1) Süreci 26
2.1.2.2.MA (2) Süreci 29
2.1.2.3.MA (q) Süreci 31
2.1.3. Karma Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci (ARMA) 33
2.1.3.1.ARMA (1,1) 34
2.1.3.2.ARMA (p,q) 36
2.1.4.Homojen Durağan Olmayan Süreç (ARIMA) 37
2.2. Bilgi Kriterleri 41
2.3. Box-Jenkins Yöntemi (ARIMA) 44

3.BÖLÜM

DURAĞANLIK

3.1.Sahte Regresyon 49
3.2.Trend Durağanlık ve Fark Durağanlık 50
3.3. Durağanlık Analizi 52
3.3.1.Grafiksel Analiz 52
3.3.2.Korelogram Testi 54
3.3.3.Birim Kök Analizi 55
3.3.3.1.Dickey Fuller Testi (DF) 55
3.3.3.2.Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Testi 59
3.3.3.3.Phillips-Perron (PP) Testi 61
3.3.3.4.KPSS Testi 63
3.3.3.5.Ng Perron Testi 65
3.4. Birim Kök Süreci Ve Sınamalarına İlişkin Bazı Yorumlar 71

4.BÖLÜM

BİRİM KÖK TEST PERFORMANSLARININ KARŞILAŞTIRILMASI

4.1.Değişken Seti ve Matris Gösterimi 72
4.2. Uygulama 73
4.2.1.ADF Birim Kök Test Sonuçları 74
4.2.2.PP Birim Kök Test Sonuçları 77
4.2.3.KPSS Test Sonuçları 80
4.2.4.Ng-Perron Birim Kök Test Sonuçları 83

SONUÇ 87

KAYNAKÇA 88

KISALTMALAR

ABD : Amerika Birleşik Devletleri

ACF : Otokorelasyon Fonksiyonu

ADF : Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi

AIC : Akaike Bilgi Kriteri

AR : Otoregresif Süreç

ARIMA : Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama Süreci

ARMA : Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci

BJ : Box-Jenkins Yöntemi

BIC : Bayes Bilgi Kriteri

EKKY : En küçük Kareler Yöntemi

Cor : Korelasyon

Cov : Kovaryans

DF : Dickey-Fuller Birim Kök Testi

GDF : Genişletilmiş Dickey-Fuller

GLS : Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi

GSMH : Gayri Safi Milli Hasıla

MA : Hareketli Ortalama Süreci

MIC : Modifiye Edilmiş Bilgi Kriteri

MAIC : Çok değişkenli Akaike Bilgi kriteri

N : Gözlem Sayısı

NG : Serena Ng

PACF : Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu

PP : Phillips-Perron Birim Kök Testi

SIC : Schwarz Bilgi Kriteri

Var : Varyans

GİRİŞ

Zaman serileri analizinde doğru sonuçların elde edilebilmesi için incelenen serilerin durağan olması gereklidir. Birim kök testleri serilerin durağanlığını araştırmada son derece önemli bir konuma sahiptir. Ekonometrik teoride bu amaçla birçok birim kök testi geliştirilmiştir ve zamanla bu testlerin üstünlükleri tartışma konusu olmaya başlamıştır. Makro ekonomik araştırmalarda bu testlerin benzer koşullardaki üstünlükleri ve eksik yönleri üzerinde durulmuş ve farklı geliştirmelerle eksiklikler giderilmeye çalışılmıştır. Bu çalışmada da birim kök testlerinin performansları model spesifikasyonu ve model gözlem sayısı dikkate alınarak araştırılacaktır.

Birinci bölümde birim kök analizinin gerekliliğinin anlaşılması için zaman serilerinin yapısından ve özelliklerinden bahsedilecektir, aynı zamanda veri üretim sürecinde model için gerekli verilerin doğru sonuca ulaşmadaki önemi üzerinde durulacaktır.

İkinci bölümde, birim kök testlerine temel teşkil eden otoregresif süreç üzerinde durulacak ve bu süreçten hareketle birim kökün varlığı analizinde durağan dışılığın tespiti yapılacaktır. Ayrıca hata terimlerinin gecikmeli değerleri üzerinden analiz edilen hareketli ortalamadan ve otoregresif hareketli ortalama süreçlerinin birleşiminden bahsedilerek yapıdaki durağan dışılığın sebebi üzerinde durulacaktır.

Üçüncü bölümde serilerin durağanlığı üzerinden hareketle durağan yapının özellikleri üzerinde durulacak ve durağanlığı tespiti için birim kök analiz sürecine geçiş yapılacak. Bu geçişle birlikte geleneksel birim kök testlerinden ADF, PP, KPSS ve Ng-Perron birim kök testlerinin özellikleri anlatılacaktır.

Dördüncü bölümde ise birim kök test performanslarını karşılaştırmak amacıyla ; AR (otoregresif süreç) süreci üzerinden hareketle, sabit terimsiz, sabit terimli, sabit terimli ve trendli modeller üzerinden Eviews-8 paket programı yardımıyla 3x3 boyutunda matrisler oluşturarak bir uygulama yapılacaktır.

1.BÖLÜM

ZAMAN SERİSİ VE TEMEL KAVRAMLAR

Bu bölümde zaman serisinin tanımı yapılıp, zaman serisi bileşenleri ve veri üretme süreci anlatılarak zaman serisi verilerinin tahmin modelleri için öneminden bahsedilecektir. Amacımız dört temel birim kök testi performansının karşılaştırmasını yapmak olduğu için öncelikle birim kök analizinin temelinde yatan zaman serisi verilerinin ve bileşenlerinin bu analizdeki önemi ortaya koyulacaktır.

1.1.Zaman Serisinin Tanımı

Zaman serisi, zaman sırasına konmuş veri kümesi olarak ifade edilebilir. Gelecekteki değişkenleri tahmin eden modeller geliştirdiği için zaman serisi analizi önemlidir[1]. Zaman serisi verileri genellikle günlük, haftalık, aylık, üç aylık, yıllık ve daha uzun dönemli aralıklarla derlenir ve toplanır[2].

İstatistik ve ekonometri bilimlerinde, bu alanda yapılmış çalışmalar oldukça fazla olmakla birlikte, uygulama alanı da çok geniş yer tutmaktadır. Özellikle nüfus tahminlerinde önemli bir yere sahiptir. Ayrıca diğer bilim dallarındaki kullanımıyla da her gün biraz daha önem kazanmaktadır. Tıp, mühendislik, işletme ve ekonomi dahil birçok alanda zaman serisi verileri kullanılarak yapılmış çalışmalar bulunmaktadır.

---

[1] Chris Chatfield, **The Analysis of Time Series: An Introduction**, Newyork: Chapman and Hall, 1995, pp. 4-5.

[2] Mustafa Sevüktekin ve Mehmet Nargeleçekenler, **Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2005, s. 1-40.

Ekonomistler, işadamları, yöneticiler genelde karar vermede zaman periyodu ile kaydedilen bilgilere ihtiyaç duyar. Zaman serileri, gelecekteki operasyonların bir yıldan fazla genelde 5, 10, 15, ve 20 yıla dayanan uzun dönem planlamasında ve tahminlemesinde kullanılanılabilen ölçümleri belirlemek için analiz edilmektedir[3].

Zaman serileri analizinin birinci aşamasında, zaman serisinin grafiğinin çizilmesi gelir. Bu grafik ile genel olarak serinin bir trende ya da bir dalgalanmaya sahip olup olmadığı görülebilir.

Grafiğin 'x' ekseninde zaman birimi (ay, gün, yıl vb.), 'y' ekseninde ise serinin değerleri yer alır. Bu sayede serinin hangi dönemde en düşük, hangi dönemde en yüksek değere sahip olduğu incelenebilir. Grafik ile gösterim zaman serisinin sayısal verilerinden açıkça görülemeyen birçok özelliğinin görülmesini sağlar.

Zaman serisi grafiği bir bakışta, bir ya da daha çok serinin en temel özelliklerini örneğin; trend, konjonktür dalgaları, yapısal değişmeler ya da kırılmalar ve mevsimsel değişmeler gibi durumları görmemize olanak sağlar. Hatta bazı serilerin grafikleri, o serilerin istatistiksel özellikleri hakkında da ön bilgi verebilir. Örneğin, serinin iki alt döneme ilişkin ortalamalarının farklı olduğu ya da seride büyük bir oynaklığın olduğu grafik yöntemiyle kolayca görülebilir. Bu anlamda grafiklerini inceleyerek serilerin durağanlığı hakkında da fikir sahibi olabiliriz.

[3] Prem S. Mann, **Statistics For Business and Economics**, Wiley, USA, 1995, pp. 770.

1.2. Zaman Serisi Bileşenleri

Zaman serileri dört bileşenden oluşur. Bu bileşenler toplam ve çarpım şeklinde yazılabilir.

1.2.1.Trend Bileşeni

İktisadi faaliyetlerin her biri zaman içerisinde çeşitli faktörlerden etkilenir. Bu faktörlerin etkisiyle seride kısa dönemde ufak çaplı sapmalar olabilir, fakat uzun dönemde ana eğilim sabittir. Zaman serisinin uzun dönemde belli bir yöne doğru gösterdiği eğilime trend denir[4]. Zamanla nüfusun sürekli olarak artması kişi başına milli gelirin artmasına ve buna bağlı olarak hayat standardının yükselmesine neden olur. Bunun sonucunda üretim faaliyetlerinin trendi artış yönünde olur. Bir zaman serisindeki trendi etkileyen ve trendin açıklanmasına yardımcı olacak temel etkiler nüfus artışı, fiyat enflasyonu, teknolojik değişme ve verimlilik artışı olarak sıralanabilir[5].

1.2.2.Mevsim Bileşeni

Bir zaman serisindeki tekrarlanan döngüsel hareketlere mevsimsel dalgalanma denir[6]. Mevsimsel değişmeler, genellikle iklimle, saatle ya da geleneklerle ilişkilidir. Mevsimsel değişmeler, dalga uzunluklarının birbirine eşit olması nedeniyle periyodik, tekrar meydana gelmiş olmaları nedeniyle de döngüsel özelliğe sahip değişmelerdir. Mevsimsel değişmeler düzenli değişmeler olduğundan, herhangi bir zaman dönemi için etkileri daha kolay tahminlenebilir[7].

---

[4] Özer Serper, **Uygulamalı İstatistik 2**, İstanbul, Filiz Kitabevi, 1996, s. 293.
[5] Mustafa Sevüktekin ve Mehmet Nargeleçekenler, **Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2005, s. 12.
[6] Özer Serper, **Uygulamalı İstatistik 2**, İstanbul, Filiz Kitabevi, 1996, s. 293.
[7] Ali Fuat Yüzer, "İstatistik", **Eskişehir Anadolu Üniversitesi Yayını**, No:1448, 2006, s. 299.

1.2.3. Konjonktürel Bileşen

Periyodik bileşen, bir trend doğrusu veya eğrisi etrafında genellikle ekonomik koşullardaki değişimlerden kaynaklanan uzun dönemli dalgalanmalar olarak tanımlanabilir. Örneğin, bir ekonomide belirli bir süre iktisadi gelişme görüldükten sonra gelişmenin maksimum noktasında bir kriz patlak verdiğinde ekonomide bir düşüş başlamaktadır. Düşüşü izleyen aşamada bir süre hareketsizlik gözlenmektedir. Daha sonra yeniden bir canlanma başlamaktadır. Bu aşamalar tekrarlanıp devam etmektedir[8].

Konjonktürel bileşenin açıkladığı değişmeler periyodik olmayan, ancak döngüsel olan değişmelerdir. Bu değişmeler, ekonomi ve iş idaresiyle ilgili değişkenler üzerinde aynı şiddette olmasa da aynı yönde etki ederler. Konjonktürün artma yönündeki etkisi, trendin artış eğilimini hızlandırır. Buna karşılık, konjonktürün azalma yönündeki etkisi trendin artış hızını yavaşlatır, hatta tamamen durdurabilir. Konjonktürel hareketler içeren zaman serilerinin analizinde, refah döneminden durgunluk dönemine ve durgunluk döneminden refah dönemine geçiş noktalarının analizi önem kazanmaktadır[9].

Konjonktürel değişmeler sadece ekonomik faktörlerdeki değişmelerden meydana gelmez. Hava koşullarındaki değişmeler, tarım ürünlerinin üretim miktarlarında, giyim sektöründeki modanın değişimi ile birlikte ürün satışları miktarlarında, konjonktürel değişmeler meydana gelebilir.

---

[8] Özlem Göktaş, **Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi**, İstanbul, Beşir Kitabevi, 2005, s. 3.

[9] Mustafa Sevüktekin ve Mehmet Nargeleçekenler, **Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2005, s. 12.

1.2.4.Düzensiz Hareketler

Rassal nedenlerle veya geçici olarak ortaya çıkan hareketlere düzensiz hareketler denir[10]. Bu hareketlerin ne zaman hangi şiddette çıkacağı önceden tahmin edilemez. Diğer bir deyişle zaman serisinden mevsimsel ve trend bileşeninin etkisi arındırıldığında kalan kısım rasgele bileşen olarak bilinmektedir. Rasgele bileşen, belirli bir sistematiğe sahip olmayan ve zaman serisinin modellenemeyen kısmıdır.

Zaman serileri analizinde amaç rasgele bileşenden arta kalan kısmın modellenerek zaman serisindeki sistematiğin amaç doğrultusunda değerlendirilmesidir[11]. Bir zaman serisi için rassal bileşen, beklenmeyen ve öngörülemeyen faktörlerden kaynaklanan rasgele değişkenliklerden oluşturmaktadır.

Birçok rassal bileşen rasgele değişkenlikten oluşurken grev, hava değişiklikleri (kuraklıklar, seller ve depremler), seçimler, silahlı çatışmalar gibi bazı beklenmedik olaylar da rassal bir değişkenliğe sebep olabilmektedir[12].

Zaman serilerinin analizi seriyi oluşturan bileşenlerden ayrışımını gerektirir. Bir seriyi bileşenlerine ayırmak için kapsadığı dört bileşen arasında belli bir ilişki bulunduğu varsayılmalıdır. Genellikle izlenilen yol bir zaman serisinin birkaç bileşenin toplamı ya da çarpımından meydana geldiği varsayımıdır[13].

---

[10] Özer Serper, **Uygulamalı İstatistik 2**, İstanbul, Filiz Kitabevi, 1996, s. 296.
[11] E. Günay, H.Ç Eğrioğlu ve Aladağ, "Tek Değikenli Zaman Serileri Analizine Giriş", Ankara, **Hacettepe Üniversitesi Yayınları**, 2007, s. 5.
[12] E.Hanke, John Reitsch and G. Artur, **Business Forecasting**, Prentice Hall, Englewood Cliffs, Nj 07632: USA, pp. 100.
[13] Sedat Akalın, **İşletme İstatistiği**, Bayraklı Matbaacılık, İzmir, 1990, s. 317.

1.3. Veri Üretme Süreci

Genelde zaman serileri olarak gözlenen verileri tanımlayan ekonomik süreç hakkında sahip olduğumuz bilgi sınırlıdır. Dolayısıyla bu tür verileri içeren modeller ekonometrik teori tarafından formüle edilip daha sonra ekonometrik teknikler kullanılarak test edilirken teorinin kendisi bu verileri tanımlamada yetersiz kalmaktadır.

Ekonometrik teori, araştırılan herhangi bir model için hangi değişkenlerin ilgili, hangi değişkenlerin ilgisiz olduklarını belirleyen süreç hakkında tam bilgi sunamaz. Burada tam olarak bilinemeyen, çok sayıda değişken ve parametre içeren karmaşık bir süreçten söz etmek mümkündür[14].

Ekonomik verilerin stokastik süreçler tarafından yaratıldığı düşünülmektedir. Zaman serileri analizinde süreç ve gerçekleşme terimleri arasında temel bir ayırım vardır. Gözlenen bir zaman serisindeki gerçek değerler aslında bu değerleri üreten belirli bir sürecin gerçekleşmesidir. Buradaki süreç stokastik üretme sürecidir. Zaman serisi analizlerinde gerçekleşme (yani gözlenen örneklem değerleri) ve süreç arasındaki ilişki istatistiksel hipotez testlerindeki örneklem ve anakütle ilişkisine benzer[15].

Zaman serileri analizinin amacı, seriyi oluşturan herhangi bir süreç (yani anakütle) modelini tanımlamak için bu sürecin gerçekleşmelerini (yani örneklemini) kullanmaktır[16].

---

[14] Kerry Patterson, **An Introduction to Applied Econometrics : A Time Series Approach** , Newyork, Great Britain, 2000, pp. 11.

[15] Mustafa Sevüktekin ve Mehmet Nargeleçekenler, **Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2005, s. 40.

[16] Hamdi Emeç, "Durağan ve Durağan Olmayan Zaman Serileri", Ekonometri Semineri, s. 19.

1.3.1.Stokastik Süreç

Zaman serileri için olasılık modellerinin diğer tanımı stokastik süreçlerdir. Gerçek hayatta birçok süreç yapılarında bir rassal veya stokastik yapı vardır. Stokastik süreç hem reel fiziksel süreç hem de onun matematiksel modeli olarak algılanır. Rassal süreç kavramı ile stokastik süreç kavramı eş anlamlıdır[17]. Reel olarak gözlenen bir zaman serisi Y_t t=1,2,…,T ; stokastik süreç olarak isimlendirilen bir teorik sürecin gerçekleşmesi olarak düşünülür. Burada T süreçte tanımlanan zaman noktalarının bir setidir.

Bir stokastik süreçteki değişkenin her bir değeri bir olasılık dağılımından rassal olarak çekildiğinden rassal bir değişkendir ve belirli bir olasılık dağılımına göre oluştuğu varsayılmaktadır. Dolayısıyla bir stokastik süreç matematiksel olarak zaman aralıklarına göre dizilmiş rassal değişkenlerin bir birikimidir. Geleneksel istatistikte anakütle ve örneklem gibi kavramların zaman serisindeki karşılıkları stokastik süreç ve gerçekleşmedir.

Zaman serisi analizlerinin temel amacı gözlenen serideki bilgilerden yararlanarak stokastik sürecin özellikleri hakkında bilgi edinmektir. Analizdeki ilk adım özet istatistiklerin formülasyonudur ancak asıl amaç model kurarak serinin yapısını açıklamaktır. Rassal değişken { Y_t } dizisinin olasılık yapısı bir stokastik sürecin birleşik dağılımı ile tanımlanır[18]. Bununla birlikte T sonsuz bir set oluşturduğundan stokastik sürecin olasılık yapısını tanımlamak için sonsuz boyutta bir dağılıma ihtiyaç duyulur.Stokastik sürecin olasılıklı yapısı bütün n değerleri ve T'nin herhangi bir alt seti (t_1,….., ,t_n) için birleşik dağılım F(Y_{t1},…, Y_{tn}) ile bütünüyle ifade edilir. Belirli bir t dönemindeki rassal değişken Y_t'nin dağılım ve yoğunluk fonksiyonları sırasıyla F(Y_t) ve f(Y_t) ile gösterilir[19].

---

[17] Chris Chatfield, **The Analysis of Time Series: An Introduction**, Newyork, Chapman and Hall, 1995, pp. 27.

[18] Muzaffer Akıncı , "Zaman Serilerinde Durağanlık Analizi Ve İhracatın Gsmh İçindeki Payı Üzerine Bir Uygulama", Yüksek Lisans Tezi, Kars, 2008, s. 56.

[19] Mustafa Sevüktekin ve Mehmet Nargeleçekenler, **Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2005, s. 44.

Bir stokastik süreci tahmin etmenin bir yolu t_1,…, t_n gibi bir veri setinin Y_{t1},…, Y_{tn} birleşik olasılık dağılımını tanımlamaktır.

Stokastik süreci tanımlamanın diğer yolu ise momentlerini oluşturmaktır. Bu momentler; ortalama, varyans ve otokovaryans fonksiyonları olarak adlandırılan birinci ve ikinci momentlerdir[20].

Ortalama $\mu_t = E(Y_t)$ ve Varyans $\sigma^2 = Var(Y_t)$

Y_{t1}ile Y_{t2} arasındaki kovaryans Otokovaryans $\gamma_{t1,t2} = Cov(Y_{t1}, Y_{t2})$

$E=[(Y_{t1} - E(Y_{t1}))(Y_{t2}-E(Y_{t2}))]$ şeklinde yazılabilir.

Zaman serisi modellemesinde kovaryanslar önemlidir. Denklemde Y_{t1} ile Y_{t2} arasındaki kovaryans $\gamma_{t1,t2}$ ile gösterilmiştir. Bu ifade Y_t ile k sayıda gecikmeli Y_{t+k} arasındaki kovaryansın gösterilmesi için kullanıldığında ;

$Y_{kt} = Cov(Y_t, Y_{t+k})$

$=E[(Y_t - E(Y_t))(Y_{t+k} - E(Y_{t+k}))]$ olur.

Aynı seri üzerinde farklı gözlemler arasındaki kovaryanslar otokovaryans olarak bilinir. Bir stokastik sürecin dağılımı değişkenin birinci ve ikinci momentleri ile ortaya konulabilir ve her iki moment zamanın bir fonksiyonudur.

---

[20] Chris Chatfield, **The Analysis of Time Series: An Introduction**, Newyork, Chapman and Hall, 1995, pp. 28-29.

1.3.2.Verilerin Doğruluk Ve Duyarlılık İlişkisi

Ekonomik araştırmalarda kullanılan veriler çoğu zaman nitelik yönünden çok iyi düzeyde olamayabilmektedirler. Çoğu toplum bilim verileri deneysel olmadığı için gözlem hataları içermektedir. Deneysel verilerde bile ölçüm hataları olabilmektedir. Anketle toplanan verilerde yanıt alamama sorunu ya da "seçim yanlışlığı (selection bias) doğabilmektedir. Kullanılan örnekleme yöntemi "örnekleme yanlışlığı" (sampling bias) sorununa yol açabilmektedir."Toplulaştırmalı" (aggregated) iktisadi veriler hane halkı gibi mikro birimler için fazla açıklayıcı olamayabilmektedir. Sonuç olarak; ekonometrik yöntemlerin başarısı kullanılan verilerin kaynak, nitelik ve doğruluk derecesine bağlıdır[21].

Doğruluk (Accuracy); Analiz sonucunun gerçek değere ne kadar yakın olduğunun, duyarlılık (Precision) ise yapılan ölçümlerin birbirine ne ölçüde yakın olduğunun ifadesidir. Bir analizde ölçümlerin duyarlılığı gerçeğe en yakın bir şekilde her zaman hesaplanabilir. Ancak gerçek değer tam olarak bilinmezse sonucun doğruluğu ancak tahmin edilebilir. Bir ölçümde, duyarlılığın çok iyi olması onun doğruluğunun da çok iyi olduğunu göstermez, ancak gerçeğe yakınlığı konusunda bir fikir verebilir[22]. Duyarlılık, ölçümlerin birbirine yakınlığı olarak tanımlanabilinir.

---

[21] A. Talha Yalta, **Bağlanım Çözümlemesi Temel Kavramlar**, Ekonometri 1 – Konu 6 Sürüm 2, Ekim, 2011, s. 16.

[22] Mustafa Demir, "Analitik Verilerin Değerlendirilmesi" , 2009, s. 7.

1.4. Zaman Serisi Analizi Yöntemleri

Zaman serisi modelleri bir değişkenin kendi geçmiş değerlerindeki bilgileri kullanarak varsayımsal bir açıklama sürecini dikkate alarak aynı değişkenin gelecekte alabileceği değerleri öngörmeye kalkışır.

Zaman serisi yöntemlerinin belirli yapısal modeli bilinmese dahi doğru öngörüleri elde etme olasılığı da vardır. Fayda maliyet açısından bakıldığında öngörü amacıyla bir zaman serisi modelinin kullanılması şu hususlar göz önüne alındığında tercih edilebilir[23]:

-Yalnızca amaç kısa dönem öngörüsü ise

- Öngörüsü yapılacak değişkenin davranışını açıklamak için bir ekonometrik modelin geliştirilmesi için harcanan zaman ve gayrete nispeten daha az zaman ve çaba gerektirmesi durumunda

- Öngörüsü yapılacak değişkene dair yeterince veri miktarı var ise; yani etkin bir zaman serisi söz konusu ise.

Zaman serileri, birçok amaçla analiz edilmektedirler. Temel ve en önemli amaç serilerin geleceğe yönelik tahmin amacı ile analiz edilmesidir. Diğer bir amaç serinin belli başlı özelliklerini ortaya çıkarabilmektir. Böylece incelenen dönemde trendin bulunup bulunmadığı, mevsimlik dalgalanmaların olup olmadığı ya da farklı bir izlenim sergileyip sergilemediği saptanabilmektedir. Analizin diğer bir amacı ise seriler arasındaki ilişkiyi açıklamak ve bu ilişkiler aracılığıyla doğru tahminleme yapabilmektir.

---

[23] Mustafa Sevüktekin ve Mehmet Nargeleçekenler, **Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2005, s.123-124.

Birkaç değişken için zaman serisi toplanmışsa, serinin birinde meydana gelen değişmeler kullanılarak diğer serideki değişmeler açıklanabilir. Böyle bir analiz, zaman serilerini oluşturan sistem hakkında bazı önemli bilgiler ortaya koymaktadır. Bu gibi durumlarda ekonometrik modeller kullanılmaktadır.

Amaçlardan sonuncusu ise sistemin kontrolüdür. Böylece bir seriyi oluşturan olayın işleyiş mekanizmasını ortaya koymak veya geçmiş olaylardan elde edilen bilgileri kullanarak sistemin planlanan yönde gelişmesini sağlamak ve sistemi kontrol etmek mümkün olmaktadır[24].

Zaman serilerinin analizinde ve gelecek ile ilgili tahmin değerlerinin elde edilmesinde çeşitli yöntemler kullanılmaktadır. Bu yöntemler genel olarak şu şekilde sıralanabilir[25]:

• Mekanik tahmin yöntemi

• Hareketli ortalamalar yöntemi

• Üstel düzleştirme yöntemleri

• Mevsimsel üstel düzleştirme

• Box-Jenkins (ARIMA) yöntemi

[24] Özlem Göktaş, **Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi**, İstanbul, Beşir Kitabevi, 2005, s. 5.
[25] Gökhan Baran,"Turizmde Talep Tahmini:Türkiye Turizm Talebinin Zaman Serisi Analizi ile Tahmini", Uzmanlık Tezi, Ankara, Ekim 2010, s. 63.

2.BÖLÜM

DOĞRUSAL ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ

Doğrusal zaman serisi modelleri incelenen değişkenin bugünkü değerinin, geçmiş değerlerinin ağırlıklı toplamına ve rassal şoklara bağlı olduğunu ifade etmektedirler. Birim kök sürecine temel oluşturan otoregresif süreç doğrusal bir yapıya sahip olduğundan bu bölümde doğrusal süreçlerden bahsedilecektir.

2.1. Doğrusal Zaman Serileri Analizine Giriş

İktisadi verilerin analizindeki temel amaçlardan biri; iktisadi değişkenlerin gelecekte alacakları değerleri tahmin etmektir. Geleneksel ekonometrik modeller tahmin değerlerinin elde edilmesinin yanı sıra yapısal analiz ve politika yapımı için kullanılırken bu tip modellerde incelenen değişkenin davranışını açıklamaya çalışan iktisadi değişkenlerin yer aldığı bir model kurulur[1]. Ekonometrik tekniklerle bilinmeyen parametreler tahmin edilir ve istenilen amaca uygun olarak bu parametrelerden yararlanılır. Genellikle öngörü için kullanılan zaman serisi modellerinde ise incelenen değişkendeki değişimler, değişkenin kendi geçmiş değerlerindeki gelişmelerle açıklanmaya çalışılır[2].

y_t gibi bir serinin eşit zaman aralıklarında kesikli olarak gözlendiği varsayımı altında, bu seri için tek değişkenli doğrusal bir zaman serisi; y_t ile $\dots y_{t-2}$, y_{t-1} , y_t , y_{t+1}, y_{t+2} , $\dots$ arasındaki mevcut doğrusal eşitliği ifade eder[3].

---

[1] Recep Tarı, **Ekonometri, İzmit, Kocaeli Üniversitesi Yayıları**, 3.bs., 2005, s. 379.

[2] Mustafa Sevüktekin ve Mehmet Nargeleçekenler, **Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2005, s. 32.

[3] Jeff B. Cromwel, Walter C.Labys and Michel Terraza, **Univariate Tests For Time Series Models**, ABD Sage Publications, 1994, pp. 49.

Burada ; y_t için kurulacak olan bir zaman serisi modeli genel olarak aşağıdaki gibi ifade edilebilir;

$$f(\dots, y_{t-2}, y_{t-1}, y_t, y_{t+1}, y_{t+2}, \dots) = e_t$$

e_t, bağımsız durağan bir süreci; f, önceden tanımlanmış bir fonksiyonu; alt indislerde yer alan t ise, gözlemin bulunduğu zamanı ifade etmektedir.

Doğrusal zaman serisi analizinde f (.) … , y_{t-2} , y_{t-1} , y_t , y_{t+1}, y_{t+2} nin doğrusal bir fonksiyonu olacak şekilde kısıtlanır ve bu durumda :

$f(\dots, y_{t-2}, y_{t-1}, y_t, y_{t+1}, y_{t+2}, \dots) = e_t$ denklem şu şekilde ifade edilir:

$$\sum_{k=-\infty}^{\infty} \alpha_k \, y_{t-k}$$

Bu denklemdeki α_k , sabit terimi; k ise, gecikme sayısını göstermektedir. Doğrusal zaman serisinin genel formunu gösteren bu ifade, y_t değişkeninin sadece geçmişteki değil gelecekteki değerlerine de bağlı olduğundan ve gerçekte sadece geçmiş değerlerine bağlı olduğundan kısaltılarak aşağıda ifade edildiği şekle getirilir[4].

$$\sum_{k=-\infty}^{\infty} \alpha_k \, y_{t-k} = e_t$$

Doğrusal zaman serilerinde, y_t 'nin belirli gözlemleri için e_t değerini beyaz gürültü haline getirecek α_k'yı tahmin etmektir.

---

[4] Maurice Priestley, **Non-Linear and Non-Stationary Time Series Analysis**, Büyük Britanya, Academic Press Limited, 1988, pp. 14-15.

2.1.1. Otoregresif Modeller (AR)

Otoregresif zaman serilerinde, serinin şimdiki değerleri kendi geçmişindeki değerlere ve beyaz gürültüye bağlı olarak değişmektedir. Beyaz gürültü ortalaması sıfır, sabit bir varyansla bağımsız özdeş dağılan rassal değişkenler anlamına gelmektedir[5].Aşağıdaki şekilde ifade edilir:

[E (e_t) = 0 , E (e_t^2) = σ^2 E ($e_t e_s$) = 0 ; t≠s t,s = 1,2,……n]

Birçok ekonomik veri otoregresif zaman serisi olarak modellenebilmektedir. Genel olarak p. dereceden bir otoregresif zaman serisinde;

AR sürecini AR(p) şu şekilde ifade etmek mümkündür.

$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \ldots + \alpha_p y_{t-p} + e_t$

Bu ifade y_t bugünkü değerini, gecikmeli değerleri (y_{t-1} , y_{t-2} …) ile açıklayan bir regresyon denklemidir.

Denklemde ;

α_0 parametresi sürecin ortalamasının sıfırdan farklı olmasını sağlayan sabittir[6].

e_t beyaz gürültü özelliğini gösteren hata terimini

α_i ise i=1,2,…..p için otoregresif sürecin bilinmeyen parametrelerini

p ise gecikme uzunluğunu göstermektedir[7].

---

[5] Maurice Priestley, **Non-Linear and Non-Stationary Time Series Analysis**, Büyük Britanya, Academic Press Limited, 1988, pp. 16.

[6] Işıl Akgül, **Zaman Serilerinin Analizi ve Arima Modelleri**, İstanbul, Der Yayınevi, 2003, s.37.

[7] Mustafa Sevüktekin & Mehmet Nargeleçekenler, **Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2005, s. 125.

2.1.1.1. AR (1) Süreci

AR(1) sürecinde y_t bir önceki dönem gözlem değerine bağlıdır ve bu modele birinci derece otoregresif model adı verilir. Bu model Y_t'nin bağımlı değişken ve Y_{t-1} 'in bağımsız değişken olduğu basit doğrusal regresyon modeliyle aynı formdadır[8].

$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + e_t$ t=1,2,3 , …….. , T

Bir serinin cari değerlerinin geçmiş dönemlerdeki değerleri ile arasındaki doğrusal bağlantı doğru belirlendiğinde, sistemin hata terimleri (e_t) tesadüfi değişken özelliği taşıyacaktır[9].

$\alpha_1 = 1$ ise, bu rassal yürüyüş sürecini ifade eder ve bu sürecin ortalama ve varyansı zamana bağlı olarak değişmektedir. Ortalama varyansı zamana göre değişen bu süreç durağan değildir.

$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + e_t$ denkleminde $\alpha_0 = 0$ ve $\alpha = 1$ ise $Y_t = Y_{t-1} + e_t$ şeklinde tekrar yazılabilir

[8] Ruey T.Tsay, **Analysis of Financial Time Series**, USA, Wiley, 2002, pp. 29.
[9] Işıl Akgül, **Zaman Serilerinin Analizi ve Arima Modelleri**, İstanbul, Der Yayınları, 2003, s. 36.

$|\alpha_1|=1$ ise $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + e_t$ sürecinin durağan bir çözümü bulunmamaktadır[10].

Bu süreç rassal yürüyüş sürecidir.

Sürecin durağan bir süreç olabilmesi için $|\alpha_1| < 1$ olmalıdır. $|\alpha_1| < 1$ olduğunda bir kovaryans durağanlık (zayıf durağanlık) söz konusudur[11].

t =1 ve $Y_0 = 0$ olarak kabul edilirse,

bu durumda ortalama ve varyans zamana bağlı olarak değişecektir. Bu süreç ilk farkı alındığında durağan hale gelir.

$\alpha = 0$ olduğunda ise AR(1) süreci hata teriminin özelliklerini taşıyacaktır.

$Y_1 = e_1$

$Y_2 = e_2$

$Y_3 = Y_2 + e_3 = e_1 + e_2 + e_3$

$Y_t = \sum e_t$ [$E(Y_t) = E(\sum e_t) = t.\mu$]

Aynı olasılık fonksiyonunu takip eden tüm tesadüfi değişkenlerin geçmiş, şimdiki ve gelecekteki değerleri aynı ortalama ve varyansa sahiptir.

---

[10] Peter J.Brockwell, Richard A.Davis, **Time Series Theory and Methods**, Second Edition, Newyork, Springer, 1991, pp.81.

[11] James D. Hamilton, **Time Series Analysis** , USA, Princeton University Pres., 1994, pp.53.

AR(1) süreci, $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + e_t$ $\quad e_t \sim ND(0, \sigma^2)$ şeklinde yazıldığında ;

$E(Y_t) = E(\alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + e_t)$ ($E(e_t) = 0$ olduğundan)

$= E(\alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1}) + E(e_t)$ ($E(y_{t-1}) = \mu$ olduğundan)

$\mu = \alpha_0 + \alpha_1 \mu \quad \rightarrow \quad \mu = \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1}$ şeklinde elde etmek mümkündür.

Durağanlık koşulunun sağlanması için μ 'nin sonlu olması, μ 'nün sonlu olabilmesi için de otoregresif parametre olan α_1 parametresinin $|\alpha_1| < 1$ kriterini sağlaması gerekmektedir[12].

AR (1) modelinin varyansı ise aşağıda gösterildiği gibi hesaplanılabilir[13].

$Var(Y_t) = Var(\alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + e_t)$ ($Var(\alpha_0) = 0$ olduğundan)

$= \alpha_1^2 \, Var(Y_{t-1}) \, \alpha_e^2$ ($Var(Y_t) = Var(Y_{t-1})$ olduğundan)

[12] Işıl Akgül, **Zaman Serilerinin Analizi ve Arıma Modelleri**, İstanbul, Der Yayınları, 2003, s.53.
[13] Paul Söderlind ,"Lecture Notes In Financial Econometrics" (MBF, Msc Course At UNISO) http://home.tiscalinet.ch/paulsoderlind/courses/OldCourses/FinEcmtAll.pdf , 13 Şubat 2007

$$\sigma_y^2 = \frac{\sigma_e^2}{1-\alpha_1^2} = \gamma_0$$

Yukarıdaki denkleme dikkat edildiğinde γ_t'nin varyansının $|\alpha_1|$'in değerine bağlı olarak arttığı görülebilecektir. Bu durum,α'nın yüksek bir değer alması halinde meydana gelecek bir şokun birçok zaman periyodu için etkili olduğunu göstermektedir.

Durağan bir zaman serisinin ortalama ve varyansının zaman boyunca değişmeyeceğine ek olarak kovaryanslarının da sabit olduğu varsayılır. Bu varsayıma göre AR (1) sürecinin kovaryansını şu şekilde göstermek mümkündür[14].

Cov (Y_t , Y_{t-1}) = E [$y_t - E(y_t)$][y_{t-1} -E(y_{t-1})] E (y_t) =0

E(y_t y_{t-1})

= E[($\alpha_1 Y_{t-1} + e_t$)(y_{t-1})]

= α_1E (y_{t-1}^2) + E (e_t y_{t-1}) e_t ile y_{t-1} bağımsız olduğundan

=$\alpha_1 \sigma_y^2$

$\gamma_1 = \alpha_1 \sigma_y^2$

Kovaryans ölçü birimine bağlı iken, otokorelasyon katsayısı ölçü birimlerinden bağımsız olup, sadece k gecikmesine bağlıdır. Bu nedenden dolayı bir zaman serisi için otokorelasyon, kovaryansdan daha iyi bir gösterge olarak kabul edilmektedir.

---

[14] Mustafa Sevüktekin ve Mehmet Nargeleçekenler, **Zaman Serileri Analizi,** Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2005, s. 12.

y_t ile y_{t-1} arasındaki korelasyonu ise aşağıdaki gibi hesaplamak mümkündür[15].

$$\text{Cor}\,(y_t\,,\,y_{t-1}\,) = \frac{\text{Cov}(y_t\,,y_{t-1}\,)}{\sqrt{Var(y_t\,)}\,\sqrt{Var(y_{t-1}\,)}}$$

$$\rho_1 = \frac{\gamma_1}{\alpha_1\sigma_y^2} = \alpha_1$$

Otokovaryans ve otokorelasyon katsayıları sıfır etrafında simetriktirler, bir başka ifadeyle ρ_{-k} , ρ_k'dır. Bu nedenle, sadece pozitif gecikmeleri (k>0 iken) dikkate almak yeterlidir. $y_t\,,\,y_{t-1}$ arasındaki kovaryans γ_k ve y_t, 'nin varyansı σ_y^2 iken k>0 için otokorelasyon katsayısını ;

$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\alpha_1\sigma_y^2} = \alpha_1\rho_{k-1} + \alpha_2\rho_{k-2} + \alpha_3\rho_{k-3} + \ldots + \alpha_p\rho_{k-p}$ şeklinde ifade etmek mümkündür[16]. Bu ifade Otokorelasyon Fonksiyonu (ACF) olarak bilinir ve gecikme uzunluğuna karşı gelecek şekilde çizilecek grafiği korelagram olarak adlandırılır[17]. α_1 parametresinin alacağı değerlere göre AR(1) süreci farklı yapılar sergileyecektir.

.

[15] Paul Söderlind, "Lecture Notes In Financial Econometrics" (MBF, Msc Course At UNISO), **http://home.tiscalinet.ch/paulsoderlind**, 13 Şubat, 2007

[16] Işıl Akgül, **Zaman Serilerinin Analizi ve Arıma Modelleri**, İstanbul, Der Yayınları, 2003, s. 43.

[17] Mustafa Sevüktekin ve Mehmet Nargeleçekenler, **Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2005, s.129.

2.1.1.2.AR (2) Süreci

Bu süreçte Y_t serisi, kendi bir dönem önceki Y_{t-1} ve iki dönem önceki Y_{t-2} değerine bağlıdır. Böyle modellere de ikinci derece otoregresif modeller adı verilir ve aşağıdaki şekilde gösterilir.

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + e_t$$

AR(2) sürecinde de α_0 parametresi stokastik sürecin ortalaması ile ilgili bir sabittir.

Modele sabitin katılması, zaman serisinin sıfırdan farklı ortalaması olmasına izin verilmesi şeklinde ifade edilir[18].

e_t 'ler ortalaması 0 (sıfır), varyansı σ_e^2 olan, korelasyonsuz tesadüfi değişkenlerdir.

Farklı α_1 ve α_2 değerleri kullanılırsa AR (2) sürecinin farklı yapıları ortaya çıkar.

α_1 ve α_2 değerleri sıfıra yaklaştığında seri ortalamayı çok sık kesen bir hal alacaktır.

α_1 ve α_2 değerleri büyüdükçe de ortalama daha az oranda kesilecektir.

AR(2) sürecinin ortalaması araştırıldığında ;

$$E(Y_t) = E(\alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + e_t)$$

$$= \alpha_0 + \alpha_1 \mu + \alpha_2 \mu$$

[18] Işıl Akgül, **Zaman Serilerinin Analizi ve Arıma Modelleri**, İstanbul, Der Yayınları, 2003, s. 37.

Ve ya $\mu = \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1-\alpha_2}$ olacaktır .

Bu nedenle bu sürecin durağan olabilmesi için ;

$\alpha_1 + \alpha_2 < 1$

$\alpha_2 - \alpha_1 < 1$

$|\alpha_1| < 1$ şeklindedir ancak bu koşullar sağlandığında ortalama sonlu bir değer alabilmektedir.

AR(2) sürecinin varyansı , $\mu = \alpha_0 = 0$ ise

$E(Y_t^2) = E(Y_t(\alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + e_t))$

$= \alpha_1 \gamma_0 + \alpha_2 \gamma_1 + \sigma_e^2$

Ve kovaryansı ;

$E(Y_{t-1}, Y_t) = E[Y_{t-1}(\alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + e_t)]$

$\gamma_1 = \alpha_1 \gamma_0 + \alpha_2 \gamma_1$

$E(Y_{t-2}, Y_t) = E[Y_{t-2}(\alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + e_t)]$

$\gamma_2 = \alpha_1 \gamma_1 + \alpha_2 \gamma_0$

Ve genel formda

$E(Y_{t-k}, Y_t) = E[Y_{t-k}(\alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + e_t)]$

$$\gamma_k = \alpha_1 \gamma_{k-1} + \alpha_2 \gamma_{k-2}$$

AR (2) sürecinin otokorelasyon katsayıları

$\rho_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_0}$ ve $\rho_2 = \frac{\gamma_2}{\gamma_0}$ formüllerinden hesaplanır .

$\rho_1 = \alpha_1 + \alpha_2 \rho_2$, $\rho_1 = \frac{\alpha_1}{1-\alpha_2}$

$\rho_2 = \rho_1 \alpha_1 + \alpha_2$, $\rho_2 = \alpha_2 + \frac{\alpha_1^2}{1-\alpha_2}$ şeklinde gösterilebilinir[19].

AR(2) sürecinin otokorelasyon fonksiyonu, $\rho_k = \alpha_1 \rho_{k-1} + \alpha_2 \rho_{k-2}$ formülüyle hesaplanır. Durağanlık için k'nın gecikme değeri arttıkça otokorelasyon fonksiyonunun (ACF) katsayısı gittikçe azalır.

Bazı durumlarda azalmalar üstel şekilde veya sinüs dalgalarının gittikçe sönmesi şeklinde azalır (denklemin kökleri kompleks ise)[20].

---

[19] Walter Enders, **Applied Econometric Time Series**, Second Edition, USA, Wiley, 2003, s.61.

[20] Aziz Kutlar, **Ekonometrik Zaman Serileri Teori ve Uygulama**, Ankara, Gazi Kitabevi, 2000, s. 31.

2.1.1.3.AR (p) Süreci

Y_t sadece kendi bir önceki değeri olan Y_{t-1} 'e değil, Y_{t-2} Y_{t-3} gibi daha önceki değerlerine bağlı olabilir. Bu durumda daha yüksek dereceden otoregresif süreç söz konusudur. p. mertebede otoregresif sürece sahip gözlenen Y_t serisi Y_t değerlerinin p dönem geriye ağırlıklı ortalaması ile hata teriminin toplam değerine eşittir.

p. dereceden otoregesif süreç; $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \ldots + \alpha_p Y_{t-p} + e_t$ şeklinde ifade edilebilir.

Burada α_0 yine stokastik sürecin ortalamasıyla ilgili bir sabittir.
α_1 , α_1 ve α_p'ler ise bilinmeyen otoregresif parametrelerdir.

AR (p) sürecinin ortalaması;

$E(Y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 E(Y_{t-1}) + \alpha_2 E(Y_{t-2}) + \ldots + \alpha_p E(Y_{t-p}) + E(e_t)$

$\alpha_0 = (1-\alpha_1-\alpha_2- \ldots\ldots\ldots\ldots \alpha_P) E(Y_t)$

$$E(Y_t) = \frac{\alpha_0}{(1-\alpha_1-\alpha_2- \ldots \alpha_P)}$$

$=\alpha_1+\alpha_2+ \ldots\ldots\ldots\ldots+ \alpha_P < 1$ durağanlık koşulu ,

$(1- \alpha_1 - \alpha_2 - \ldots\ldots\ldots\ldots \alpha_P) Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \ldots + \alpha_p Y_{t-p} + e_t$
Denkleminin paydasının 1'den küçük olması durağanlık için zorunludur ancak yeterli değildir.[21]

---

[21] Mustafa Sevüktekin ve Mehmet Nargeleçekenler, **Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2005, s. 136.

Sürecin varyansı;

Var(Y_t)=E (Y_t^2) = E[Y_t($\alpha_1 Y_{t-1}$+ $\alpha_2 Y_{t-2}$ +… +$\alpha_p Y_{t-p}$ +α_0+ e_t)]

= $\alpha_1 \gamma_1$+ $\alpha_2 \gamma_2$+…+$\alpha_P \gamma_P$+ e_t şeklinde ifade edilebilinir.

k gecikmede kovaryansı ;

γ_k= $\alpha_1 \gamma_{k-1}$+ $\alpha_2 \gamma_{k-2}$+ … + $\alpha_p Y_{t-p}$ k>0

Otokorelasyonu ise ;

$\rho_k = \alpha_1 \rho_{k-1} + \alpha_2 \rho_{k-2} + \alpha_3 \rho_{k-3} + \ldots + \alpha_p \rho_{k-p}$ k >0

AR modellerinin genel özelliklerini şu şekilde özetlemek mümkündür:

- Denklemin sağ tarafında yer alan y_t 'nin tüm gecikmeli değerleri, y_t üzerinde birikimli bir etkiye sahiptir. Bu nedenle AR modellerin uzun vadeli bir belleğe sahip olduğu söylenebilir[22].
- e_t ile y_t arasındaki korelasyon sıfır olduğundan AR modeller En Küçük Kareler Yöntemi (EKKY) ile tahmin edilebilmektedir[23].
- Bir AR(p) sürecinin PACF'i teorik olarak p gecikmeden sonra sıfır değerini almakta, ACF'si ise üstel olarak azalmaktadır[24].

---

[22] Junsoo Lee ,"Univariate Time Series Modelling And Forecasting: Box Jenkins Method", **www.cba.ua.edu/~jlee/forecasting/lecture4.pdf**, 12 Şubat 2007

[23] Paul Söderlind ,"Lecture Notes In Financial Econometrics, (MBF, Msc Course At UNISO) **http://home.tiscalinet.ch/paulsoderlind, 13 Şubat 2007,**

[24] Özlem Göktaş, **Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi**, İstanbul Beşir Kitabevi, 2005, s. 94

2.1.2. Otoregresif Hareketli Ortalamalar (MA) Süreci

Hareketli ortalama sürecinde, Y_t 'nin değeri tesadüfi değişkenler olan hata terimlerinin şimdiki değeri ve geçmiş dönemlerdeki değerlerinin ağırlıklı ortalaması olarak ifade edilir.

MA(q) süreci, tanım gereği q durağan hata teriminin ortalaması olduğu için MA süreçlerinin tümü durağandır, MA süreçleri için tartışılan özellik ise çevrilebilirliktir.

$$Y_t = \mu + e_t + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2} + \ldots + \beta_q e_{t-q}$$

şeklinde ifade edilebilir. Yukarıdaki denklemde hata terimleri olan e_t , 0 ortalama ve sabit vayansla korelasyonsuzdur. β_1 , β_2 , … ve β_q parametreleri bilinmeyen parametrelerdir. Bu parametre değerleri pozitif ve / veya negatif olabilir , μ ise sürecin ortalaması ile ilgili bir sabittir[25].

2.1.2.1.MA (1) Süreci

Y'nin t dönemindeki değeri, hata teriminin şimdiki değerine ve bir dönem gecikmeli değerine bağlıdır. MA(1) süreci, $Y_t = \mu + e_t + \beta_1 e_{t-1}$ şeklinde gösterilir[26]. Denklemdeki hata terimleri, sıfır ortalama ve sabit varyansa sahiptir. Bu denklemde yer alan β_1 , bilinmeyen parametreyi göstermektedir. Sürecin ortalaması, hata terimlerinin ortalamasının sıfır olması sebebiyle $(E(e_t) = 0)$, sabit terime eşittir ve $E(Y_t) = \mu$ şeklinde olur[27].

---

[25] Tahsin Kara , "Sabit GPS İstasyonlarında Zaman Serileri Analizi", Yüksek Lisans Tezi, Konya, Harita Mühendisliği Anabilim Dalı, 2009, s. 44.

[26] Mustafa Sevüktekin & Mehmet Nargeleçekenler, **Zaman Serileri Analizi,** Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2005, s. 141.

[27] Nicholas R. Farnum and Laverne W Stanton, **Quantitative Forecasting Methods**, A.B.D. , PWS-KENT Publishing Company, 1989, pp. 449.

Ma (1) sürecinin varyansı ;

Var (y_t) =E (y_t -μ)^2

$\gamma_o = \sigma_e^2 (1+\beta_1^2)$

Kovaryansları ise ,

Cov (y_t , y_{t-1}) = E[(y_t -μ) (y_{t-1} -μ)]

γ_1=E[(e_t + $\beta_1 e_{t-1}$) (e_{t-1} + $\beta_1 e_{t-2}$)]

$\gamma_1 = \beta_1 \sigma_e^2$ şeklinde hesaplanır. Birden büyük gecikmelerde (k>1 durumunda) kovaryans ise ;

Cov (y_t , y_{t-k}) = E[(y_t -μ) (y_{t-k} -μ)]

γ_1=E[(e_t + $\beta_1 e_{t-1}$) (e_{t-k} + $\beta_1 e_{t-k}$)]

γ_1=0 ile ifade edilir. Görüldüğü gibi birden büyük gecikmelerde kovaryanslar sıfırdır. Buradan MA(1) sürecinin hafızasının bir dönem olduğunu söylemek mümkün. MA (1) sürecinin otokorelasyon katsayıları ise ;

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_o} = \begin{cases} \frac{\beta_1}{1+\beta_1^2}, & k = 1 \\ 0, & k>0 \end{cases}$$ olarak bulunur.

Otokorelasyon katsayıları birinci gecikmeden sonra kesilmektedirler. Bu süreçte , $|\beta_1| < 1$ olma koşulu tersine çevrilebilirlik koşulu olarak bilinmektedir[28].

[28] Mustafa Sevüktekin ve Mehmet Nargeleçekenler, **Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2005, s.144

Sürecin çevrilebilir olması ile , $|\beta_1| < 1$ olduğunda MA(1) sürecinin geometrik olarak azalan ağırlıklarla daha yüksek mertebeli AR süreçlerine çevrilebilir olması ifade edilmektedir[29].

Çevrilebilirlik,

$Y_t = e_t + \beta_1 e_{t-1}$

$Y_t = e_t + \beta e_{t-1} + \beta^2 e_{t-2} = e_t + \beta(e_{t-1} + \beta e_{t-2} + \ldots)$

$Y_t = \beta Y_{t-1} + e_t$ olarak gösterilmekte ve böylece MA (1) süreci AR(1) sürecine çevrilebilmektedir.

Çevrilebilirlik koşulu ile MA(1) süreci AR (∞) olarak ifade edilmektedir.

Süreç durağan olduğunda gecikmeyi ifade eden k'lar büyüdükçe otokorelasyon katsayısı olan ρ_k'lar küçülmektedir. Buna göre otokorelasyon katsayılarının 0'a yaklaşması bir durağanlık göstergesidir.

Pozitif değer alan β 'lar serilerde pozitif otokorelasyon olduğuna işaret eder. β'ların negatif olması ise, negatif otokorelasyona işaret eder.[30]

---

[29] Işıl Akgül, **Zaman Serilerinin Analizi ve Arima Modelleri**, İstanbul, Der Yayınları, 2003, s. 76.

[30] James D. Hamilton, **Time Series Analysis**, USA, Princeton University Pres, 1994, s. 49.

2.1.2.2.MA(2) Süreci

İkinci mertebeden hareketli ortalama süreci ise;

$Y_t = \mu + e_t + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2}$

MA(2) süreci β_1 ve β_2 nin tüm değerleri için durağandır[31].

Sürecin ortalaması ;

$E(Y_t) = E(\mu + e_t + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2}) = \mu$

Sürecin varyansı ;

$Var(Y_t) = E(Y_t^2) = (\mu + e_t + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2})^2 = \mu$

$= \sigma_e^2(1+\beta_1^2 + \beta_2^2)$ olarak bulunur.

Sürecin kovaryansı ;

$Cov(Y_t, Y_{t-1}) = E[(e_t + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2})(e_{t-1} + \beta_1 e_{t-2} + \beta_2 e_{t-3})$

$\gamma_1 = \beta_1\sigma_e^2 + \beta_1\beta_2\sigma_e^2 = \sigma_e^2(\beta_1 + \beta_1\beta_2)$ şeklinde olur .

k dönem gecikmeli kovaryans → $Cov(Y_t, Y_{t-1}) = 0$

---

[31] Işıl Akgül, **Zaman Serilerinin Analizi ve Arima Modelleri**, İstanbul, Der Yayınları, 2003, s. 81.

Bu sürecin otkorelasyon katsayıları ; $\rho_1 = \frac{\beta_1(1+\beta_2)}{1+\beta_1^2+\beta_2^2}$ $\rho_2 = \frac{\beta_1}{1+\beta_1^2+\beta_2^2}$

k>2 ise $\rho_k = 0$ olarak bulunmaktadır.

Ma(2) sürecinde Y_t , e_{t-1} ve e_{t-2} den etkilenir fakat daha yüksek gecikmelerden etkilemez.

Ma(2) sürecinde ;

$\beta_1 + \beta_2 < 1$
$\beta_2 - \beta_1 < 1$

$|\beta_2| < 1$ ise çevrilebilirlik koşulu sağlanabilmektedir.

Bu koşullardan ve otokorelasyon katsayılarından yararlanarak ,çevrilebilir bir MA (2) sürecinin ilk iki otokorelasyon katsayısı ;

$\rho_1 + \rho_2 = -0.5$
$\rho_2 - \rho_1 = -0.5$

$\rho_1^2 = 4\rho_2(1-2\rho_2)$ şeklinde sınrlandırılmalıdır[32].

[32] G.E.P Box and G.M Jenkins, **Time Series Analysis : Forecasting and Control**, Second Edition, San Francisco, Holden-Day, 1970, s. 71.

2.1.2.3.MA(q)

Hata terimlerinin şimdiki değeri ve geçmiş dönemlerdeki değerlerinin ağırlıklı bir ortalaması olarak ifade edilen q. dereceden hareketli ortalama süreci;

$Y_t = \mu + e_t + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2} + \ldots + \beta_q e_{t-q}$ olarak ifade edilir.

Burada β_1 β_2, … , β_q ' lar bilinmeyen parametreler iken e_t ler sıfır ortalamalı, sabit varyanslı korelasyonsuz tesadüfi hata terimleridir.

MA(q) sürecinin ortalaması zamandan bağımsızdır ; E(Y_t) = μ ile ifade edilir.

Bu sürecin varyansı ; Var (Y_t) =E (Y_t - μ)=$e_t^2 + \beta_1 e_{t-1}^2 + \beta_2 e_{t-2}^2 + \ldots + \beta_q e_{t-q}^2$

$$= \sigma_e^2(1+\beta_1^2 + \ldots + \beta_q^2)$$

Y_t'nin varyansının sonlu olduğu kabul edilir, aksi takdirde herhangi bir t döneminde başlayan stokastik süreç gittikçe başlangıç noktasından sapacaktır.

Eğer Y_t serisi durağan ise ;

$$\sum_{i=1}^{q} \beta_i^2 < \infty$$

olmalıdır[33].

[33] Aziz Kutlar, **Ekonometrik Zaman Serileri Teori ve Uygulama**, Ankara, Gazi Kitabevi, 2000, s. 33.

$$\rho_k = \begin{cases} \dfrac{\beta_k + \beta_{k+1}\beta_1 \ldots + \beta_{q+1}\beta_q}{1 + \beta_1^2 + \beta_2^2 + \cdots \beta_q^2}, & k = 1,2,\ldots,q \\ 0, & k>q \end{cases}$$

şeklinde elde edilebilir.

Otokorelasyon katsayısı q. gecikmeden sonra sıfırdır.

Bir hareketli ortalama sürecinin özellikleri kısaca aşağıdaki gibi özetlenebilir:

- Bir MA(q) modelinde, y_t değişkenini sadece q sayıda hata terimi etkiler. Daha yüksek mertebeden hata terimlerinin y_t üzerinde herhangi bir etkisi yoktur. Dolayısıyla q'dan büyük gecikmeler için otokorelasyon katsayısı sıfır olacağından MA sürecinin mertebesini tespit etmek için otokorelasyon fonksiyonundan yararlanmak mümkündür.

- Bir MA sürecinin PACF'si sonsuz görünümdedir ve bu nedenle sürecin belirlenmesinde sorunlara neden olmaktadır[34].

- e_t 'nin normal dağıldığı varsayımı altında MA sürecini maksimum benzerlik yöntemi ile tahmin etmek mümkündür[35].

[34] Işıl Akgül, **Zaman Serilerinin Analizi ve Arima Modelleri**, İstanbul, Der Yayınları, 2003 s. 74.
[35] Mustafa Sevüktekin ve Mehmet Nargeleçekenler, **Zaman Serleri Analizi**, Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2005, s. 150.

2.1.3. Karma Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci (ARMA)

Amprik çalışmalarda araştırmacının karşılaştığı durumlardan birisi veri üretme sürecini teşhis etmek ve sonrasında zaman serisi verilerinin gerçekleşmelerini kullanarak karşılık gelen istatistiksel modeli tanımlamaktır.

Bir model için hesaplanan otokorelasyonlar (ρ_k) ileri gecikmelerde sıfıra doğru bir azalma gösterir ancak kısmi otokorelasyonların hesaplanmasında çok kısa süreli gecikmelerde kesilme oluyorsa otoregresif sürecin daha baskın olduğu söylenir. Bir zaman serisi verileri için hem otokorelasyon hem de kısmi otokorelasyon fonksiyonları belirli bir gecikmede kesilmeyerek sıfıra doğru çok yavaş hareket edebilir. Bu durumda zaman serisi hem otoregresiflik hem de hareketli ortalama bileşenlerini aynı anda içerebilir. Başka bir ifadeyle zaman serisi modeli hem AR, hem de MA bileşenleri p. ve q. dereceden olmak üzere ARMA(p,q) olarak tanımlanır ve şu şekilde gösterilir[36].

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \ldots + \alpha_p Y_{p-2} + e_t + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2} + \ldots + \beta_q e_{t-q}$$

Burada kesme terimi α_0 , Y_t' nin ortalaması, e_t hata terimi , $E(e_t) = 0$ ve
Var $(e_t) = \sigma_e^2$ ile korelasyonsuz rassal değişkenlerdir. (Süreç durağan ise ortalama μ' ye eşittir.)

$$E(Y_t) = \mu = \alpha_0 + \alpha_1 \mu + \ldots + \alpha_p \mu + 0 + \beta_1 0 + \beta_2 0 + \ldots + \beta_q 0$$

$$\mu = \frac{\alpha_0}{(1-\alpha_1-\alpha_2-\ldots\ \alpha_P)}$$ Bu sonuç ayrıca durağanlık için gerekli koşulu da belirtir.

Yani,

$=\alpha_1+\alpha_2+ \ldots\ldots\ldots\ldots + \alpha_P < 1$ koşulunun sağlanması gerekir.

---

[36] Robert S. Pindyck and Daniel L. Rubinfeld, **Econometrics Models and Economic Forecasts**, Singapur, Irwin McGraw-Hill Publishing Co., 1997, pp. 535.

2.1.3.1.ARMA (1,1)

En basit karma otoregresif hareketli ortalama süreci ARMA(1,1) ' dir.

$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + e_t + \beta_1 e_{t-1}$

$\gamma_o = \mathrm{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2$

$\gamma_o = E(\alpha_1 Y_{t-1} + e_t + \beta_1 e_{t-1})^2 = \alpha_1^2 \gamma_o + 2\,\alpha_1\beta_1 E(Y_{t-1}e_{t-1}) + \sigma_e^2 + \beta_1^2 \sigma_e^2$

$E(Y_{t-1}e_{t-1}) = E[(\alpha_1 Y_{t-2} + e_{t-1} + \beta_1 e_{t-2})\, e_{t-1}]$

$E(e_{t-1}^2) = \sigma_e^2$

Bu ifadede e_{t-1} , Y_{t-1} veya e_{t-2} ile korelasyonlu değildir.

Yukarıdaki ifade düzenlendiğinde

$\gamma_o(1-\alpha_1^2) = \sigma_e^2\,(1+\beta_1^2-2\alpha_1\beta_1)$

Ve $|\alpha_1| < 1$ ise varyans

$\gamma_o = \dfrac{(1+\beta_1^2-2\alpha_1\beta_1)}{(1-\alpha_1^2)}\,\sigma_e^2$ elde edilir.

Kovaryanslar ise $\gamma_1\ \gamma_2\ \ldots.\ \gamma_k$

$\gamma_1 = E(Y_{t-1}\ Y_t) = E[Y_{t-1}\ (\alpha_1 Y_{t-1} + e_t + \beta_1 e_{t-1})\ ]$

$= \frac{(1+\alpha_1\beta_1)(\alpha_1+\beta_1)}{(1-\alpha_1^2)} = \alpha_1\gamma_o + \beta_1\sigma_e^2$

$\gamma_2 = E(Y_{t-2}\ Y_t) = E[Y_{t-2}\ (\alpha_1 Y_{t-1} + e_t + \beta_1 e_{t-1})\ ]$

$= \gamma_1\alpha_1$

$\gamma_k = \gamma_{k-1}\alpha_1 \qquad k \geq 2$

Otokorelasyon fonksiyonu ;

$\frac{\gamma_1}{\gamma_o} = \frac{(1+\alpha_1\beta_1)(\alpha_1+\beta_1)}{(1+\alpha_1^2+2\alpha_1\beta_1)}$

$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_o} = \alpha_1\rho_{k-1} \qquad k \geq 2$ olur.

ARMA(1,1) süreci AR ve MA bileşenlerinden meydana gelir.Bu nedenle otokorelasyon fonksiyonu hem AR hem de MA sürecinin özelliklerini birlikte gösterir. MA süreci bir dönemlik belleğe sahip olduğu için , bir gecikmeden sonra AR bileşeninin etkisiyle otokorelasyon fonksiyonu azalan bir davranış sergiler.

2.1.3.2.ARMA (p,q)

Daha yüksek dereceden süreçler için, ARMA(p,q) sürecinin kovaryansı ;

$$\gamma_k = \alpha_1\gamma_{t-1} + \alpha_2\gamma_{t-2} + \ldots + \alpha_p\gamma_{t-p} \qquad k \geq q+2$$

$$\rho_k = \alpha_1\rho_{t-1} + \alpha_2\rho_{t-2} + \ldots + \alpha_p\rho_{t-p} \qquad k \geq q+2$$

ile gösterilebilir. q sürecin hareketli ortalama kısmının belleğidir. $k \geq q+1$ için otokorelasyon fonksiyonu ve kovaryansları pür otoregresif sürecin özelliklerini gösterir[37].

ARMA sürecinin genel özelliklerini şu şekilde özetlemek mümkündür[38].

-ARMA (p, q) sürecinin otokorelasyon fonksiyonu, AR(p) sürecinin özelliklerini taşır.

-ARMA (p, q) sürecinin kısmi otokorelasyon fonksiyonu (k gecikme sayısını göstermek üzere), k> p-q için MA(q) sürecinin PACF'sinin özelliklerini taşırken, $k \leq$ p-q durumu için genel bir özelliği yoktur.

-Bir ARMA (p, q) modelde, hem ACF, hem de PACF'ler büyük gecikme uzunluklarında 0'a doğru yaklaşır.

- ARMA (p,q) modelinin durağanlık koşulu AR (p) modelinin, tersine çevrilebilirlik koşulu ise, MA (q) modelinin koşuluyla aynıdır.

---

[37] Robert S. Pindyck and Daniel L. Rubinfeld, **Econometrics Models and Economic Forecasts** , Singapur, Irwin McGraw-Hill Publishing Co. , 1997, pp. 537.

[38] Paul Söderlind, "Lecture Notes In Financial Econometrics, (MBF, Msc Course At UNISO) http://home.tiscalinet.ch/paulsoderlind/courses/OldCourses/FinEcmtAll.pdf, 13 Şubat 2007

2.1.4.Homojen Durağan Olmayan Süreç (ARIMA)

Serilerin durağan sürece sahip olduğu varsayımından hareketle AR, MA ve ARMA süreçleri daha önce ifade edilmiştir. Ancak gerçek hayattaki zaman serilerinin çoğu zaman boyunca değişen belirli bir stokastik sürecin özelliklerini taşıması nedeniyle durağan değildir[39]. Ancak bu zaman serilerini durağanlaştırmak için serinin bir veya daha fazla farkını almak suretiyle dönüştürme işlemi gerçekleştirilebilir. Böyle zaman serilerine entegre süreç adı verilir.

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \ldots + \alpha_p Y_{t-p} + \Delta^d Y_t + e_t + \beta_1 e_{t-1} + \ldots + \beta_p e_{t-p}$$

Δ^d entegrasyon işlemi anlamına gelir.

d=1 için , $\Delta Y_t = = Y_t - Y_{t-1}$

d=2 için $\Delta^2 Y_t = \Delta(Y_t\ Y_{t-1}) = Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2}$

Bir zaman serisi durağan ise, sıfırıncı mertebeden I(0) entegre olmaktadır. Serinin birinci farkları durağan ise I(1) birinci mertebeden entegredir.

Durağanlık için serinin d. mertebeden entegre olması gerekiyor ise d. mertebeden durağan olur ve I(d) şeklinde gösterilmektedir[40].

---

[39] Robert S. Pindyck and Daniel L. Rubinfeld, **Econometrics Models and Economic Forecasts**, Singapur, Irwin McGraw-Hill Publishing Co. , 1997, pp. 538

[40] Özlem Göktaş, **Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi,** İstanbul, Beşir Kitabevi, 2005, s. 91

Durağan olmayıp farkı alınarak durağan hale getirilmiş serilere uygulanan modellere durağan olmayan doğrusal stokastik modeller veya kısaca entegre modeller denir. Bu entegre modeller belirli sayıda farkı alınmış serilere uygulanan AR ve MA modellerinin birleşimidir.Eğer AR modelinin derecesi p, MA modelin derecesi q ve serinin de d kez farkı alınmışsa bu modele (p, d, q) dereceden otoregresif entegre hareketli ortalama modeli denir ve ARIMA (p, d, q) şeklinde gösterilir[41].

Burada p ardışık otoregresif terim sayısını, d seriyi durağan duruma getirmek için kaç kez farkının alınması gerektiğini, q ise hareketli ortalama terim sayısını gösterir.

Böylece, ARIMA(2,l,2) zaman serisinin durağan olabilmesi için bir kez (d= 1) farkının alınması gerekir, bu (ilk farkı alınmış) zaman serisi ARMA(2,2) süreci olarak, yani iki AR, iki MA terimiyle modellenebilir.

d = 0 ise (yani seri daha balangıçta durağansa),

ARIMA(p,d=0,q)=ARMA(p,q) olur.

Bir ARIMA(p,0,0) sürecinin yalnızca bir AR(p) olasılıklı süreci; ARIMA(0,0,q) sürecinin de yalnızca MA(q) süreci anlamına gelmektedir. Dikkat edilecek önemli nokta, Box-Jenkins yönteminin kullanılabilmesi için bir zaman serisinin ya durağan olması, ya da bir veya birkaç kez farkı alındığında durağanlaşması gerektiğidir.

$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = y_t'$

[41]G.E.P. Box & G.M Jenkins, **Time Series Analysis Forecasting and Control Lancester**, U.K. , 1976, pp.90.

(Δy_t) gibi fark alarak durağan hale getirilmiş seriye entegre süreç adı verilir, buradaki fark alma sayısı (d), entegre sürecin derecesini gösterir.

ARIMA (p,d,q) gösteriminde p otoregresif sürecin mertebesini q hareketli ortalama sürecinin mertebesini d ise serinin kaçıncı dereceden fakının alınarak durağan hale geldiğini gösterir.

d=1 ise orijinal seri birinci derecen farkı alınarak durağan hale getirilmiştir.

d=0 olduğunda orijinal seri zaten durağandır ve farkının alınmasına da gerek yoktur.

Bir AR sürecinde; $Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + e_t$ $\alpha_1 = 1$ olduğunda $Y_t = Y_{t-1} + e_t$ olur ve süreç durağan değildir. ARIMA(p,d,q) modellerinin en basit örneği d=1 ve p=q=0 olan ARIMA (0,1,0) rassal yürüyüş sürecidir[42].

Durağan olmayan bir Y_t serisinin 1. farkı alındığında $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = Y'_t$ elde edilir.Seri durağan hale gelmiş ise , entegre sürecin derecesi d=1 olur ve I(1) ile gösterilir.Seri durağan hale gelmemişse bir defa daha farkı alındığında ;

$\Delta^2 Y_t = \Delta(Y'_t) = Y'_t - Y'_{t-1} = Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2}$ olur.

Seri durağan hale gelmiş ise entegre sürecin derecesi d=2 olur ve I (2) ile gösterilir. ARIMA modelleri bünyesinde AR ve MA ve ARMA süreci olarak ele alınabilir.

---

[42] H.Josep Newton, "Timeslab :A Time Series Analysis Laboratory", **Technometrics**, California, Wadworth ann Brooks, pp.114.

$W_t = \Delta^d Y_t$ olursa :

Y_t serisi d.dereceden farkı alınarak durağan hale gelmişse , elde edilen W_t bir ARMA(p,d,q) sürecini gösterir. Bu durumda Y_t d.dereceden entegre otoregresif hareketli ortalama sürecine uygunluk gösterir ve ARIMA (p, d, q) şeklinde ifade edilir[43].

Elde edilen durağan W_t serisi bir AR(p) otoregresif sürecine uygunluk gösteriyor ise durağan olmayan Y_t serisi entegre otoregresif süreçtir ve ARI(p,d,0) ile gösterilir.

Buna karşılık W_t bir MA(q) hareketli ortalama sürecine uygunsa ise Y_t serisi entegre hareketli ortalama sürecidir ve IMA (0,d,q) olarak gösterilir.

Durağan olmayan Y_t serisi aynı zamanda mevsim etkisi altında ise, seriyi durağan hale getirmek için bir de mevsimlik düzeyde (D) farkının alınması gerekir. Bu durumda oluşturulan süreç, ARIMA(p,d,q)(P,D,Q) sürecidir.

Burada D mevsimlik fark alma derecesini gösterirken, p mevsimlik düzeyde otoregresif sürecin mertebesini ,Q ise mevsimlik düzeyde hareketli ortalama sürecinin mertebesini gösterir.

---

[43] Burcu Kıran , "Sektörel Bazda Hisse Senetleri Getiri Volatilitesinin Asimetrik Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile Tahmini ", Yüksek Lisans Tezi , Ekonometri Anailim Dalı, İstanbul, 2006 , s.26

2.2. Bilgi Kriterleri

Otoregresif sürecin gecikme derecesinin belirlenmesinde ve uyum iyiliğinin araştırılmasında bilgi kriterlerlerinden yararlanmak mümkündür.

Bunlar Akaiki bilgi kriteri (AIC)[44] Schwarz Bayesian kriteri (BIC[45]) ve Hannan Quinn bilgi kriteri (HOİC)[46] ' dir. Bilgi kriterleri iki bileşeni içermektedir.

Bunlardan ilki kalıntıların karelerinin toplamı ikincisi ise ilave edilen her parametrenin neden olduğu serbestik derecesi kaybı için modelin tabi tutulduğu ceza bileşenidir. Böylece modele ilave edilen her yeni değişken , diğer bir ifade ile her yeni gecikme, kalıntıların karelerinin değerini düşürürken ceza teriminin değerini arttıracaktır [47].

Bilgi kriterleri en çok benzerlik yöntemine dayanmaktadır. Dolayısıyla öncelikle ençok benzerlik tahmincilerinin bulunması gerekir.

Otoregresif sürecin gecikme derecesinin belirlenmesinde kullanılan bilgi kriteri (AIC) aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$AIC = (-2 / T)\ln L + (2/T)k$$

---

[44] H. Akaike, Information Theory and An Extension Of The Maximum Likelihood Principle, **In B.N.Petrov &B.F.Csaki (Eds) Second Internatıonal Symposıum On Information Theory,** Academiai Kiado : Budapest, 1973, pp. 267-281.

[45] G. Schwarz, .**Estimating The Dimension Of A Model Annals Of Statistics,** 1978, pp.461-464

[46] E.J. Hannan and B.G. Quinn , "The Determinationn of the Order of an Autoregression ,Journal Of the Royal Statistical Society", 1979, pp. 190-195.

[47] C. Brooks, "Introductory Econometrics For Finance", pp. 257.

Yukarıdaki denklemde ln(L) en çok benzerlik tahminlerinin benzerlik fonksiyonu, T örnek büyüklüğü k parametre sayısıdır. (MA) modeller için q+(varsa) sabit terim, ARMA modeller için p+q+(varsa) sabit terim). Bilgi kriterlerine göre gecikmeli değişken sayısı açısından farklı alternatif modellerin mukayesesi yapılırken T sabit tutulmalıdır. Denklemdeki ilk terim AR (l) modelin verilere uygunluğunu ölçer.

Akaike kriterinin alternatif tanımları mevcut olup örneğin Gaussian AR (l) için AIC aşağıdaki biçime indirgenir[48].

AIC (l) = ln (l) = ln ($\tilde{\sigma}_t^2$) + 2l / T

$\tilde{\sigma}_t^2$: ε_t nin varyansının (σ^2) en çok benzerlik tahminidir.

Birinci terim AR (I) modelinin verilere uyumunun ölçüsü, ikincisi ise ceza terimidir[49]. Uyumun iyiliğini gösteren diğer bir bilgi kriteri Schwarz Bayesian bilgi kriteri (BIC) aşağıdaki gibidir.

[48] Bknz. Kitagawa Genshiro, **Introduction To Time Series Modeling**, CRC Press, Taylot and Francis Group, 2010, pp . 62.

[49] C. Milles Terence and Raphael N. Markellos, **The Econometric Modelling Of Financial Time Series**, Third Edition, Cambridge Unıversity Press ., pp.34.

BIC = (-2 / T)lnL + (k / T) lnT

Gaussian AR (l) için BIC

BIC (l) = ln ($\tilde{\sigma}_l^2$) + l ln (T) /T denkleminden hesaplanır [50].

AIC kriterinde kullanılan her parametrenin cezası iki iken BIC kriterinde ln (T) dir. Alternatif modeller arasından en küçük AIC ve BIC değerlerine sahip model uygun gecikme derecesini veren modeldir.

BIC , AIC ile mukayese edildiğinde örnek büyüklüğü orta veya geniş ise gecikme sayısı az olan AR modelin seçimine eğilim söz konusudur.

Diğer bir bilgi kriteri Hannan – Quinn bilgi kriteri (HQIC) aşağıdaki şekilde formüle edilmektedir[51].

HQIC = (-2 / T)lnL +(2k / T) lnT

HQIC(l) = ln ($\tilde{\sigma}_l^2$) + (2l / T) lnT

T ≥16 ise bu özellik tahmin edilen AR derecesi için bilgi kriterlerinin büyüklüğü açısından aşğıdaki sıralamaya yol açmaktadır.

BIC derecesi ≤ HQ derecesi ≤ AIC derecesi

Modelin uygun gecikme derecesinin belirlenmesi saf hata terimi özelliğindeki kalıntılara sahip olunacağı anlamına gelmez. Kalıntıların saf hata terimi özelliği ayrıca test edilmelidir[52].

---

[50] R.S . Tsay**, Analysis Of Financial Time Sries**, pp.48.
[51] C. Brooks, **Introductory Econometrics For Finance,** pp. 257.
[52] Nilgün Çil Yavuz , **Finansal Ekonometri**, 2014, s.216 -218.

2.3. Box-Jenkins Yöntemi (ARIMA)

G. P. E. Box ile G. M. Jenkins'in Time Series Analysis: Forecasting and Control adlı kitabının yayımlanması, yeni bir kestirim araçları kuşağının yolunu açtı[53].

Yaygın adıyla Box-Jenkins (BJ) yöntemi, teknik adıyla ARIMA (Auto Regressive Integrated Moving Average) yöntemi denen bu yeni kestirim yöntemleri, tek denklem ya da eşanlı denklem modellerinin kurulmasını değil, iktisadi zaman senlerinin olasılık özelliklerini, "bırakın da veriler konuşsun" felsefesiyle çözümlemeyi vurguluyordu.

Y_t'yi k tane açıklayıcı değişken $X_1, X_2, \ldots\ldots, X_k$ ile açıklayabilen regresyon modellerinin tersine, B-J türü zaman serisi modellerinde Yt, Y'nin kendi eski ya da gecikmeli değerleri ve olasılıklı hata terimleriyle açıklanabiliyordu. Bu nedenle, ARIMA modellerine bazen kuramsız modeller de denmektedir. Çünkü herhangi bir iktisat kuramından türetilemezler oysa iktisat kuramları çoğu zaman eşanlı denklem modellerinin temelidir[54]. Box-Jenkins tahmin yöntemi birçok yöntemden farklıdır. Bu teknik, tahmin edilecek dizinin tarihsel verilerinde herhangi özel bir desen olduğunu kabul etmez. Kullanışlı genel bir sınıfa ait olan olası bir modeli tanımlamanın iteratif bir yaklaşımını kullanır[55].

Box-Jenkis yöntemi ele alınan zaman serisinin özelliklerine göre belirlenen çeşitli modeller arasında uygun olanını seçerek tahmin etme sürecini kapsamaktadır. Bu tür zaman serisi modellerinde serinin kendi iç dinamiği önemli olup oluşturulan modeldeki değişken, kendi gecikmeli değerleri ve hata teriminin gecikmeli değerleriyle açıklanmaktadır[56].

---

[53] Gökhan Baran , "Turizmde Talep Tahmini : Türkiye Turizm Talebinin Zaman Serisi Analizi ile Tahmini" , Uzmanlık Tezi, Ankara , Ekim , 2010 , s.63.

[54] Damodar N Gujarati, **Basic Econometrics**, International Edition, McGraw-Hill Publishing, Istanbul: Literatür Yayıncılık 2009, pp. 735.

[55] E.Hanke & John Reitsch, , G. Artur, (1995), "Business Forecasting", Prentice Hall, Englewood Cliffs, Nj 07632: USA, pp.431-432.

[56] Özlem Göktaş, **Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi**, İstanbul, Beşir Kitabevi, 2005 s. 92

Box ve Jenkins yönteminin uygulama aşamalarından ilki belirleme aşamasıdır. Bu aşamada durağan zaman serisine ARMA modellerinden herhangi birinin aday olarak belirlenmesi aşamasıdır. Yani ARMA (p,q) modelinde p ve q nun derecesinin bulunması aşamasıdır. Bu değerler oto regresif ve hareketli ortalamalar sürecinin özelliklerinden faydalanılarak bulunur. ARMA modelleri otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları sayesinde karakterize edilebilir[57]. Bu aşamada seriyi temsil edeceği düşünülen birden fazla model aday olarak belirlenir ve içlerinden uygun olan öngörü için kullanılır. Uygun modelin belirlenmesinde yapılan denemeler ve araştırmacının bilgi ve beceri düzeyi önem kazanmaktadır. Seçilen model tarihsel verilere karşı, seriyi düzgün bir biçimde açıklayıp açıklayamadığını görmek için kontrol edilir. Tahmin modeli ve tarihsel veri noktaları arasındaki artıklar küçük, rassal olarak dağılmış ve bağımsız ise tahmin modelinin uygun olduğu söylenebilir. Belirlenen model tatmin edici değilse süreç, orijinalini geliştirmek amacıyla tasarlanmış başka bir model kullanılarak tekrarlanır. Bu süreç, tatmin edici bir model buluncaya kadar tekrarlanır[58].

Box-Jenkins yönteminde aday model belirlendikten sonra parametre tahmini aşamasına geçilir. ARMA modellerinde parametrelerin tahmin edilmesi için literatürde birçok yöntem önerilmitir. Bu yöntemlerin bazıları olabilirlik fonksiyonuna dayalı yöntemler, bazıları ise eğrisel en küçük kareler yöntemleridir. Bir ARMA modelinin parametreleri olabilirlik fonksiyonunun maksimize edilmesi ile elde edildiği gibi, hata kareler fonksiyonunun minimize edilmesi ile de bulunabilmektedir[59].

---

[57] S. Günay, E.Eğrioğlu ve H. Ç. Aladağ , "Tek Değikenli Zaman Serileri Analizine Giriş", Ankara, **Hacettepe Üniversitesi Yayınları**, 2007, s.59-60.

[58] E.Hanke & John Reitsch, , G. Artur, (1995), "Business Forecasting", Prentice Hall, Englewood Cliffs, Nj 07632: USA, pp. 431-432.

[59] S. Günay, E.Eğrioğlu ve H. Ç. Aladağ, "Tek Değikenli Zaman Serileri Analizine Giriş", Ankara, **Hacettepe Üniversitesi Yayınları**, 2007, s. 66.

ARIMA modelleri tahminleri için doğrusal veya doğrusal olmayan en küçük kareler koşullu veya tam bilgi maksimum benzerlik yöntemlerini içerecek biçimde etkin bilgisayar yazılımlarından yararlanılır. Bu programlardan parametrelerin başlangıç değerleri uygun biçimde otomatik olarak bulunur ve sonra ardışık biçimde parametrelerin optimum değerleri bulunana kadar süreç devam ettirilir[60]. Box-Jenkins model kurmada üçüncü aşama (teşhis etme) testlerini kullanarak modelin yeterliliğini kontrol etmektir. Bir zaman serisi modeli belirlenip parametreleri tahmin edildikten sonra ayırt edici testler yardımıyla belirlenen modelin ne kadar doğru olduğu ortaya konulabilir. Modelin artık terimleri, test süreci için önemli bilgiler sağlar. Eğer belirlenen model yeterli ise artıklar yaklaşık olarak bir beyaz gürültü sürecidir (white noise). Baka bir ifadeyle ARIMA (p,d,q) modeli öngörü için yeterli düzeydedir.

Modelin artık terimlerinin standart normal dağılımlı rasgele değişkenlerin dizisinden oluşan bir beyaz gürültü süreci olup olmadığının test etmek için ise Ljung-Box testi kullanılmaktadır.[61]

[60] Mustafa Sevüktekin ve Mehmet Nargeleçekenler, **Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2005, s. 169.

[61] S. Günay, E.Eğrioğlu ve H. Ç. Aladağ, "Tek Değikenli Zaman Serileri Analizine Giriş", Ankara, **Hacettepe Üniversitesi Yayınları**, 2007, s. 77-78.

Karar aşamasında ise eğer belli bir α önemlilik düzeyinde $Q > \chi_k^2$ ise sıfır hipotezi reddedilir. Yani modelin artıkları N $(0, \sigma_e^2)$ dağılımına sahip değildir sonucuna ulaşılır. Sıfır hipotezi reddedilirse model bulma aşamasına geri dönerek seriye başka ve daha uygun bir model seçilmeye çalışılır[62].

Yeterli bir model bulunduğu zaman, bir veya birkaç gelecek dönem için tahmin değerleri bulunabilir, bu değerlere ilişkin güven aralıkları oluşturulabilir. Daha fazla veriye ulaşıldıkça, belirlenen model, başka bir başlangıç zamanı seçerek, elde edilen tahmin değerlerini güncellemekte kullanılabilir.

Seride zaman içerisinde değişimler gözlemleniyorsa, model parametrelerinin yeniden hesaplanması veya yeni bir model oluşturulması gerekebilir.Öngörü hatalarında küçük farkların ortaya çıkması, model parametrelerinin yeniden hesaplanması ve araştırmacının yeniden öngörü niteliğinde bir model belirlemesini gerektirecektir.

Öngörü hatalarında büyük farkların ortaya çıkması ise tamamıyla yeni bir modelin geliştirilmesini gerektirebilir. Bu durumda araştırmacının ikinci ve hatta birinci aşamaya dönmesi ve seriye uygun yeni bir model elde edene kadar süreci tekrarlaması gerekmektedir[63].

---

[62] Gökhan Baran , "Turizmde Talep Tahmini : Türkiye Turizm Talebinin Zaman Serisi Analizi ile Tahmini" , Uzmanlık Tezi, Ankara, Ekim, 2010, s.63

[63] E.Hank, John Reitsch and G. Artur, **Business Forecasting**, Prentice Hall, Englewood Cliffs, Nj 07632: USA , 1995, pp. 441-442

3.BÖLÜM

DURAĞANLIK

Zaman serisi verileri kullanılan çalışmalarda serilerin durağan olmaları önemlidir. Zaman serileri analizinde, durağan olmayan serilerle çalışıldığında, oluşturulacak regresyonun sonuçları gerçekçi olmamaktadır ve durağan olmayan serilerin kullanılması regresyona tabi tutulan değişkenler arasında sahte ilişkiye neden olur.

Değişkenler arasında anlamlı bir ilişki yoksa bile anlamlı bir ilişki varmış gibi görünür. Bu nedenle, zaman serileri ile çalışırken, öncelikle serilerin durağanlığının test edilmesi gerekmektedir[1]. Ayrıca durağan olmayan serilerde oluşan geçici bir şok kalıcı belleğe neden olur. Bu da serilerin belli bir değere yaklaşmasını yani durağanlığını engeller. Bu sebeplerden ötürü zaman serileri ile çalışıldığında ilk aşamada serilerin durağanlık analizlerinin yapılması gerekmektedir.

Bir zaman serisinin ortalaması, varyansı ve kovaryansı zaman içinde sabit kalıyorsa o serinin durağan olduğu söylenir. Bir durağan zaman serisinde ard arda gelen iki değer arasındaki fark zamanın kendisinden kaynaklanmamakta, sadece zaman aralığından kaynaklanmaktadır. Bundan dolayı serinin ortalaması zamanla değişmemektedir.

[1] Harun Terzi , "Türkiye'de Enflasyon ve Ekonomik Büyüme İlişkisi (1924-2002)",Gazi Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Sayı: 3, 2004, s. 59-75.

Herhangi bir Y_t serisinin durağan olabilmesi için :

E(Y_t)=μ

Var (Y_t)=E$(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$ olmalıdır.

Gecikme mesafesine bağlı kovaryans : γ_k =E$[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)]$

(bütün t değerleri için) k:gecikme mesafesi

Zaman serilerinin uygun bir modelle ifade edilebilmesi için bu serilerin önce durağan hale getirilmesi gerekir[2]. Bu koşullardan birisi sağlanmadığında serinin durağan olmadığı söylenir. Durağan olmayan seriler birim kök içerirler. Bir serideki birim kök sayısı serinin durağan olana dek alınması gereken fark sayısına eşittir. Y_t serisi 1 farkı alınınca durağan oluyorsa seri 1. dereceden durağandır denir ve I(1) olarak gösterilir. Genel olarak seri d kez farkı alınınca durağan oluyorsa seri d. dereceden durağandır denir ve I(d) ile gösterilir[3].

3.1.Sahte Regresyon

Zaman serisi kullanarak oluşturulan regresyonda durağan olmayan serilerin kullanılması, yapılan tahminde sahte regresyonu ortaya çıkarır[4]. Regresyon çıktılarına bakıldığında R^2 yeterince yüksek ve t istatistikleri anlamlıdır , fakat DW (Durbin Watson) istatistik değeri küçüktür. Fakat sonuçların bir ekonomik anlamı bulunmamaktadır. Granger ile Newbold'un önerdikleri gibi [5] R^2 >DW ise tahmin edilen regresyonun sahte olduğundan şüphelenmek için gevşek bir kuraldır. Durağan olmayan bir zaman serisinin, durağan olmayan bir zaman serisine göre regresyonu oluşturulduğunda standart t ve F sınamaları sınama süreçleri geçerli değildir[6].

---

[2] Aziz Kutlar, **Ekonometrik Zaman Serileri Teori ve Uygulama**",Ankara,Gazi Kitabevi, 2000 s. 252

[3] Damodar N. Gujarati, "Basic Econometrics", Newyork, The McGraw-Hill Comp., 2004, s. 805.

[4] Badi H. Baltagi, **A Companion to Theoretical Econometrics**, UK, Blackwell Publishing, 2003 pp.557.

[5] C.W.J. Granger, P. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", Journal of Econometrics, Sayı: 2, (1974), pp. 111-12

[6] Walter Enders , **Applied Econometrics Time Series**, Newyork, John Wiley and Sons, 2004, s.171.

3.2.Trend Durağanlık ve Fark Durağanlık

Durağan olmayan zaman serilerinde durağan dışılığın nedenleri serilerdeki deterministik trend veya stokastik trenddir. Bir zaman serisinin sahip olduğu deterministik trend yapısı zaman yolu grafiği kullanılarak ortaya konulabilir.

Gerçekte durağan bir zaman serisinde; serinin sahip olduğu deterministik trend etkisiyle ortalamasının değişmesi, zaman serisini durağan dışı gösterir[7].

Trend durağan olmayan süreçler için durağanlaştırma iki temel yaklaşımla gerçekleştirilmektedir[8]. Birinci yaklaşım, durağan olmayan zaman serisi için kurulacak regresyon denkleminde, seri trend (zaman) üzerine regrese edilir. Daha sonra bu regresyondan elde edilen kalıntılar üzerinde analizler yapılır. İkinci yaklaşımda ise, zaman serisine trend bir regresör olarak ilave edilerek gerekli analizler yapılır.

$Y_t = \mu + \beta t + e_t$

Burada Y_t zaman serisi, t deterministik trend, $e_t \sim$ IID$(0, \sigma^2)$ durağan stokastik bileşendir[11].

Eğer durağan olmayan zaman serisinde, deterministik trend yoksa stokastik trend olması muhtemeldir. Durağan olmayan zaman serisindeki stokastik trend yapısı dışlanarak seri durağanlaştırılır. Bu durağanlaştırma işlemi fark alma olarak tanımlanmaktadır.

---

[7] Maddala G. S & I. M. Kim, **UnitRoot Cointegration and Structural Change**, Cambridge, Cambridge University Press, 1998, s. 4.

[8] Damodar N. Gujarati, **Basic Econometrics**, Newyork, The McGraw-Hill Comp, 2004, s. 821.

Örneğin basit bir rassal yürüyüş serisi :

$Y_t = Y_{t-1} + e_t$

olarak tanımlansın. Burada Y_{t-1} stokastik trend $e_t \sim$ IID $(0,\sigma^2)$'dir.Modelin her iki tarafında birinci fark alındığında varsayım gereği durağan olmayan Y_t serisi durağan hale gelecektir[9].

$Y_t - Y_{t-1} = e_t$, $(1-L)Y_t = e_t \longrightarrow \Delta Y_t = e_t$

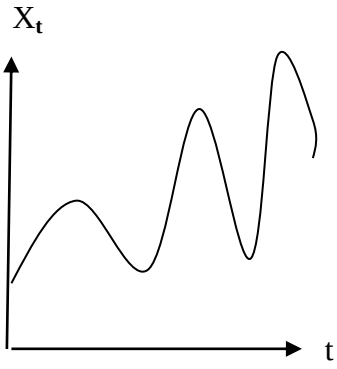
Bu fark alma işlemi ile zaman serisi stokastik bileşenden arındırılarak hata teriminin özelliklerini almasını sağlar.

[9] Walter Enders, **Applied Econometrics Time Series,** Newyork, John Wiley and Sons, 2004, pp. 16.

3.3. Durağanlık Analizi

3.3.1.Grafiksel Analiz

Serinin grafiği incelendiğinde seyir konusunda ön bir bilgi edinilebilir.



Yukarıdaki şekil durağan olmama durumunu gösterir.

3.3.2.Korelogram Testi

Örneklem otokorelasyonlarının, kısmi korelasyonların ve Q istatistiklerinin birlikte hesaplattırıldığı özellikle k sayıda gecikmenin serinin istatistiksel olarak anlamlı bir katsayı üretip üretmediğini korelogram vasıtasıyla takip etmek mümkündür[10].

Korelogram, otokorelasyon fonksiyonunun seçilen gecikme sürecinde tahmin edilen veya hesaplanan değerini AC ile gösterilen sütunda belirtir.

[10] Mustafa Sevüktekin ve Mehmet Nargeleçekenler, **Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2005, s. 241.

Eğer seri belirli bir ortalama etrafında dalgalanmıyorsa, yukarıya veya aşağıya doğru eğilimliyse otokorelasyon fonksiyonunun korelogramı yüksek bir değerden başlayıp yavaş yavaş sönüyorsa bu serinin durağan olmadığı düşünülür.

AC sütunu sıfıra ne kadar yakınsa söz konusu zaman serisi için durağanlık veya temiz dizi olma özelliği daha fazla ağırlık kazanır.

İstatistiksel olarak anlamlı otokorelasyonların varlığı serinin durağan dışılığını yansıtır[12].Otokorelasyon katsayılarının anlamlılık testleri Q istatistikleri ile gerçekleştirilir.

Korelogramda otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafiklerinde kesikli çizgi $\pm$ (t_t , $Se_{ACF(k)}$) ve $\pm$ (t_t , $Se_{PACF(k)}$) burada t_t 0,05 anlamlılık düzeyinde t tablo değeri (1,96) , $Se_{ACF(k)}$ otokorelasyon katsayısının standart hatası $Se_{PACF(k)}$ kısmi otokorelasyon katsayısının standart hatasısıdır[11].

[11] Mustafa Sevüktekin ve Mehmet Nargeleçekenler, **Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2005, s. 229.

3.3.3.Birim Kök Analizi

Bir değişkenin durağan olup olmadığını veya durağanlık derecesini belirlemede kullanılan en geçerli yöntem birim kök testidir[12].

Makro ekonomik ve finansal zaman serilerinde birim kök kavramı ve birim kök testleri uygulamalı ve teorik araştırmalar açısından önem taşımakta ve büyük ilgi görmektedir.

Finans alanında birimkök test uygulamaları yaygın olarak kullanılmaktadır. Hisse senedi piyasası için Etkin Piyasa Hipotezi birim kök testleri ile test edilebilir. Bist 100 endeksi birim köklü ise etkin piyasa hipotezi geçerli, durağan ise etkin piyasa hipotezi geçerli değildir. Finansta alım satım stratejisi genellikle varlık çiftlerinin fiyatları arasındaki ortalamaya dönme davranışından yararlanmaktadır. Birimkök testleri ile hangi varlık fiyatlarının ortalamaya dönme eğilimi göstereceğini belirlemek mümkündür[13].

Birim kökün varlığını belirlemeye yönelik çok sayıda test vardır ve her geçen gün bu sayı artmaktadır[14].

Uygulamada en fazla kullanılan birim kök testleri ;

- Dickey Fuller (DF)
- Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF)
- Phillips-Perron (PP) birim kök testleridir.

Bu testlerin yanı sıra KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt Shin) ve N-GPerron birim kök testleri de kullanılmaktadır. Bu kısımda ilgili testler hakkında genel bilgiler verilecektir.

---

[12] Damodar N. Gujarati, **Basic Econometrics**, Newyork, The McGraw-Hill Comp., 2004, pp. 802.
[13] Nilgün Çilyavuz, **Finansal Ekonometri,** 2014, s.293.
[14] Lutkepohl Helmut and Kratzig Markus, **Aplied Time Series Econometrics**, pp.53.

3.3.3.1.Dickey Fuller Testi (DF)

Zaman serilerinde durağanlığın tespiti amacıyla ilk birim kök testi Fuller (1976)[15], Dickey ve Fuller (1979)[16] tarafından önerilmiş ve bu test daha sonraki dönemlerde geliştirilmiştir. Dickey Fuller (DF) yaklaşımı; serinin birim kök içerdiği (durağan olmadığı) boş hipotezinin, birim kök içermediği (durağan olduğu) alternatif hipotezine göre sınamasıdır[17].

Bir zaman serisinin uzun dönemde sahip olduğu özellik; değişkenin bir önceki dönemde aldığı değerinin, bu dönemi nasıl etkilediğinin belirlenmesiyle ortaya çıkarılabilir. Bu nedenle serinin nasıl bir süreçten geldiğini anlamak için, serinin her dönemde aldığı değerin daha önceki dönemlerdeki değerleriyle regresyonunun bulunması gerekmektedir. Bu amaçla geliştirilen birim kök testi ile serilerin durağan olup olmadıkları belirlenebilmektedir.

Y_t değişkeninin bu dönemde aldığı değerin geçen dönemdeki değeri olan Y_{t-1} ile ilişkisi, $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ şeklinde ifade edilir. Burada u_t kalıntı terimidir.

Bu model birinci dereceden otoregresif AR(1) modelidir. Eğer ρ katsayısı bire eşit bulunursa birim kök sorunu (durağan olmama durumu) ortaya çıkmaktadır ve model

$\rho = 1$ olursa $Y_t = Y_{t-1} + u_t$ şeklini almaktadır.

---

[15] W.A Fuller**, Introduction to Statistical Time Series**, John Wiley, New York, 1976

[16] D.A Dickey ve W.A Fuller "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Serises With a Unit Root, **Journal of the American Statistical Association**, 1979, pp.427-431.

[17] R. I. D. Harris, Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling, Londra, Printice Hall, 1995, pp. 28.

Bu bir önceki dönemde iktisadi değişkenin değerinin ve dolayısıyla o dönemde maruz kaldığı şokun olduğu gibi sistemde kalması anlamına gelir. Bu şokların kalıcı nitelikte olması serinin durağan olmaması ve zaman içinde gösterdiği trendin stokastik olması anlamına gelir.

Eğer ρ katsayısı birden küçük çıkarsa, geçmiş dönemlerdeki şoklar belli bir süre etkilerini sürdürseler de, bu etki giderek azalacak ve kısa bir dönem sonra tamamen ortadan kalkacaktır[18].

$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ denklemi başka bir biçimde şu şekilde yazılabilir.

$\Delta Y_t = (\rho - 1)\ Y_{t-1} + u_t \longrightarrow = \phi\ Y_{t-1} + u_t$

$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ dir. Bu durumda artık sıfır hipotezi $\phi = 0$ olarak tanımlanır.

$\rho = 1$ olduğunda $\phi = 0$ olacaktır ve böylece $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = u_t$ olacağından Y_t serisinin birinci farkları durağan olacaktır[19].

$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ ya göre $H_0: \rho = 1$

$\Delta Y_t = (\rho - 1)\ Y_{t-1} + u_t = \phi\ Y_{t-1} + u_t$ göre $H_0 : \phi = 0$ olup

ilgili hipotezler durağan olmama durumunu ifade eder.

---

[18] Recep Tarı, **Ekonometri**, İstanbul, Avcı Ofset, 2005, s.393-394.
[19] Damodar N. Gujarati, **Basic Econometrics**, Newyork, The McGraw-Hill Comp., 2004, pp. 814.

Bunun için uygulanan test Dickey- Fuller (DF) testidir.Bu testte bilinen t istatistiği, τ (tau) istatistiği (DF-test istatistiği) olarak adlandırılır ve τ istatistiklerinin değerlendirilmesinde bilinen t testi yapılamaz (çünkü hesaplanan t değeri büyük örneklerde bile t dağılımına uymaz)[20].

Bu nedenle τ istatistiği MacKinnon kritik değerleri ile karşılaştırılır. τ (tau) istatistiklerinin kritik değerleri Dickey ve Fuller tarafından Monte Carlo benzetimleriyle tablolaştırılmıştır[21].

Eğer τ istatistiği mutlak değerce ($|\tau|$) MacKinnon kritik değerinin mutlak değerinden küçükse, H_0 hipotezi reddedilemez ve serinin durağan olmadığı (birim kök içerdiği) sonucuna varılır[22].
Dickey-Fuller testinde kullanılan başlıca kalıpları şunlardır:

Sabit terimsiz model $\Delta Y_t = \phi\ Y_{t-1} + u_t$

Sabit terimli model $\Delta Y_t = \beta_0 + \phi\ Y_{t-1} + u_t$

Sabit terimli ve trendi model $\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \phi\ Y_{t-1} + u_t$

Burada t zaman ya da genel eğilim değişkenidir. Eğer u_t hata terimi ardışık bağımlı ise kullanılacak regresyon modeli aşağıdaki gibidir:

$\Delta Y_t = \beta_0 + \phi\ Y_{t-1} + u_t + \sum_{i=1}^{m} \Delta Y_{t-i} + u_t$

Bu modele DF sınaması uygulanırsa, buna Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) denir[23].

---

[20] Walter Enders, **Applied Econometric Time Series**, Second Edition, USA, Wiley, 2003, pp. 182.
[21] D.A. Dickey, W.A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root", **Journal of the American Statistical Association**, No.366, (1979), pp. 427-431.
[22] Tümay Ertek, **Ekonometriye Giriş**, İstanbul, Beta Yayınları, 1996, s. 38.
[23] Walter Enders, **Applied Econometrics Time Series**, Newyork, John Wiley and Sons, 2004, pp. 182.

Çünkü Dickey-Fuller testinde, hata teriminde otokorelasyon bulunması durumunda zaman serileri AR(1)şeklinde ifade edilememektedir. Bu durumla karşılaşılması halinde birim kök testi için "Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF)" testi geliştirilmiştir[24].

Birçok iktisadi zaman serisi durağan sürece sahip olmazlar, dolayısıyla belli bir zaman sürecinde stokastik (olasılıklı) olarak değişen trend etrafında dağılırlar. Böyle süreçlerin 1. dereceden bütünleşik (entegre) olduğu söylenir ki bu onların otoregresif yapılarının bir birim köke sahip olduğu anlamındadır. Bu çeşit durağan olmama durumu tüm değişkenlerin birinci farklarının alınmasıyla sıklıkla ortadan kaldırılır[25].

Bir serinin birinci farkı durağan ise bu seriye birinci dereceden bütünleşik seri denir ve I(1) ile gösterilir. Eğer seriyi durağan yapmak için iki defa fark almak gerekiyorsa (yani farkın farkını almak gerekiyorsa) I(2) ve d fark almak gerekirse I(d) olarak yazılır. Böylece durağan olmayan bir seri farkları alınarak durağan hale getirilir[26].

Bir bütünleşik zaman serisi stokastik bir trende ya da bir birim köke sahiptir. Durağan olmayan bütünleşik seriler, zaman serilerindeki herhangi bir şokun sürekli olacağının göstergesidir. Durağan seriler bir şoktan sonra ortalamasına geri döner. Ancak bütünleşik zaman serileri uzun dönemde bile şok öncesi düzeylerine geri dönemezler[27].

---

[24] Özlem Göktaş, **Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi**, İstanbul, Beşir Kitabevi, 2005, s.35.
[25] Jan Bentzen ve Tom Engsted, "Short and Long Run Elasticities in Energy Demand: A Cointegration Approach", **Institute Of Economics Aarhus School of Business**, Number:18, 1992, pp. 2.
[26] Recep Tarı, **Ekonometri**, İstanbul, Avcı Ofset, 2005, s. 405.
[27] Kerry Patterson, **An Introduction to Applied Econometrics : A Time Series Approach**, Newyork, Great Britain, 2000, pp. 210.

3.3.3.2.Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Testi

Dickey - Fuller uygulanırken hata terimi ε_t 'nin otokorelasyonsuz olduğu ve y_t zaman serisinin AR(1) modeline uygunluk gösterdiği varsayılmıştır. Ancak zaman serileri AR(1)'in dışında farklı mertebeden otoregresif süreçlere de uygunluk gösterebilir. Gerçekte AR(p) sürecini izleyen $y_t$zaman serisi AR(1) model ile ifade edilirse hata terimleri otokorelasyonlu olacaktır.Otokorelasyonlu hata terimleri ise ε_t nin saf hata terimi olduğu varsayımı altında kullanılan Dickey- Fuller dağılımlarını geçersiz kılar.

AR (p) süreci şu şekilde ifade edildiğinde ;

$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} \ldots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$ verileri yaratan süreç olmasına rağmen AR(1) modeli $Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + v_t$ kullanılmış ise bu halde

$v_t = \phi_2 Y_{t-2} \ldots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$

olacak ve v_t ile v_{t-1}' in k>1 için otokorelasyonları, gecikmeli Y_t değerlerinin mevcudiyeti nedeniyle, sıfırdan farklı olacaktır. Bu nedenle AR(1) modelinin uygun olup olmadığı konusunda, modelin kalıntılarının otokorelasyonu incelenerek yardım alınabilir. Sıfırdan farklı otokorelasyonlar var ise AR modelinin derecesi arttırılabilir[28]. Alternatif olarak modelde yer alan gecikmelerin istatistiksel anlamlılıklarına dayanan genelden özele yaklaşımı kullanılmasıdır. Bu yaklaşımda yüksek bir gecikme derecesi belirlenerek kalıntılarda sıfırdan farklı otokorelasyon olmayıncaya dek gecikme derecesi azaltılarak uygun model geliştirilebilir[31]. Literatürde gecikme uzunluğunun belirlenmesinde çeşitli kriterler de kullanılmaktadır. Bunlardan en çok kullanılanları, Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SIC)' dir.

---

[28] Mustafa Sevüktekin ve Mehmet Nargeleçekenler, **Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2005, s. 290-291.

Bilgi kriterleri otoregresif gecikmenin derecesini belirlerken fonksiyonel biçimdeki gecikmelerin sayısını mümkün olduğunca minimize etmeye çalışmaktadır. Uygun gecikme sayısı için aşağıdaki ifade kullanılır.

IC (p)= T lnσ^2 (p) + p[f(T)] p = 1, …… , p

Burada, , p gecikmede hesaplanan varyans değeri, modelin artan gecikmeleri için ceza fonksiyonudur. f(T) ' nin farklı seçimleri farklı bilgi kriterlerini vermektedir. Akaike Bilgi Kriteri (AIC) için f(T) =2 alınırken, Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) için f(T)=ln(T) alınmaktadır. Asimptotik olarak(T→∞) SIC bilgi kriteri, AIC bilgi kriterine göre daha doğru sonuçlar verir ancak sonlu örneklemlerde AIC bilgi kriteri çok sık başvurulan bir yöntemdir[29].

p> 1 olduğunda AR(2) modeli ele alındığında ;

Y_t =μ + ϕ_1 Y_{t-1} + ϕ_2 Y_{t-2} + ε_t

Y_t =μ +(ϕ_1+ϕ_2) Y_{t-1} + ϕ_2 (Y_{t-1} - Y_{t-2}) + ε_t ile aynıdır.Her iki taraftan da Y_{t-1} çıkarıldığında ΔY_t =μ + ϕ Y_{t-1} + $\alpha_1 \Delta$ Y_{t-2} + ε_t ifadesine ulaşılır.

ϕ = ϕ_1+ϕ_2-1 ve α_1 = - $\phi_2$dir[30]. Buradan AR sürecinin derecesi iki ise regresyon modeline ΔY_{t-1} teriminin eklenmesi gerektiği sonucuna varılır.Standart DF modeli α_1 katsayılı Y_{t-1} ile genişletilmiştir[31].

Genel olarak ADF (p) modeli ;

ΔY_t= μ + ϕ Y_{t-1} +$\sum_{j=1}^{p} \alpha_j$ ΔY_{t-j} + ε_t şeklinde ifade edilir. Modele deterministik trend eklendiğinde ; ΔY_t= μ + ϕ Y_{t-1} +$\sum_{j=1}^{p} \alpha_j$ ΔY_{t-j} +βt + ε_t olur ve tüm test prosedürleri aynı şekilde uygulanır.

---

[29] Muzaffer Akıncı , "Zaman Serilerinde Durağanlık Analizi Ve İhracatın Gsmh İçindeki Payı Üzerine Bir Uygulama", Yüksek Lisans Tezi, Kars, 2008, s.56.

[30] Kerry Patterson, An Introduction to Applied Econometrics : A Time Series Approach, Newyork, Great Britain, 2000, pp. 240.

[31] Damodar N. Gujarati, **Basic Econometrics**, Newyork, The McGraw-Hill Comp., pp. 8.

3.3.3.3. Phillips-Perron (PP) Testi

Zaman serilerinin bir çoğunun durağan bir sürece sahip olmamaları, birim kök hipotezini inceleyen istatistiki testlere olan ilgiyi arttırmıştır[32]. Dickey-Fuller birim kök testi hata terimlerinin istatistiki olarak bağımsız olduklarını ve sabit varyansa sahip olduklarını varsayar.

Genişletilmiş Dickey Fuller testi, modele gecikmeli değerler ekleyerek Dickey-Fuller testini otokorelasyon problemine karşı düzeltmiştir.

Phillips-Perron birim kök testi ise hata teriminin zayıf derecede bağımlı olmasına ve heterojen olarak dağılmasına izin vermektedir[33]. Bu sayede otokorelasyon sorunu ortaya çıkmamaktadır.

Phillips ve Perron (1988) Dickey-Fuller' ın hata terimleri ile ilgili varsayımını genişletmişlerdir. Bu durumu daha iyi anlamak için şu regresyonlar dikkate alınır[34].

$$y_t = \widehat{\mu} + \widehat{\alpha}\, y_{t-1} + \widehat{u_t}$$

$$y_t = \widehat{\mu} + \hat{\beta}(t - \frac{1}{2}T) + \widehat{\alpha}\, y_{t-1} + \widehat{u_t}$$

Burada T gözlem sayısını u_t hata terimlerinin dağılımını göstermekte olup bu hata teriminin beklenen değeri sıfıra eşittir (E(u)=0). Fakat burada hata terimleri arasında içsel bağlantının (serial correlation) olmadığı veya homojenlik varsayımı gerekli değildir.

---

[32] Hilal Bozkurt, **Zaman Serileri Analizi**, Bursa, Ekin Kitabevi, 2007, s. 41.
[33] Walter Enders, **Applied Econometrics Time Series**, Newyork, John Wiley and Sons, 2004, pp.229
[34] Peter C. B. Phillips, Pierre Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", **Biometrika**, Number: 75, 1988, pp. 335-346.

PP testinde hipotezler şu şekilde oluşturulmaktadır.

H_0:p=0 Seri durağan değildir, seride birim kök vardır.

H_0:p<0 Seri durağandır, seride birim kök yoktur.

Phillips-Perron birim kök testi test istatistikleri Genişletiliş Dickey- Fuller (ADF) test istatistiği için kullanılan kritik tablo değerleri ile karşılaştırılarak sıfır hipotezleri kabul veya reddedilir. Buna göre serilerin durağan olup olmadıklarına karar verilir. Phillips-Perron denklemlerdeki $\tilde{\alpha}$ ve $\tilde{\beta}$ katsayılarının testi için test istatistiklerini oluşturmuşlardır. Phillips ve Perron, katsayıların $y_t = y_{t-1} + \hat{u_t}$ sürecinde oluştuğu hakkındaki H_0 hipotezini test etmek için Dickey Fuller' in τ istatistiğinin geliştirilmiş bir biçimini üretmişlerdir[41]. PP yaklaşımı otokorelasyonun bilinmeyen etkillerinin varlığını ve hata terimindeki şartlı değişen varyans durumunu dikkate alır ve serisel ilişki için parametrik olmayan bir düzeltme kullanır[42].

Bu düzeltme $Z_\alpha = T(\phi - 1) - CF^1$ şeklinde gösterilir.

Bu düzeltme faktörü ile hata terimlerinin normal dağılıma uymaması sorunu giderilmeye çalışılmış. Özellikle trend içeren serilerde , MA süreçlerinin artan olması durumunda Phillips-Perron testi Dickey-Fuller testine göre daha güçlü olmaktadır. MA süreçlerinin negatif olması durumunda ADF testleri Phillips-Perron'a daha güçlüdür. (MA süreçlerinin negative olması ya da azalan olması hata terimlerinin beklenen ortalamasının sıfıra yaklaşması demektir.) PP testi veri yaratma sürecinin pozitif (MA) özelliğini göstermesi durumunda güçlüdür[43].

---

[35] Ali Karun Nemlioğlu, **Birim Kök Analizinin Temelleri**, İstanbul, Beşir Kitabevi, 2005, s. 3.

[36] Walter Enders, **Applied Econometrics Time Series**, Newyork, John Wiley and Sons, 2004, pp.200.

[37] Peter C. B. Phillips, Pierre Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", **Biometrika**, Number: 75, 1988, pp. 345.

3.3.3.4. KPSS Testi

KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) testinde amaç gözlenen serideki deterministik trendi arındırarak serinin durağan olmasını sağlamaktır[38]. Bu testte kurulan birim kök hipotezi ADF testinde kurulan hipotezlerden farklıdır. Sıfır hipotezi serinin durağan olduğunu ve birim kök içermediğini, buna karşın alternatif hipotez ise seride birim kök olduğunu ve durağan olmadığını ima eder. Boş hipotezdeki durağanlık trend durağanlıktır. Çünkü seriler trendden arındırılmışlardır.

Trendden arındırılan seride birim kök olmaması, serinin trend durağanlığını gösterir. KPSS testinin en önemli özelliği bir veya daha büyük bir MA yapısı içeren serilerde ADF' nin aksine gücünün azalmamasıdır[39].

KPSS testi LM testi ile benzer biçimde belirlenmektedir[40]. Dolayısıyla LM istatistiğinin oluşumu önemlidir. LM testinde boş hipotez, rassal yürüyüşün sıfır varyansa sahip olduğunu ve serinin deterministik trend, rassal yürüyüş ve durağan kalıntılar toplamından oluştuğunu ima eder.

$Y_t=\beta_t+w_t+e_t$

$w_t=w_{t-1}+u_t$ burada w_t modelin rassal yürüşü, t deterministik trend, rassal yürüyüş ve durağan kalıntıları ($e_t \sim IIDN(0, \sigma_e^2)$ ve $u_t \sim IID(0, \sigma_u^2)$) göstermektedir. Durağanlık hipotezinde u_t' nin varyansının sıfır olduğunu ($\sigma_u^2=0$) varsayar.

---

[38] Denis Kwiatkowski, Peter C.B. Phillips, Peter Schmidt and Yongcheol Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?", Journal of Econometrics, Number: 54, 1992, s. 159-178.

[39] Schwert G., "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation", **Journal of Business and Economic Statistics**, Numver: 7, 1989, pp. 147-159.

[40] Patterson Kerry, **An Introduction to Applied Econometrics : A Time Series Approach**, Newyork, pp.269.

KPSS test istatistiğinin hesaplanabilmesi için, seri regresyon yöntemiyle deterministik trendden ve kesme teriminden arındırılarak bu denklemden elde edilen kalıntıların varyansının sıfıra eşit olup olmadığını sınayan şu test istatistiği hesaplanır:

$\widehat{\eta} = T^{-2} \sum_{t=1}^{T} S_t^2 \,/\, s^2\,(\,l\,)$

Burada S_t kalıntıların kümülatif toplamı , $s^2\,(\,l\,)$ kalıntılar birbirleriyle korelasyonlu olabilecekleri için tutarlı bir uzun dönemli varyans tahmincisidir ve aşağıdaki şekilde tanımlanır :

$$\sum_{t=1}^{T} e_t$$

t=1,2,3, ….., T

$$s^2(\,l\,) = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} e_t^2 \; + 2\, T^{-1} \sum_{S=1}^{l} w(s,l) \sum_{t=s+1}^{T} e_t\, e_{t-1}$$

Burada w(s,l) Bartlett penceresidir ve şu şekilde tanımlanır.

W(s,l) = 1- s / (l+1)

3.3.3.5.Ng Perron Testi

Ng-Perron birim kök testi, Phillips-Perron birim kök testinde ortaya çıkan hata teriminin hacmindeki çarpıklığın düzeltilmesi için geliştirilmiştir[48]. PP testinde serilerde negatif hareketli ortalama yapısı olduğunda, büyük oranda hata teriminde örneklem çarpıklığı olmaktadır. DF testlerinde bu durum çok büyük bir sorun yaratmamaktadır.

NG - Perron testi bu nedenle PP testlerini ve bilgi kriterlerini modifiye etmektedir[49]. MZ_α^d ve MZ_t^d' lerde sıfır hipotezi birim kökün varlığını , alternatif hipotez birim kökün olmadığını ifade ederken ; MSB ve MPT lerde sıfır hipotezi birim kökün olmadığını , alternatif hipotez ise birim kökün varlığını ifade eder.

K=$\sum_{t=2}^{T}(Y_{t-1}^d)^2 / T^2$ olmak üzere

$MZ_\alpha^d = (T^{-1}(Y_T^d)^2 - s^2) / (2K)$

$MZ_t^d = MZ_\alpha$ X MSB

$MSB^2 =(K/ s^2)^{1/2}$

Hesaplamada, ADF testi gibi bir regresyon denklemi kurulur:

Δy_t =dt + $\beta_0 y_{t-1}$ + $\sum_{j=1}^{k} \beta_j y_{t-j} + e_{tk}$

---

[41] P. Perron ve S. Ng, "Useful Modifications to Some Unit Root Tests with Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties", **The Review of Economic Studies**, Number:63, (1996), pp.435-463.

[42] S. Ng ve P. Perron, "Lag Lenght Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", **Econometrica**, Number: 69, 2001, pp. 1519-1554.

$\hat{\beta}(1) = \sum_1^k \beta_i$

$\hat{\sigma}_k^2 = (T - k)^{-1} \sum_{t=k+1}^{T} \hat{e}_{tk}^2$

$s^2 = \hat{\sigma}_k^2 / (1-\hat{\beta}(1))^2$

olarak hesaplanır. Ng-Perrron testinde kullanılan dördüncü test MP_t^d testidir. Bu test ADFGLS (Nokta Optimal) testinin modifiye edilmiş durumudur. MP_t^d seride sadece kesmenin ve kesme ve trendin birlikte olması durumuna göre aşağıdaki şekilde hesaplanır:

$$MP_t^d = \begin{cases} \dfrac{\bar{c}^2 K - \bar{c} T^{-1} (Y_T^d)^2}{s^2} & x_t = \{1\} \\ \dfrac{\bar{c}^2 K + (1-\bar{c}) T^{-1} (Y_T^d)^2}{s^2} & x_t = \{1, t\} \end{cases}$$

AIC ve SIC bilgi kriterlerini MA yapısı göz önünde bulunduracak şekilde modifiye edilmiştir. Modifiye edilen bu bilgi kriteri MIC olarak gösterilir ve aşağıdaki formülle hesaplanır[43].

$$MIC(k) = \ln(\hat{\sigma}_k^2) + \frac{(C_T \tau_T(k) + k)}{T - k_{max}}$$

$$\tau_T(k) = (\hat{\sigma}_k^2)^{-1} \tilde{\beta}_0^2 \sum_{kmax+1}^{T} y_{t-1}^2$$

$$\hat{\sigma}_k^2 = (T - k_{max})^{-1} \sum_{kmax+1}^{T} \hat{e}_{tk}^2$$

AIC kriterinin modifiye edilmiş hali MAIC için $C_T=2$ ve SIC kriterinin modifiye edilmiş hali MSIC için $C_T = In(T-k_{max})$ alınarak bulunur[44].

---

[43] Muzaffer Akıncı, "Zaman Serilerinde Durağanlık Analizi Ve İhracatın Gsmh İçindeki Payı Üzerine Bir Uygulama", Yüksek Lisans Tezi, Kars, 2008, s.62.

[44] S. Ng ve P. Perron, "Lag Lenght Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", **Econometrica**, Number:69, 2001, pp. 1529.

3.4. Birim Kök Süreci Ve Sınamalarına İlişkin Bazı Yorumlar

Ekonometri litaratüründe Dickey-Fuller sınamalarının önerdiği kısıtlayıcı varsayımlar altında ulaşılacak sonuçların içerebileceği dört temel sorundan bahsedilmektedir.[45].

İlk olarak verinin oluşumu , özünde ardışık bağlanım ve hareketli ortalama bileşenlerine sahip olabilir. Hareketli Ortalamanın derecesi bilinmiyorsa sınamanın ne şekilde yapılması gerektiği de bilinemeyecektir. Schwert (1989), modelin ardışık bağlanımlı bölümündeki birim kökün, sürecin asimtotik davranışını belirleyeceği iddiasının, özellikle gözlem sayısının yüksek olduğu sonlu örneklemler için yanlış olacağını ifade etmektedir. İlaveten, sınanan serinin tam bir ardışık bağlanım süreci neticesinde oluştuğu varsayımının Dickey ve Fuller (1979)'ın birim kökün varlığını sınayan metotlarını önemli ölçüde etkilediğini de göstermektedir.

Schwert (1989: 158) konuyu şu şekilde izah etmektedir ;

"Bu [çalışmada sunulan] simulasyon deneyleri, iktisadi zaman serilerini hareketli ortalama bileşenlerine sahip olduğuna inanmak için bir çok nedenle birlikte, birim kök sınaması uygulamalarına ilişkin mevcut kapsamlı iktisat yazınına önemli bir uyarı olmaktadır. Ardışık bağlanımlı polinomda birim kökün varlığı sınanırken, ardışık bağlanımlı bütünleşik hareketli ortalama sürecinin yapısının göz önünde bulundurulması önemlidir." Sınanan seri hareketli ortalama bileşenleri içeriyorsa, birim kök sınama istatistiklerinin dağılımı Dickey ve Fuller'in ileri sürdüğü dağılımdan farklı olacaktır.

---

[45] Walter Enders , "Applied Econometric Time Series. USA: John Wiley and Sons, 1995 s.225-233 and G. Schwert , "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation", **Journal of Business and Economic Statistics**, Number: 7, 1989

İkinci olarak tahmin denkleminde ardışık bağlanım terimlerinin tamamına yer verilmedikçe γ 'nın kendisinin ve standart hatalarının tahmini mümkün değildir. Ayrıca çoğu zaman ardışık bağlanımlı sürecin doğru sırası araştırmacı tarafından bilinmemektedir. Bu nedenle uygun gecikme uzunluğunun nasıl seçileceği bir sorun teşkil etmektedir[46].

Üçüncü olarak Dickey-Fuller sınamaları sadece bir birim kök üzerinde durmaktadır. p. dereceden bir ardışık bağlanım ise p tane köke sahiptir. Sınanan seride $m \leq p$ tane birim kök varsa, durağanlığa ulaşabilmek için bu serinin m kere farkının alınması gerekecektir.

Dördüncü olarak ; eğilim değişkeninin eklenmesinin gerekip gerekmediği bilinmeyebilir.

Ekonometri litaratüründe , Dickey-Fuller istatistiklerinin doğru kullanımına ilişkin olarak, üzerinde en çok durduğu konu , tahmin denkleminde belirleyici değişkenlerin olup olmamasının sınamanın gücüne etkisidir. Bu dört soruna ilaveten, göreli olarak yeni bir diğer eleştiri de, serinin değişen varyans özelliği içermesi nedeniyle dağılımının GDF ve PP dağılımından farklılaşması ve buna bağlı olarak da birim kök sıfır önsavının reddedilme olasılığının düşmesidir[47].

Campbell ve Perron (1991, s.7-12), tahmin edilen regresyon, veriyi oluşturan sürecin belirleyici eğilim değişkenlerinin tamamını içeriyor olsa dahi, asıl süreç ardışık bağlanımlı ise γ 'nın asimtotik dağılımının birim köke ilişkin sıfır hipotezine göre normal olmayacağını ve ayrıca dahil edilen belirleyici açıklayıcı değişkenlerle değişeceğini ifade etmektedirler.

---

[46] Suat Aydın , "Faiz Oranları Oynaklığının Modellenmesinde Koşullu Değişen Varyansın Rolü" , Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Ankara, Haziran, 2004, s. 35.

[47] Shiqing Ling and W.K. Li. " Limiting Distributions of Maximum Likelihood Estimators for Unstable Autoregressive Moving-Average Time Series with General Autoregressive Heteroscedastic Errors The Annals of Statistics", 1998

γ ’nın asimtotik dağılımının sola çarpık tablo değerleri, birim köke ilişkin sıfır önsavına göre, belirleyici açıklayıcı değişkenlerin sayısı arttıkça, mutlak değer olarak artmaktadır. Bu nedenle, tahmin edilen regresyon, verinin oluştuğu süreçteki belirleyici ve açıklayıcı değişkenleri içeriyor ise birim kök sınamasının durağanlığa göre gücü, belirleyici ve açıklayıcı değişkenler artıkça azalacaktır.Sonlu örneklemlerde γ ’nın tahminleri küçüğe doğru yanlı olacak ve bu yanlılık dışarıda kalan belirleyici değişkenlerin sayısıyla artacaktır[48].

Eğer bir belirleyici değişken, verinin asıl yapısında mevcut olan ve en azından diğer belirleyici değişkenler kadar hızlı büyüyen bir değişkeni atlarsa, birim köke ilişkin sıfır önsavına göre, γ ’nın asimtotik dağılımı normalleşebilir[49]. Verinin oluşum sürecinde yer alan ;

$$\Delta r_t=\delta_0+\theta_{t-1}+\delta^2 \mathrm{t} \ +\sum_{i=2}^{p}\beta_i \ +\Delta r_{t-i+1}+\varepsilon_t$$

denklemdeki δ^2 t gibi, önemli bir belirleyici eğilim değişkeninin dışlanması değerinin gücünün gözlem sayısı arttıkça sıfıra gitmesine neden olacaktır. Süreç, aslında, belirleyici eğilim değişkeni etrafında durağan iken, belirleyici açıklayıcı değişken olarak sadece bir sabite yer verilecek ve

$$\Delta r_t=\delta_0+\theta_{t-1}+\sum_{i=2}^{p}\beta_i \ +\Delta r_{t-i+1}+\varepsilon_t$$

regresyon denklemi uygulanacak olursa seçilen model γ=0 kabul edecektir. Tahmin edilen regresyon, eğilim değişkeni dışında bir değişkeni ihmal etse de t değeri tutarlı olacak fakat sonlu örneklem gücü olumsuz etkilenecektir. Bu etki ihmal edilen bileşenin büyüklüğü arttıkça artacaktır.

---

[48] G. Schwert, “Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation”, **Journal of Business and Economic Statistics**, Number: 7, 1989, pp.147-159.

[49] Suat Aydın, “Faiz Oranları Oynaklığının Modellenmesinde Koşullu Değişen Varyansın Rolü” , Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Ankara, Haziran, 2004, s. 36.

Hiç bir belirleyici değişken kullanılmadığını fakat asıl yapının ortalamasının sıfırdan farklı olduğunu varsayalım. Bu durumda, ortalamanın büyüklüğü mutlak olarak artıkça sınamanın gücü sıfıra yaklaşacaktır. Benzer şekilde, eğer asıl yapı zamanın bir anında eğilimde bir kaymaya sahip iken, bunu gösterecek herhangi bir açıklayıcı değişken kullanılmamışsa, sınamanın gücü bu değişimin büyüklüğüne bağlı olarak düşük olacaktır. Asıl yapıda var olan belirleyici açıklayıcı değişkenlerden birini dışlayarak başarılı bir birim kök sınaması yapmak mümkün değildir.

Örnek olarak, asıl yapıda sabit değer olmasına rağmen, $\gamma=0$ 'ın sınandığı varsayıldığında, bu sınama türüne ilişkin tablo değerleri kullanılacaktır. Bu durumda, asimtotik dağılım normal olacak ve tablo değerleri bir eğilim değişkeninin açıklayıcı değişken olarak dahil edildiği durumda elde edilecek olan tablo değerlerinden mutlak değer olarak küçük olacaktır. Fakat bu yaklaşım, yanlış sonuçlara neden olacaktır[57].

Seri durağan olmasına rağmen, birim kök sıfır önsavı reddedilemeyecektir. γ 'nın sonlu dağılımı eğilim katsayılarının değerlerine göre değişmektedir ve küçük değerler için standart yakınsama doğru olmayacaktır. Daha da önemlisi, bu süreç, gözlem sayısı arttıkça gücü sıfıra giden sınamalara neden olacaktır. Bu durum, tutarsızlığın en uç örneğini oluşturmaktadır. Birim kök sınamalarına ilişkin üzerinde durulması gereken bir diğer önemli husus, asıl yapıda mevcut yapısal kırılmaların birim kök sınamasının sıfır hipotezinin reddedilmemesine neden olabileceğidir[58].

Perron (1989) , asıl yapının zaman içinde bir kırılma içeren eğim doğrusunun etrafında durağan dalgalandığı durumda, eğime karşı standart birim kök sınamalarının sıfır önsavını reddetmekte başarısız olduklarını göstermiştir.

---

[50] Suat Aydın , "Faiz Oranları Oynaklığının Modellenmesinde Koşullu Değişen Varyansın Rolü" , Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Ankara, Haziran, 2004, s. 35.

[51] Walter Enders, **Applied Econometric Time Series**, USA: John Wiley and Sons, 1995, pp.261.

Perron (1989), araştırmacıların dışa düşen olarak kabul etme eğiliminde olacakları birden fazla gözlem olabileceğini hatırlatmakta fakat özellikle uzun dönemli veri setlerinde yapısal kırılmanın tespiti çok önemli olmasına rağmen buna uygun bir test önerememektedir. Sözü edilen eksiklik Perron ve Vogelsang (1992) tarafından doldurulmaktadır.

Perron ve Vogelsang (1992), biri ani diğeri ise aşamalı bir yapısal değişim içeren iki ayrı modeli ele almaktadırlar. Değişimin yönünün bilindiği fakat zamanının bilinmediği varsayımıyla sözü edilen durumlarda birim kökün sınanması için açıklama gücü yüksek bir sınama önermektedirler[52].

Sonuç olarak, PP birim kök analizi DF birim kök analizinde ortaya çıkan otokorelasyon sorununu gidermek için önerdiği non-parametrik metodla testin daha güçlü olmasını sağlamıştır. DF testi her ne kadar makro analizlerde belli noktalarda yetersiz kalsa da temel teşkil ettiği birim kök analiz sürecinde çok önemli bir yere sahiptir.

[52] Suat Aydın, "Faiz Oranları Oynaklığının Modellenmesinde Koşullu Değişen Varyansın Rolü", Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Ankara, Haziran, 2004, s. 35.

4.BÖLÜM

BİRİM KÖK TEST PERFORMANSLARININ KARŞILAŞTIRILMASI

Bu bölümde birim kök testlerinin karşılaştırmalı analizini yapmak amacıyla bir simülasyon çalışması yapılacaktır. Çalışma boyunca AR süreci üzerinden hareket edilmiştir.

4.1.Değişken Seti Ve Matris Gösterimi

Uygulama aşamasından önce , birim kök testindeki modeller ; sabit terimli , sabit terimsiz , sabit terimli ve trendli olmak üzere üç aşamayla kurulup , model değişkenleri veri üretim sürecini temsil edecek şekilde satırlara , birim kök test sürecini temsil edecek şekilde sütunlara yerleştirilip 3x3 boyutundaki matrise dönüştürülerek aşağıdaki gösterim elde edilmiştir .

Veri üretim süreci : a_1 : sabitsiz a_2 :sabitli a_3 : sabitli ve trendli

Test süreci : b_1 : sabitsiz b_2 :sabitli b_3 : sabitli ve trendli

Veri Üretim Süreci

Test Süreci $\begin{bmatrix} a_1b_1 & a_2b_1 & a_3b_1 \\ a_1b_2 & a_2b_2 & a_3b_2 \\ a_1b_3 & a_2b_3 & a_3b_3 \end{bmatrix}$ şeklinde gösterim elde edilir.

Matriste satır ve stünlarda yer alan her bir sayısal ifade birim kök performans analizi süresince çalışmamızın sonuca ulaşması konusunda yardımcı olacaktır. Doğru spesifikasyon (modelin özellikleri belirlenip gerekli değişkenlerle formüle edilmesi), ekonometrik analiz için son derece önemli bir koşuldur. Bu nedenle doğru spesifikasyonu temsil eden değerler analizimizde test performansları açısından karar verme aşamasında ön planda yer alacaktır. Çalışmamızda doğru spesifikasyonla kurulan modellerde, gözlem sayısının performans karşılaştırma aşamasında seyri üzerinde de durulacağından yukarıdaki matriste hangi değerlerin doğru spesifikasyonu temsil ettiğini bilmek önemlidir. Matrisin köşegen değerleri (a_1b_1, a_2b_2 ,a_3b_3) doğru spesifikasyonu ifade etmektedir. Köşegen dışındaki değerler yanlış spesifikasyon sonucu elde edilmiş değerlerdir.

4.2. Uygulama

Model spesifikasyonu sabit terimli, sabit terimsiz, sabit terimli ve trendli şekilde üç aşamada ele alınacaktır. Analiz aşamasında her test, üç ayrı gözlem sayısı bakımından üç model tipi için de ayrı ayrı incelenecektir.

N: Gözlem sayısı N= 100 , N= 50 , N= 25

olacak şekilde ele alınarak 5000 (beş bin) defa tekrarlı, 3 x 3 boyutunda matrisler oluşturularak test edilecektir.

Uygulama aşamasında veri üretim süreci ve test süreci üzerinden ilerlenecek.

-Veri üretim süreci model oluşum aşamasını temsil etmektedir. Bu süreçte modelin hangi değişkenlerle oluştuğu ile ilgilenilecek.

-Test sürecinde ise gerekli değişkenlerin modele eklenmesi, gerekli değişkenlerin model dışında bırakılması veya modele gereksiz değişken eklenmesi durumları göz önünde tutulacaktır.

4.2.1. ADF Birim Kök Test Sonuçları

ADF birim kök testi için N=100 , N=50 , N=25 değerlerinde 3x3 lük matrisler oluşturularak aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir. Matristeki değerler doğru ve yanlış spesifikasyonla elde edilmiş değerleri içerir .

ADF birim kök test sonuçları **;**

Veri Üretim Süreci

N = 100 için **Test Süreci**

$$\begin{bmatrix} 1 & 0{,}0000 & 0{,}0000 \\ 1 & 0.9998 & 0{,}0000 \\ 0{,}9998 & 1 & 0{,}9996 \end{bmatrix}$$

Veri Üretim Süreci

N = 50 için **Test Süreci**

$$\begin{bmatrix} 0{,}9992 & 0{,}0000 & 0{,}0000 \\ 0{,}9958 & 0{,}9954 & 0{,}0002 \\ 0{,}9928 & 0{,}9908 & 0{,}9932 \end{bmatrix}$$

Veri Üretim Süreci

N=25 için **Test Süreci**

$$\begin{bmatrix} 0{,}9712 & 0{,}0004 & 0{,}0000 \\ 0{,}9584 & 0{,}9566 & 0{,}0004 \\ 0{,}9198 & 0{,}9160 & 0{,}9234 \end{bmatrix}$$

Model doğru spesifikasyonla kurulur ise ;

Matrislerdeki köşegenlerin doğru spesifikasyon değerlerini gösterdiğini daha önce belirtmiştik. Yukarıdaki sonuçlarda ilk olarak köşegen değerleri incelendiğinde, modelin sabit terimli ve trendli olarak kurulup test aşamasında da sabit terimin ve trendin modele dahil edilerek test edilmesiyle ADF birim kök test sonucunun, 100 ve 50 gözlem değerleri için 0.99 ve 25 gözlem değeri için 0.92 olduğu görülmektedir. Model sadece sabit terimli olarak kurulup ve aynı şekilde test aşamasında da sadece sabit terimin dahil edilmesiyle ADF birim kök test sonucunun 100 ve 50 gözlem değerleri için 0,99 ve 25 gözlem değeri için 0.95 olduğu görülmektedir. Aynı şekilde sabit terimsiz kurulan model, sabit terimsiz bir model olarak test edilmesiyle; 100 gözlem değeri için 1, 50 gözlem değeri için 0.99 , 25 gözlem değeri için 0.97 olasılık değerine ulaşılmıştır.

Bu sonuçlardan hareketle ADF birim kök testinde, model spesifikasyonun gerekli bir değişkenin model dışında bırakılmayacak şekilde kurulduğu sürece, yüksek ve düşük gözlem değerlerinde güçlü sonuçlar vermiştir.

Model yanlış spesifikasyonla kurulur ise ;

Bu kısımda iki durum üzerinde durulacaktır. Birincisi gerekli bir değişkenin model dışı bırakılması durumu, ikincisi gereksiz bir değişkenin modele dahil edilmesi durumudur.

- Gerekli bir değişkenin model dışı bırakılması durumunda :

Matrisler incelendiğinde, veri üretim sürecinde model sabit terimli ve trendli kurulmasına rağmen sadece sabit terimli olarak ya da sabit terim ve trend olmadan sadece sabit terimsiz olarak test edildiğinde 100, 50, 25 gözlem değerlerinde 0.00 sonucunu vermiştir.Aynı şekilde sadece sabit terim içeren bir model, sabit terimsiz bir şekilde test edildiğinde 0.00 olasılık sonucunu vermiştir.

- Gereksiz bir değişkenin modele katılması durumunda :

Matrisler incelendiğinde veri üretim sürecinde, model sadece sabit terimsiz kurulmasına rağmen modele, sadece sabit terimin ya da sabit terimin ve trendin eklenmesiyle elde edilen matris sonuçlarına bakıldığında: 100, 50, 25 gözlem değerleri için güçlü sonuçlar verdiği görülmektedir. Aynı şekilde sabit terimli bir model, sabit ve trendin aynı anda eklenmesiyle test edilirse yine güçlü sonuçlar vermektedir.

ADF birim kök analizi sonucunda, model için gerekli bir değişkenin modele dahil edilmemesi, birim kök olmasına rağmen birim kökün varlığının reddine neden olmuş, model için gereksiz bir değişkenin modele dahil edilmesi ise birim kökün varlığının reddedilememesinin gücünü arttırmıştır. Gerekli bir değişkenin model dışı bırakılmasının sonuçlarının çok daha önemli olduğu görülmektedir. Ancak modele fazladan dahil edilen parametreler de yanlış spesifikasyona neden olmaktadır. Elde ettiğimiz sonuçlar modele hangi değişkenin dahil edileceğine doğru karar vermenin önemli olduğunu göstermektedir. Çünkü birim kök testi uygulanacak modele her eklenen deterministik parametre, serbestlik derecesi ve testin gücünün azalmasına neden olmaktadır. Yani, sabit ve trend terimlerinin modele fazladan eklenmesi, serbestlik derecesinin düşmesine yol açmaktadır. Öte yandan, fazladan eklenen trend ve kesme terimleri, kritik terimleri mutlak değerce büyüteceğinden, birim kök olduğunu ileri süren boş hipotez red edilemeyecektir. Bu durumda modelde spesifikasyon hatası söz konusu olacaktır[1].

Tüm sonuçlardan yola çıkarak, düşük ve yüksek gözlem değerleriyle elde edilen yukarıdaki sonuçlarda testin gücü üzerinde bariz bir gözlem sayısı etkisi görülmemektedir. Doğru spesifikasyon kurulduğu sürece güçlü ve doğru sonuçların elde edildiği sonucuna ulaşılmıştır.

4.2.2.PP Birim Kök Test Sonuçları

PP birim kök testi için N=100, N=50, N=25 değerlerinde 3x3 lük matrisler oluşturularak aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir. Matristeki değerlerin doğru ve yanlış spesifikasyonla elde edilmiş değerleri içerdiğini söylemiştik. Aynı durum bu testte de geçerlidir.

Veri Üretim Süreci

N= 100 **Test Süreci**

$$\begin{bmatrix} 1 & 0{,}0000 & 0{,}0000 \\ 1 & 1 & 0{,}0000 \\ 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

Veri Üretim Süreci

N =50 **Test Süreci**

$$\begin{bmatrix} 1 & 0{,}0000 & 0{,}0000 \\ 1 & 1 & 0{,}0006 \\ 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

Veri Üretim Süreci

N =25 **Test Süreci**

$$\begin{bmatrix} 1 & 0{,}0000 & 0{,}0000 \\ 0.9876 & 1 & 0{,}0000 \\ 0{,}9298 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

Model doğru spesifikasyonla kurulur ise:

PP birim kök testi matris sonuçları incelendiğinde veri üretim sürecinde modelde yer alan trend ve sabit terim, test sürecinde modele dahil edilerek analiz edildiğinde, 100, 50 ve 25 gözlem değerlerinin her biri için 1 sonucunu vermiştir. Aynı şekilde sadece sabit terimli olarak kurulan model sabit terim eklenerek analiz edildiğinde ve sadece sabit terimsiz olarak kurulan model, sabit terimsiz olarak analiz edildiğinde yine 100, 50, 25 gözlem değerleri için, 1 sonucunu vermiştir. Burdan hareketle PP birim kök analizinde de ADF testinde olduğu gibi, model için gerekli bir değişkenin modele dahil edilmesinin sonucunda, birim kök testinin güçlü ve doğru sonuçlar verdiği görülmektedir.

Model yanlış spesifikasyonla kurulur ise:

- Gerekli bir değişkenin model dışı bırakılması durumunda :

Matrisler incelendiğinde, veri üretim sürecinde model, sabit terimli ve trendli kurulmasına rağmen, test sürecinde 100, 50, 25 gözlem değerleri için, sabit terimin ya da sabit terimin ve trendin her ikisinin de model dışında bırakılması sonucunda 0.00 değerine ulaşıldığı ve aynı şeklide, model sadece sabit terimli kurulmasına rağmen, sabit terimin model dışında bırakılması sonucunda 0.00 değerine ulaşıldığı görülmektedir.

PP birim kök testinden elde edilen sonuçlara bakıldığında, gerekli bir değişkenin model dışı bırakılmasının modelde birim kök varken, ADF birim kök testi gibi birim kökün varlığının reddine karar verilmesine neden olduğu görülmektedir.

- Gereksiz bir değişkenin modele katılması durumunda ;

Veri üretim sürecinde sabit terimsiz olarak kurulan model test sürecinde 100, 50, 25 gözlem değerleri üzerinden sabit terim eklenerek ya da sabit terimin ve trendin her ikisinin de eklenmesiyle analiz edildiğinde 1 değerine ulaşılmıştır , aynı şekilde sadece sabit terimli bir modele hem sabit terimin hem de trendin aynı anda eklenmesiyle yine 1 değerini vermiştir. Gereksiz bir değişkenin modele katılması birim kökün varlığının reddedilememesinin gücünü PP testi için de arttırdığı görülmektedir.

Genel itibari ile bakıldığında PP birim kök testi düşük ve yüksek gözlem değerlerinde ADF birim kök testi analiziyle aynı sonuçları vermiştir. PP ile ADF testinin benzer sonuçlar vermesi beklenen bir durumdur çünkü PP testi, ADF testinin parametrik olmayan bir düzeltmeyle yeniden oluşturulmuş halidir.

4.2.3.KPSS Test Sonuçları

Bu test için oluşturulan 3x3 boyutundaki matrislerde yer alan ilk satırlar modelin sabit terimsiz kurularak analiz edilemeyen bir yapısı olduğu için herhangi bir değer içermemektedir ve " - " şeklinde gösterilmiştir.

Veri Üretim Süreci

N=100 **Test Süreci**

$$\begin{bmatrix} _ & _ & _ \\ 0{,}6776 & 1 & 1 \\ 0{,}5892 & 0{,}5712 & 1 \end{bmatrix}$$

Veri Üretim Süreci

N=50 **Test Süreci**

$$\begin{bmatrix} _ & _ & _ \\ 0{,}5987 & 1 & 1 \\ 0{,}4578 & 0{,}4436 & 1 \end{bmatrix}$$

Veri Üretim Süreci

N=25 **Test Süreci**

$$\begin{bmatrix} _ & _ & _ \\ 0{,}5092 & 1 & 1 \\ 0{,}3510 & 0{,}3426 & 1 \end{bmatrix}$$

KPSS analizinde kurulan hipotez diğer birim kök testlerinde kurulan hipotezin tam tersidir. Bu testte birim kökün varlığını ifade eden sıfır (temel hipotez) hipotezi, alternatif hipotez olmakta ve serinin trend durağan bir süreç olduğu hipotezi de temel hipotez olmaktadır. KPSS modeli yapısı gereği sabit terimli veya sabit terimli ve trendli şekilde oluşturulabilinmektedir. Analiz sonuçları bu değerler üzerinden yorumlanmıştır.

Model doğru spesifikasyonla kurulur ise :

- Gerekli değişkenin modele katılması durumunda ;

KPSS analizinde de diğer birim kök testleri gibi köşegen değerleri doğru spesifikasyon sonuçlarıdır. Veri üretim sürecinde model sabit terimli ve trendli kurulup, test sürecinde bu parametreler modele dahil edildiğinde 100, 50, 25 gözlem sayıları için, 1 olasılık değeri elde edilmiştir. Aynı şekilde model sadece sabit terimli kurulup ,modele sabit terim katılarak test edildiğinde 100, 50, 25 gözlem sayıları için tekrar 1 değerini vermiştir.Serinin trend durağan bir seri olduğu hipotezi reddedilememiştir. Modelin doğru spesifikasyonla test edilmesi güçlü ve doğru sonuçlar elde edilmesini sağlamıştır.

Model yanlış spesifikasyonla kurulur ise:

- Gerekli değişkenin modele dışı bırakılması durumunda ;

Matrisler incelendiğinde, KPSS testi için de gerekli bir değişkenin model dışı bırakılması sonucunda farklı izlenim söz konusu. Sabit terimli ve trendli kurulan bir modelde, trendin model dışı bırakılmasıyla test sonucunun 1 olasılık değerini aldığı görülmektedir. Model spesifikasyonu doğru olmamasına rağmen sonucun yüksek

çıkmasının nedeni KPSS analizinin deterministik trendden arındırılmış seriler üzerine kurulu olmasından kaynaklanmaktadır.

- Gereksiz değişkenin modele katılması durumunda

Veri üretim sürecinde sabit terimli kurulan bir modele trend parametresinin , sabit terimsiz kurulan bir modele sabit terim parametresinin eklenmesiyle yapılan test sürecinde ; 100, 50 , 25 gözlem sayıları için zayıf ve hatalı sonuçlar elde edilmiştir.

KPSS test analizinde sabit parametrenin model için gerekli bir parametre olduğu ve trend parametresinin trend durağan süreci ifade eden bu analizde durağan olmama durumunu güçlendirdiği için hatalı sonuçlara neden olduğu görülmüştür. Ve bu sonuçlar yüksek ve düşük gözlem değerlerinde farklılaşmamıştır.

Bu noktaya kadar her ne kadar KPSS testi , hipotez kurulumu açısından ve yukarıda anlatılan bazı noktalarda farklılaşsa da 100 , 50 , 25 gözlem değerleri dikkate alınarak yapılan analizlerde ADF ve PP birim kök testleriyle benzer sonuçlar vermiştir.

Sonuç olarak gözlem sayılarının yüksek veya düşük olması testlerin gücü üzerinde farklılaşmaya neden olmamış , KPSS testinde de model spesifikasyonunun doğruluğu ön planda yer almıştır.

4.2.4.NG -Perron Birim Kök Test Sonuçları

NG-Perron birim kök testinde 4 ayrı model elde edilmiştir. NG-Perron birim kök testinin de sabit terimsiz çözümü olmadığı için sabit terimsiz kurulan model değerlerini temsil eden ilk satırlar " – " şeklinde gösterilmiştir. Ng-Perron analizinde ilk olarak 100 ve 50 gözlem sayıları üzerinde durulacaktır.

N=100

Veri Üretim Süreci **Veri Üretim Süreci**

Test Süreci $\begin{bmatrix} - & - & - \\ 0{,}8230 & 0{,}8232 & 0.1150 \\ 0{,}9590 & 0{,}9666 & 0{,}9604 \end{bmatrix}$ **Test süreci** $\begin{bmatrix} - & - & - \\ 0{,}8060 & 0{,}8208 & 0{,}1052 \\ 0{,}9594 & 0{,}9672 & 0{,}9604 \end{bmatrix}$

Veri Üretim Süreci **Veri Üretim Süreci**

Test Süreci $\begin{bmatrix} - & - & - \\ 0{,}8122 & 0{,}8150 & 0.1202 \\ 0{,}9594 & 0{,}9666 & 0{,}9604 \end{bmatrix}$ **Test Süreci** $\begin{bmatrix} - & - & - \\ 0{,}8202 & 0{,}8192 & 0{,}1028 \\ 0{,}9592 & 0{,}9672 & 0{,}9612 \end{bmatrix}$

N = 50

Veri Üretim Süreci **Veri Üretim Süreci**

Test Süreci $\begin{bmatrix} - & - & - \\ 0{,}9086 & 0{,}9004 & 0{,}1618 \\ 0{,}9692 & 0{,}9626 & 0{,}9656 \end{bmatrix}$ **Test Süreci** $\begin{bmatrix} - & - & - \\ 0{,}9074 & 0{,}8982 & 0{,}1468 \\ 0{,}9696 & 0{,}9626 & 0{,}9656 \end{bmatrix}$

Veri Üretim Süreci **Veri Üretim Süreci**

Test Süreci $\begin{bmatrix} - & - & - \\ 0{,}9010 & 0{,}8914 & 0{,}1718 \\ 0{,}9690 & 0{,}9622 & 0{,}9656 \end{bmatrix}$ **Test Süreci** $\begin{bmatrix} - & - & - \\ 0{,}9068 & 0{,}8978 & 0{,}1440 \\ 0{,}9698 & 0{,}9624 & 0{,}9658 \end{bmatrix}$

Model doğru spesifikasyonla kurulur ise :

Ng- Perron birim kök testinde model 100 ve 50 gözlem sayıları için , veri üretim sürecinde sabit terimli kurulup test sürecinde sabit terimli analiz edildiğinde aynı zamanda veri üretim sürecinde sabit terimli ve trendli kurulup test sürecinde sabit terimli ve trendli analiz edildiğinde , yüksek ve doğru sonuçlar vermiştir.

İlk iki matriste, sıfır hipotezi birim kökün varlığını, alternatif hipotez de birim kökün olmadığını simgeler. Sonuçlara bakıldığında birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektedir. Son iki matriste sıfır hipotezi birim kökün olmadığını ve sürecin durağan olduğunu, alternatif hipotez de seride birim kök olduğunu ifade etmektedir. Burdan hareketle, doğru spesifikasyonla oluşturulan son iki matriste ise temel hipotezin reddedilemediği görülmektedir.

Model yanlış spesifikasyonla kurulur ise :

- Gerekli değişkenlerin model dışı bırakılması durumunda

Veri üretim sürecinde modelin sabit terimli ve trendli kurulup test sürecinde ise trendin model dışında bırakılması durumunda, 100 ve 50 gözlem değerleri için test gücünün oldukça düştüğü görülmektedir.

Trendin model dışında bırakılması ilk iki matriste birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezinin reddine, son iki matriste ise birim kökün varlığı hipotezini ifade eden alternatif hipotezin reddine neden olmuştur.

- Gereksiz değişkenin modele katılması durumunda

Veri üretim sürecinde modelin sabit terimsiz bir model olmasına rağmen sonradan dahil edilen sabit terimin ya da veri üretim sürecinde modelin sadece sabit terimli bir model olmasına rağmen test sürecinde dahil edilen trend ile ilk iki

matrisin analiz sonucuna bakıldığında modelin birim kök içerdiği hipotezinin reddedilememesinin gücünüb arttığı görülmektedir. Aynı şekide son iki matriste de temel hipotez reddedilememektedir.

Bu noktaya kadar 100 ve 50 gözlem sayıları dikkate alınarak yapılan Ng-Perron birim kök analizinin 100, 50 ve 25 gözlem sayıları dikkate alınarak yapılan ADF , PP, KPSS birim kök analizleriyle aynı sonuçları verdiği görülmekte.

Ng-Perron testinde de 100 ve 50 gibi yüksek gözlem değerleri ile elde edilen sonuçlarda bariz bir gözlem sayısı etkisi bulunamamış ve 100 ve 50 gözlem gibi yüksek gözlem değerlerinde doğru spesifikasyonun Ng-Perron birim kök analizinde de ön planda olduğu görülmüştür.

Ng-Perron birim kök testinin daha düşük gözlem değerlerindeki seyrine bakmak için model gözlem sayısı 25 olacak şekilde ele alınarak analiz edilip aşağıdaki matris sonuçlarına ulaşılmıştır.

N=25

	Veri Üretim Süreci				**Veri Üretim Süreci**		
Test Süreci	$\underline{0,9094}$	$\underline{0,9186}$	$\underline{0,2256}$	**Test Süreci**	$\underline{0,9018}$	$\underline{0,9090}$	$\underline{0,2108}$
	0,1078	0,1108	0,1032		0,1076	0,1111	0,1038

	Veri Üretim Süreci				**Veri Üretim Süreci**		
Test Süreci	$\underline{0,9024}$	$\underline{0,9088}$	$\underline{0,2388}$	**Test Süreci**	$\underline{0,8932}$	$\underline{0,8996}$	$\underline{0,2070}$
	0,1074	0,1104	0,1030		0,1082	0,1108	0,1040

Ng-Perron birim kök analizinde 25 gözlem sayısı ele alınarak doğru spesifikasyonla kurulan modelin , trend ve sabit açısından ayrı bir seyir izlediği görülmektedir:

-Veri üretim sürecinde sadece sabit terimli kurulan model test sürecinde de sabitli olarak ele alınıp analiz edildiğinde düşük gözlem değerlerinde de güçlü ve doğru sonuçlar vermiştir.

-Veri üretim sürecinde sabit terimli ve trendli kurulan model , test sürecinde de sabit terimli ve trendli analiz edildiğinde model spesifikasyonu doğru olmasına rağmen doğru sonuçlar vermemiştir ve Ng Perron için oluşturulan dört matris için de temel hipotezin reddine neden olmuştur.

Ng-Perron birim kök analizinde 25 gözlem sayısı ele alınarak yanlış spesifikasyonla kurulan modelin , trend ve sabit açısından seyrine bakıldığında ise:

-Veri üretim sürecinde sabit terimli ve trendli kurulan modelin , test sürecinde sadece sabit terimli analiz edilmesi temel hipotezin reddine neden olmuştur. Aynı şekilde sadece sabit terimle kurulan modele sonradan eklenen trendin ve sabit terimsiz kurulan modele aynı anda eklenen sabit terim ve trend temel hipotezin reddine neden olmuştur. Ancak veri üretim sürecinde sabit terimsiz kurulan modelin ,sadece sabit terimli analizi temel hipotezinin reddine neden olmamıştır.Çünkü model sabit terimsiz şekilde kurulamamaktadır.

Ng-Perron 100 ve 50 gözlem değerleri doğru spesifikasyonla kurulduğunda doğru sonuçları vermiştir ve temel hipotezler reddedilememiştir ancak 25 gözlem değeri üzerinden analizinde ise modelde yer alan trend fonksiyonu nedeniyle birim kökün varlığını analiz etmede yetersiz kalmış ve hatalı sonuçlar vermiştir. Bu nedenle Ng Perron birim kök testinin düşük gözlem sayısına sahip trend içeren modeller için uygun bir test olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

SONUÇ

Araştırmamızda, ADF ve PP birim kök testi aynı gözlem sayılarında birim kökün varlığı analizinde güçlü ve doğru sonuçlar vermiştir. Gözlem sayısındaki azalma test güçleri üzerinde belirgin bir etki oluşturmamıştır. Her iki birim kök testinin de aynı sonuçları vermeleri beklenen bir durumdur, nitekim PP birim kök testi ADF testinde meydana gelen otokorelasyon sorununa düzeltme getirerek daha iyi sonuçlar elde edilebilinmesi için geliştirilmiştir. Her iki testtede birim kökün varlığı hipotezi reddedilememiştir. Analizde temel aldığımız çıkış noktamız AR sürecidir. Ancak MA süreci üzerinden yapılacak bir karşılaştırmada trend içeren serilerde, MA süreçlerinin artan olması durumunda Phillips-Perron testi Dickey-Fuller testine göre daha güçlü olmaktadır. Phillips ve Perron'un (1988) çalışmalarında MA süreçlerinin negatif olması durumunda ADF testleri Phillips-Perron'a daha güçlü olduğu ileri sürmüşlerdir.(MA süreçlerinin negative olması ya da azalan olması hata terimlerinin beklenen ortalamasının sıfıra yaklaşması demektir.) PP testinin veri yaratma sürecinin pozitif (MA) özelliğini göstermesi durumunda güçlü olduğunu söylerler.

KPSS analizinde modele sonradan eklenen trend fonksiyonunun her gözlem değerinde testin gücünü zayıflattığı sonucuna varılırken bunun nedeninin testin yapısındaki trend durağan süreç olduğu görülmüş, gözlem değerlerindeki farklılık (yüksek veya düşük) aynı etkiyi meydana getirdiği için gözlem sayısı etkisi bulunamamıştır. Her üç testte de gözlem sayısındaki değişikliğin modelde bariz bir etkiye sahip olmadığı açıktır. Ve model spesifikasyonunun doğru kurulmasının, her üç test için de doğru ve tutarlı etkiler meydana getirmesi açısından son derece önemli olduğu görülmüştür.

NG-Perron analizine bakıldığında ise 100 ve 50 gözlem değerleri bakımından ADF, PP, KPSS testleriyle benzer sonuçlar verirken, gözlem sayısındaki azalmayla model spesifikasyonu doğru kurulsa bile trend fonksiyonunun modelde yer alması durumunda temel hipotezlerin reddine neden olmaktadır. Karşılatırma analizimizde NG-Perron birim kök testinin trend içeren düşük gözlem sayılarındaki modeller için uygun bir test olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

KAYNAKÇA

AKAIKE, H., "Information Theory and An Extension Of The Maximum Likelihood Principle", In B.N.Petrov, B.F.Csaki (Eds), Second Internatıonal Symposıum On Information Theory Academiai Kiado : Budapest , 1973

ARI, Aydın, ABUK DUYGULU, Aylin "Veri Seti Analizi Ekonomik Serilerin Durağanlığı Sorunu ve Sahte Regresyon Sorunu" , Doktora Programı Sunusu

ALLEN, R.G.D, **Statics for Economists**, McMillan, UK, 1964

AKGÜL, Işıl, **Zaman Serilerinin Analizi ve Arıma Modelleri**, İstanbul, Der Yayınları, 2003

BENTZEN Jan & ENGSTED Tom, "Short And Long Run Elasticities In Energy Demand : A Cointegration Approach**", Institute Of Economics Aarhus School of Business**, Number: 18, 1992

BARAN, Gökhan, "Turizmde Talep Tahmini : Türkiye Turizm Talebinin Zaman Serisi Analizi ile Tahmini", Uzmanlık Tezi, Ankara, Ekim , 2010

BiRCAN, H., KARAGÖZ, Y., "Box-Jenkins Modelleri ile Aylık Döviz Kuru Tahmini Üzerine Bir Uygulama", **Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, Cilt: 6, Sayı: 2, 2003

BROOKS, C., , **Introductory Econometrics For Finance**

CROMWELL, Jeff B., LABYS, Walter and C. TERREZA , Michel, "Univariate Tests For Time Series Models", ABD Sage Publications, 1994

ÇİL YAVUZ, Nilgün, **Finansal Ekonometri,** 2014

DEMİR. , M. , “Analitik Verilerin Değerlendirilmesi”, 2009

D.A. Dickey, W.A. Fuller, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root”, **Journal of the American Statistical Association**, Vol.74, No: 366, 1979

ENDERS, Walter, **Applied Econometric Time Series**, USA : John Wiley and Sons, 1995

GÖKTAŞ, Özlem, **Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi**, İstanbul, Beşir Kitabevi, 2005

GUJARATİ, Damodar N., **Basic Econometrics**, New York, McGraw-Hill , 2003

HANKE, E. & JOHN, REITSCH, G. ARTHUR , (1995) , “Business Forecasting, Prentice Hall”, Englewood Cliffs , Nj 07632 : USA

HANNAN, E.J. & QUINN B.G.,, The Determinationn of the Order of an Autoregression, Journal Of the Royal Statistical Society, B, 41 , 1979

HAMILTON, James D, Time Series Analysis, USA, Princeton University Pres, 1994

J.BROCKWELL, Peter & DAVIS, Richard A. , Time Series Theory and Methods, Second Edition, Newyork, Springer, 1991

KITAGAWA, Genshiro, Introduction To Time Series Modeling, CRC Press, Taylot & Francis Group , 2010

KIRAN, Burcu, Sektörel Bazda Hisse Senetleri Getiri Volatilitesinin Asimetrik Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile Tahmini

KUTLAR, Aziz, **Ekonometrik Zaman Serileri Teori ve Uygulama**, Ankara, Gazi Kitabevi, 2000

KWİATKOWSKİ Denis & PHILLIPS,Peter C.B.& SCHMIDT Peter & SHIN Yongcheol " Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root "

LEE , Junsoo "Univariate Time Series Modelling And Forecasting (Box Jenkins Method)"(Çevrimiçi) www.cba.ua.edu/~jlee/forecasting/lecture4.pdf , 12 Şubat 2007

LING, Shiqing, W.K. Li, "Limiting Distributions of Maximum Likelihood Estimators for Unstable Autoregressive Moving-Average Time Series with General Autoregressive Heteroscedastic Errors," **The Analise of Statistics**, 1998

MILLES Terence C., MARKELLOS, Raphael N., **The Econometric Modelling Of Financial Time Series,** Third Edition , Cambridge Unıversity Press .

NEWBOLD, Paul , "İşletme ve İktisat için İstatistik" , çev. Ümit Şenesen ,Literatür Y. İstanbul , 2000

NEWTON, H.Josep, Timeslab : "A Time Series Analysis Laboratory", California, Wadworth and Brooks**, Technometrics**, 1988

NG, Serena, PERRON, Phillips, "Lag Lenght Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", **Econometrica**, number: 69, 2001

ÖZCAN, Kıvılcım Metin, "Faiz Oranları Oynaklığının Modellenmesinde Koşullu Değişen Varyansın Rolü", Uzmanlık Yeterlilik Tezi,

PHILLIPS, Peter C.B, PERRON, Pierre, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", **Biometrica**, Sayı: 75, (1988), pp. 335-346.

PATTERSON Kerry, **An Introduction to Applied Econometrics : A Time Series Approach**, Newyork, Great Britain, 2000

SEVÜKTEKİN, Mustafa, NARGELEÇEKENLER, Mehmet, **Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, 2005

SCHWARZ, Gideon, "Estimating The Dimension Of A Model" **The Annals Of Statistics**, 1978

SÖDERLIND, Paul, **Lecture Notes In Financial Econometrics**, MBF, Msc Course At UNISO, 13 Şubat
http://home.tiscalinet.ch/paulsoderlind/courses/OldCourses/FinEcmtAll.pdf

TARI, Recep, **Ekonometri**, Kocaeli Üniversitesi Yayınları, 3.bs., İzmit, 2005

TERZİ, H., **Türkiye'de Enflasyon ve Ekonomik Büyüme İlişkisi**, Gazi Üniversitesi İ.İ.B Fakültesi Dergisi, 2004

T.TSAY, Ruey, **Analysis of Financial Time Series**, USA, Wiley Series In Probablity And Statistics, 2002

YALTA, A.Talha, **Bağlanım Çözümlemesi Temel Kavramlar**, Ekonometri-1 Konu 6, Sürüm 2, Ekim 2011